



HESTA Première tendance

Pondération et estimation de variance III

EXPERIMENTAL STATISTICS



Neuchâtel, 2025

Éditeur:	Office fédéral de la statistique (OFS)	Langue du texte original:	Français
Renseignements:	info-tour@bfs.admin.ch, tél. +41 58 463 61 97	Concept de mise en page:	section PUB
Rédaction:	section METH, OFS	Téléchargement:	www.statistique.ch
Contenu:	Jacques Saliba, OFS; Rémy Mariétan, OFS	Copyright:	OFS, Neuchâtel 2025
Domaine:	00 Bases statistiques des généralités		La reproduction est autorisée, sauf à des fins commerciales, si la source est mentionnée

Table des matières

1	Introduction et déroulement de l'enquête	3
1.1	Enquête	3
1.2	Mode de relevé et questionnaire	3
1.3	Liste des établissements influents	4
2	Population, non-réponse, calage et extrapolation	4
2.1	Population	4
2.2	Non-réponse	5
2.2.1	Taux de réponse	5
2.2.2	Objectifs du traitement de la non-réponse	5
2.2.3	Variables auxiliaires	5
2.2.4	Imputation des variables auxiliaires	5
2.3	Calage	10
2.3.1	Cadre	10
2.3.2	Objectifs du calage	10
2.3.3	Variables auxiliaires	10
2.4	Extrapolation	10
2.5	Résumé des spécificités de l'enquête	10
3	Pondération : variantes de solutions et discussion du choix	10
3.1	Non-réponse	11
3.1.1	Variantes possibles et choix	11
3.1.2	Description de la variante retenue	11
3.1.3	Poids corrigés pour la non-réponse	11
3.1.4	Analyse des poids	12
3.2	Calage	12
3.2.1	Choix des variables	12
3.2.2	Poids après calage	13
3.2.3	Analyse des poids	13
3.2.4	Impact du calage	13
3.3	Extrapolation et calcul de la précision	14
3.3.1	Indicateurs	14
3.3.2	Résultats	15
4	Évolution	15
4.1	Description de la publication	15
4.2	Variance	15
4.3	Première approche de l'estimation de la variance	15
4.4	Estimation améliorée	16
4.4.1	Notations	16
4.4.2	Modèle de non-réponse bivarié	16
4.4.3	Estimateur	17
4.4.4	Remarques	18
4.5	Résultats	18
5	Conclusions	20
6	Références	21
A	Liste des variables utilisées	22
B	Tableau des poids	23
C	Tableau des résultats des nuitées	25

D	Variance de l'évolution : Calculs	26
D.1	Introduction et définitions	26
D.2	Variance séparée	26
D.3	Variance de la différence	27
D.3.1	Deux traitements de non-réponse	27
D.3.2	Estimation théorique	28
D.3.3	Estimateur de covariance	28
D.3.4	Estimateurs de différence	29
D.3.5	Comparaison des différents estimateurs	29
E	Tableaux d'évolution	30
F	Figures des nuitées	33
G	Figures impact du calage	38
H	Figures des évolutions	43

1 Introduction et déroulement de l'enquête

1.1 Enquête

La statistique de l'hébergement touristique (HESTA) de la section Tourisme (TOUR) de l'Office fédéral de la statistique (OFS) permet entre autres de quantifier le nombre et l'évolution des nuitées des établissements hôteliers en Suisse. Cette enquête mensuelle exhaustive porte sur environ 5'000 établissements qui se trouvent dans un cadre régulièrement mis à jour. En remplissant un questionnaire reçu au début d'un mois $t + 1$, les hôtels renseignent l'OFS sur leur situation au mois t . Une première statistique portant sur un mois t est actuellement publiée par l'OFS sur la base des réponses obtenues jusqu'au 22^{ème} jour ouvrable du mois suivant, $t + 1$. Le taux de réponse à partir du 22^{ème} jour ouvrable est souvent proche de 90%. Les unités non-répondantes sont traitées par une procédure d'imputation. Lors de la publication des résultats de l'enquête de décembre et donc de l'année civile, les enquêtes mensuelles de janvier à novembre sont révisées en prenant en compte les données reçues hors des délais mensuels. Les résultats statistiques diffusés actuellement présentent en particulier les nuitées selon la provenance des hôtes au niveau suisse ainsi que selon les treize régions touristiques de la Suisse. Un intérêt est alors accordé à l'évolution en pour cent du nombre de nuitées mensuelles de cette année par rapport aux mêmes mois de l'année précédente.

Afin de diffuser des "flash-estimates" plus tôt dans le processus, la section Méthodes statistiques (METH) de l'OFS a été sollicitée pour développer dans un premier temps une estimation par pondération du nombre de nuitées au 10^{ème} jour ouvrable du mois $t + 1$. Les analyses se focalisent sur les nuitées nationales des hôtes suisses, des hôtes étrangers et de l'ensemble des hôtes. Ces flash-estimates sont dans un deuxième temps étendues au 15^{ème} jour ouvrable en ajoutant des estimations sur les nuitées des hôtes selon plusieurs pays de provenance¹. Une pondération a également été développée au 22^{ème} jour ouvrable ainsi que lors de la publication de l'année civile. Les résultats de ces pondérations ne sont pas publiés mais servent uniquement de validation pour l'approche utilisée aux 10^{ème} et 15^{ème} jours ouvrables.

Une première approche présentée dans [Mariétan \[2021\]](#) était utilisée entre fin 2021 et début 2023 pour l'estimation "flash" au 10^{ème} jour ouvrable. Cette approche est appelée Modèle I. Une deuxième approche (Modèle II) contenant des adaptations de la première approche (adaptions du traitement de la non-réponse, du calage et de l'estimation de variance) est présentée dans [Mariétan \[2023\]](#). Cette seconde approche était en vigueur entre début 2023 et début 2025. Dans ce document, nous présentons une troisième approche (Modèle III) inspirée du Modèle II et dans laquelle le calage a été adapté. Cette troisième approche est en vigueur depuis début 2025 et s'applique au 10^{ème} jour et au 15^{ème} jours ouvrables. De plus, le programme a été adapté pour permettre, au 15^{ème} jour ouvrable, une extension des résultats aux nuitées de plusieurs pays de provenance.

1.2 Mode de relevé et questionnaire

Tous les mois, les établissements reçoivent un questionnaire afin de renseigner l'OFS sur leurs chiffres du mois précédent. Par exemple, si nous nous intéressons aux chiffres du mois de février, les établissements reçoivent un questionnaire et peuvent répondre à partir du 1^{er} mars. La majorité des réponses sont obtenues à travers un système automatisé, un questionnaire (électronique ou papier) ou encore parfois par un système de centralisation cantonal des données.

Les unités renseignent leur nombre de nuitées avec la provenance des clients, leur nombre de jours d'ouverture et indiquent leur prochaine fermeture. Cette dernière indication permet d'identifier à l'avance les établissements qui seront fermés durant un mois d'enquête afin d'éviter

1. Principaux continents et pays de provenance.

de leur envoyer un questionnaire inutilement. La qualité de cette information n'est pas toujours bonne et ceci s'est accentué principalement lors de certaines périodes fortement impactées par les mesures sanitaires liées au COVID-19.

1.3 Liste des établissements influents

Les établissements sont appelés à répondre avant le 10^{ème} jour ouvrable. C'est pourquoi aucun rappel n'est effectué avant cette date. Afin de garantir une certaine qualité des résultats au 10^{ème} jour ouvrable, une liste provisoire d'établissements influents, dont les données doivent être obtenues au plus vite, a été développée. Une unité est considérée comme influente si elle fait partie de la catégorie des cinq étoiles ou si son nombre de lits est strictement supérieur à 150.

2 Population, non-réponse, calage et extrapolation

2.1 Population

La population cible correspond aux établissements hôteliers en Suisse durant un mois donné. Cette population évolue au fil des mois. Ainsi, le cadre construit par la section TOUR détaillant l'état de la population à une certaine date fixe peut lui aussi évoluer si certaines unités apparaissent ou s'avèrent avoir disparu avant la date de référence du cadre.

La fluctuation tardive du cadre traduit une certaine imprécision avec des unités présentes qui ne devraient plus y être et inversement. La table 1 présente les tailles des cadres ainsi que les taux de réponse, c.f. 2.2.1, pour les différents jours ouvrables considérés pour les années 2022 et 2023.

TABLE 1 Taille du cadre mensuel, nombre de répondants et taux de réponse au 10^{ème} jour ouvrable (N_{10} , n_{10} , $taux_{10}$), au 15^{ème} jour ouvrable (N_{15} , n_{15} , $taux_{15}$), au 22^{ème} jour ouvrable (N_{22} , n_{22} , $taux_{22}$) et en fin d'enquête (N , n , $taux$) pour chaque mois de 2022 et 2023.

année	mois	N_{10}	n_{10}	$taux_{10}$	N_{15}	n_{15}	$taux_{15}$	N_{22}	n_{22}	$taux_{22}$	N	n	$taux$
2022	Janvier ²	4519	3717	82%	4519	3717	82%	4517	3841	85%	4526	4434	98%
	Février	4511	2963	66%	4509	3469	77%	4508	3815	85%	4521	4428	98%
	Mars	4509	3222	71%	4520	3612	80%	4519	3908	86%	4520	4421	98%
	Avril	4505	3198	71%	4506	3543	79%	4507	3865	86%	4499	4399	98%
	Mai	4500	3081	68%	4503	3590	80%	4504	3894	86%	4497	4401	98%
	Juin	4501	3298	73%	4499	3560	79%	4498	3855	86%	4493	4382	98%
	Juillet	4500	3151	70%	4502	3483	77%	4502	3762	84%	4499	4372	97%
	Août	4493	3432	76%	4494	3642	81%	4495	3820	85%	4489	4362	97%
	Septembre	4495	3386	75%	4493	3580	80%	4494	3825	85%	4488	4352	97%
	Octobre	4489	3293	73%	4489	3564	79%	4486	3828	85%	4484	4329	97%
	Novembre	4484	3520	79%	4483	3698	82%	4483	3928	88%	4481	4319	96%
	Décembre ²	4481	3944	88%	4481	3944	88%	4479	4313	96%	4479	4313	96%
2023	Janvier ²	4474	3845	86%	4474	3845	86%	4482	4036	90%	4515	4463	99%
	Février	4478	3548	79%	4482	3748	84%	4485	3962	88%	4510	4449	99%
	Mars	4483	3488	78%	4485	3767	84%	4493	3928	87%	4506	4438	98%
	Avril	4492	2854	64%	4496	3604	80%	4489	3907	87%	4500	4420	98%
	Mai	4497	3288	73%	4498	3638	81%	4498	3977	88%	4508	4435	98%
	Juin	4498	3278	73%	4496	3613	80%	4495	3918	87%	4505	4416	98%
	Juillet	4494	3199	71%	4489	3578	80%	4493	3890	87%	4497	4401	98%
	Août	4490	3085	69%	4492	3539	79%	4493	3852	86%	4494	4394	98%
	Septembre	4489	3107	69%	4489	3574	80%	4490	3906	87%	4490	4387	98%
	Octobre	4480	3136	70%	4480	3578	80%	4482	3917	87%	4479	4360	97%
	Novembre	4468	3364	75%	4465	3674	82%	4465	3942	88%	4461	4331	97%
	Décembre ²	4464	3728	84%	4464	3728	84%	4461	4289	96%	4461	4289	96%

2. Pour les mois de janvier et de décembre, il n'y a pas de publications envisagées pour le 10^{ème} jour ouvrable. Pour ces deux mois et exclusivement dans ce rapport, nous exploitons l'état des données au jour 15 pour produire des résultats au jour 10. Pour le mois de décembre, la publication du jour 22 est remplacée par celle de fin d'enquête (publication qui a lieu au courant du mois de février).

2.2 Non-réponse

2.2.1 Taux de réponse

Comme indiqué dans la table 1, les taux de réponse annuels de l'enquête HESTA sont supérieurs à 95%, et dépassent souvent les 85% au 22^{ème} jour ouvrable. En revanche aux 10^{ème} et 15^{ème} jours ouvrables, ils sont de l'ordre de 70% et 80% respectivement. On remarque ainsi une augmentation notable du taux de réponse entre ces deux périodes ce qui motive la production de résultats plus détaillés au 15^{ème} jour ouvrable.

2.2.2 Objectifs du traitement de la non-réponse

Dans cette enquête exhaustive, nous faisons l'hypothèse que seule la non-réponse peut entraîner un risque de biais. Nous espérons réduire ce risque au moyen d'un traitement de la non-réponse approprié qui est détaillé dans la section 3.1.

2.2.3 Variables auxiliaires

La liste des variables auxiliaires utilisées pour modéliser le mécanisme de non-réponse et ainsi améliorer la qualité des estimations est disponible dans l'annexe A.

Des variables explicatives à disposition décrivent le nombre de lits et le nombre de chambres des établissements. Ces variables font l'objet de traitements lors du processus de préparation statistique des données (Statistischer Datenaufbereitungsprozess en allemand, SDAP). D'autres variables comme le numéro de commune (permettant de déduire le canton, la région touristique ou l'appartenance à une zone montagne/ville), le nombre d'étoiles ou le canal de transmission de réponse utilisé sont également disponibles. Nous disposons encore d'un indicateur permettant de savoir si l'hôtel a renseigné une fermeture durant le mois d'enquête. Par ailleurs, l'historique des enquêtes permet d'utiliser des anciens nombres de nuitées, des jours d'ouverture durant les mois/années précédents ou des informations sur les rappels de précédentes années. Les variables explicatives issues des années précédentes contiennent des valeurs manquantes qui, pour être exploitées dans la pondération, doivent être imputées. C'est le cas par exemple des unités n'ayant pas répondu dans le passé ou encore des nouvelles unités. Enfin, rappelons que depuis décembre 2019 nous disposons aussi de la date de réception de la réponse.

2.2.4 Imputation des variables auxiliaires

Le nombre de nuitées d'un mois des années précédentes est fortement corrélé avec le nombre de nuitées du même mois de l'année en cours lors de périodes stables (la corrélation étant plus faible avec l'impact du COVID-19). Les corrélations entre le nombre de nuitées des années 2021/2022 et 2022/2023 au mois d'août pour les différents pays de provenances sont listées dans la table 2. Les corrélations observées sont fortement impactées par les mesures liées au COVID-19, qui ont duré plus longtemps au sein de certains pays de provenance (comme la Chine). Cela pourrait limiter la performance du modèle d'imputation et affecter les estimations des nuitées ainsi que leurs évolutions.

TABLE 2 Corrélations entre les nuitées 2021/2022 et 2022/2023 du mois d'août pour différents pays de provenance.

Provenance nuitées	Variable	Corrélation 2021/2022	Corrélation 2022/2023
Total	<i>NIGHTS_TOTAL</i>	89%	95%
Suisse	<i>NIGHTS_CH</i>	85%	89%
Etranger	<i>NIGHTS_AUSL</i>	90%	94%
Allemagne	<i>NIGHTS_COUNTRY_DE</i>	88%	83%
Italie	<i>NIGHTS_COUNTRY_IT</i>	74%	84%
France	<i>NIGHTS_COUNTRY_FR</i>	87%	90%
Grande-Bretagne	<i>NIGHTS_COUNTRY_GB</i>	60%	73%
Pays-Bas	<i>NIGHTS_COUNTRY_NL</i>	82%	88%
Etats-Unis	<i>NIGHTS_COUNTRY_US</i>	87%	91%
Belgique	<i>NIGHTS_COUNTRY_BE</i>	95%	92%
Chine	<i>NIGHTS_COUNTRY_CN</i>	52%	43%
Inde	<i>NIGHTS_COUNTRY_IN</i>	32%	66%
Pays du Golfe	<i>NIGHTS_COUNTRY_GOLF</i>	87%	91%
Europe (sans la Suisse)	<i>NIGHTS_CONT_1</i>	90%	91%
Afrique	<i>NIGHTS_CONT_2</i>	70%	62%
Amérique	<i>NIGHTS_CONT_3</i>	87%	92%
Asie	<i>NIGHTS_CONT_4</i>	83%	88%
Océanie	<i>NIGHTS_CONT_5</i>	22%	62%

Il y a en règle générale une bonne corrélation³ entre les nuitées de deux années. La forte corrélation pour les différents pays de provenance motive alors une procédure d'imputation des nombres de nuitées de l'année passée pour toutes les provenances de la table 2. Le pourcentage d'unités à imputer est présenté dans la table 3 pour le mois d'août 2023. Le nombre de nuitées positives non-imputées ou imputées de la table 3 sont représentées respectivement dans les figures 1 et 2. Dans la figure 3, on présente le nombre de valeurs manquantes⁴ pour tous les mois des échantillons de 2023. Bien que la Chine et l'Inde aient moins de nuitées renseignées, les provenances semblent suffisamment représentées dans l'échantillon du jour 15.

TABLE 3 Imputation des nuitées de 2022 pour les différents pays de provenance au 15^{ème} jour ouvrable pour l'échantillon d'août 2023

Provenance nuitées	Total	Valeurs manquantes	Valeurs non-imputées > 0	Valeurs imputées > 0	% Valeurs imputées > 0
<i>NIGHTS_TOTAL</i>	4237	255	3989	255	6%
<i>NIGHTS_CH</i>	4237	255	3930	255	6%
<i>NIGHTS_COUNTRY_DE</i>	4237	255	3349	164	5%
<i>NIGHTS_COUNTRY_IT</i>	4237	255	2682	44	2%
<i>NIGHTS_COUNTRY_FR</i>	4237	255	2772	58	2%
<i>NIGHTS_COUNTRY_GB</i>	4237	255	2220	27	1%
<i>NIGHTS_COUNTRY_NL</i>	4237	255	2549	31	1%
<i>NIGHTS_COUNTRY_US</i>	4237	255	2191	27	1%
<i>NIGHTS_COUNTRY_BE</i>	4237	255	2106	25	1%
<i>NIGHTS_COUNTRY_CN</i>	4237	255	799	8	1%
<i>NIGHTS_COUNTRY_IN</i>	4237	255	934	14	1%
<i>NIGHTS_COUNTRY_GOLF</i>	4237	255	1314	7	1%
<i>NIGHTS_EU_REST</i>	4237	255	3024	63	2%
<i>NIGHTS_AF</i>	4237	255	947	12	1%
<i>NIGHTS_AM_REST</i>	4237	255	1691	20	1%
<i>NIGHTS_AS_REST</i>	4237	255	1872	19	1%
<i>NIGHTS_OC</i>	4237	255	1278	10	1%

3. Pour certaines provenances comme l'Inde et l'Océanie, les corrélations augmentent fortement pour 2022/2023 par rapport à celles de 2021/2022, ce qui indique probablement une forme de normalisation après la période du COVID-19.

4. L'augmentation du nombre de valeurs manquantes au fil des mois est due à la diminution du temps de collecte des données qui dure jusqu'à la date de la publication annuelle (février de l'année suivante).

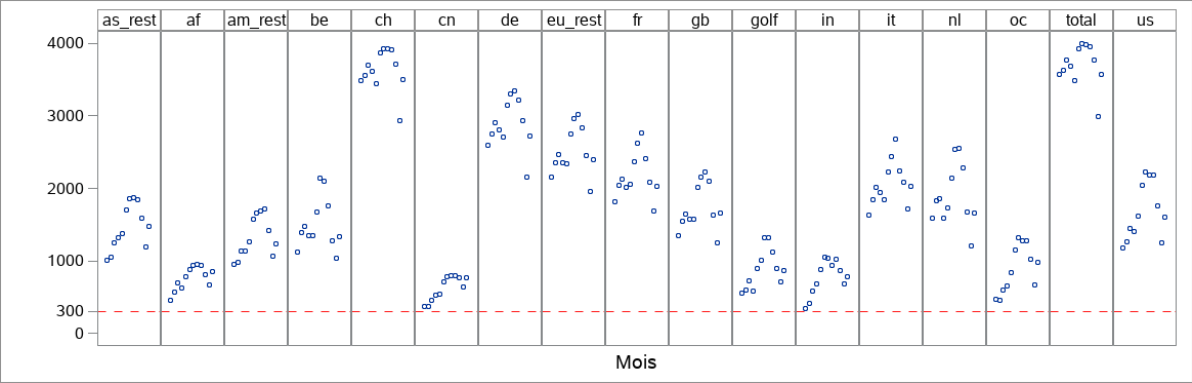


FIGURE 1 Évolution suivant les mois du nombre des nuitées positives non-imputées (Valeurs non-imputées > 0) de 2022 pour les échantillons de 2023 au 15^{ème} jour ouvrable selon les pays de provenance.

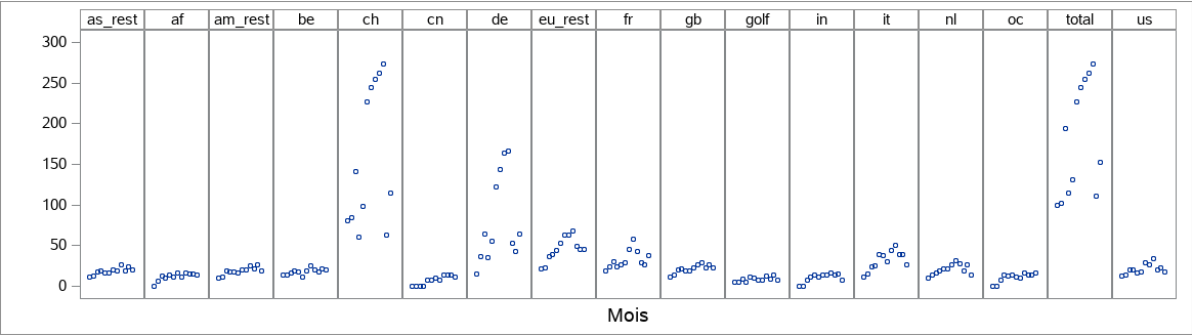


FIGURE 2 Évolution suivant les mois du nombre des nuitées positives imputées (Valeurs imputées > 0) de 2022 pour les échantillons de 2023 au 15^{ème} jour ouvrable selon les pays de provenance.

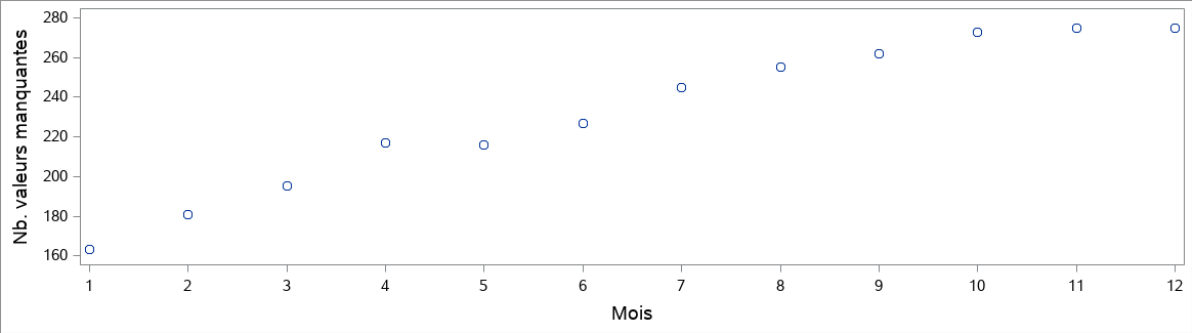


FIGURE 3 Nombre de valeurs manquantes en 2022 pour les différents mois pour l'échantillon 2023 au 15^{ème} jour ouvrable.

Nous imputons donc pour l'année précédente le nombre de nuitées totales ainsi que celles des différents pays de provenance à publier de manière séquentielle selon les étapes décrites ci-dessous. Afin de maintenir une cohérence au niveau des nuitées imputées, nous imputons les pays mais aussi les agrégats des pays non détaillés qui permettent de reconstituer les continents. Pour cette raison, nous utilisons des variables de nuitées avec l'extension "REST"

qui correspondent à ces agrégats. Par exemple, les nuitées *NIGHTS_AS_REST* représentent les nuitées en provenance de tous les pays d'Asie, à l'exception de la Chine, de l'Inde et des pays du golfe dont les nuitées sont imputées séparément. L'imputation des nuitées pour les différents pays de provenance se fait en 3 étapes :

- (a) Imputation initiale : Imputations des nuitées des pays, des agrégats (*NIGHTS_EU_REST*, *NIGHTS_AS_REST* et *NIGHTS_AM_REST*) ainsi que celles des continents d'Afrique et d'Océanie. Ces premières imputations ne sont pas forcément cohérentes entre elles ni avec les totaux des nuitées étrangères.
- (b) Ajustement au niveau des continents : Les nuitées au niveau des continents obtenues suite à la première étape sont ajustées⁵ afin que leur somme égale *NIGHTS_TOTAL* – *NIGHTS_CH*. Cela produit les imputations finales des continents.
- (c) Ajustement au niveau des pays : Les imputations au niveau des pays sont ajustées pour que leurs sommes donnent le total des nuitées imputées au niveau des continents, obtenues à l'étape précédente.

L'imputation est effectuée au moyen d'une régression multinomiale réalisée en SAS avec la proc logistic, l'option clogit⁶ décrite dans [SAS Institute Inc. \[2017\]](#) et les modèles décrits ci-dessous.

Fermeture

Nous imputons pour les deux années précédentes un indicateur d'établissement fermé durant un mois donné. Pour cela, nous construisons une variable indicatrice de 0 jours d'ouverture lors du même mois de l'année précédente qui est complétée par imputation. On impute à l'aide d'une régression logistique (prédictions arrondies à l'unité) les valeurs manquantes en se basant sur les variables explicatives de l'année courante dans la table 4 :

TABLE 4 Variables auxiliaires utilisées dans l'imputation de l'indicateur d'établissements fermés.

	Variable	Définition
1	GROSSREGION	7 grandes régions
2	STAEDTE	Indicateur d'établissements en ville
3	BERGGEBIETE	Indicateur d'établissements en montagne
4	Etoile	3 classes (3 étoiles, 4-5 étoiles, autre)
5	BED_COUNT	Nombre de lits
6	ROOM_COUNT	Nombre de chambres

L'imputation d'informations de l'année passée se restreint aux établissements encore présents dans le cadre du mois courant. Pour le mois d'août 2023, les pourcentages de concordants/discordants/noeuds (cf. [SAS Institute Inc. \[2017, p. 5575\]](#)) valent, après arrondi, 65%/35%/0% pour le 15^{ème} jour ouvrable⁷. Si la variable ouverture est imputée à 0 alors les nuitées de l'année correspondante sont automatiquement imputées à 0 pour l'établissement en question.

Dans ce qui suit nous mettons en évidence les variantes des variables utilisées de la première approche (Modèle I), de la deuxième approche (Modèle II) ainsi que du nouveau modèle (Modèle III). Le Modèle III impute davantage de variables de nuitées, tout en se basant sur les mêmes variables auxiliaires que celles utilisées dans le Modèle II.

Nuitées totales

Pour un mois d'enquête donné, nous calculons le quotient du nombre de nuitées du même

5. Pour un petit nombre d'établissements (46 pour le mois d'août 2023), les premières imputations des continents étaient nulles alors que les nuitées étrangères étaient non nulles (8 nuitées en moyenne pour août 2023). Dans ce cas, toutes ces nuitées étrangères ont été attribuées au continent européen, ces nuitées sont par la suite réparties uniformément sur les différents pays européens analysés.

6. Dans le Modèle II, l'option clogit est utilisée pour toutes les variables.

7. Le même modèle est appliqué aux ouvertures d'il y a deux ans dans le Modèle I.

mois de l'année précédente divisé par le nombre de lits du mois de l'année en cours. Cette variable est divisée en 4 classes définies par les quantiles 0.25, 0.5 et 0.75. Une imputation basée sur une régression multinomiale impute la classe avec la probabilité la plus élevée en se basant sur les variables explicatives de l'année courante de la table 5. Enfin, pour une unité

TABLE 5 Variables auxiliaires utilisées dans l'imputation des nuitées totales.

	Variable	Définition	Modèle I	Modèle II	Modèle III
1	GROSSREGION	7 grandes régions	×	×	×
2	STAEDTE	Indicateur d'établissements en ville	×	×	×
3	BERGGEBIETE	Indicateur d'établissements en montagne	×	×	×
4	Etoile	3 classes (3 étoiles, 4-5 étoiles, autres)	×	×	×
5	Quantile_BED_COUNT4	4 classes du nombre de lits selon les quartiles	×		
6	Quantile_ROOM_COUNT4	4 classes du nombre de chambres selon les quartiles	×		
7	Classe_BED_COUNT4	4 classes du nombre de lits ([0 – 15],]15, 35],]35, 70],]70, ∞[)		×	×
8	Classe_ROOM_COUNT4	4 classes du nombre de chambres ([0 – 10],]10, 20],]20, 40],]40, ∞[)		×	×

ayant ses nuitées de l'année passée manquantes, on multiplie la médiane de la classe (qui correspond à un quantile 0.125, 0.375, 0.625 ou 0.875) prédite avec le modèle par le nombre de lits de l'année en cours de l'unité. Pour des raisons de cohérence, cette valeur est encore multipliée par l'indicatrice d'établissements fermés dont le processus d'imputation des valeurs manquantes est décrit ci-dessus. La valeur obtenue est ainsi imputée comme nombre de nuitées de l'année précédente uniquement aux nuitées manquantes. La corrélation entre la prédiction et le nombre de nuitées sur les unités dont on connaît la valeur au 15^{ème} jour ouvrable est de 87% en août 2023.

Nuitées suisses

Pour un mois donné, nous calculons le quotient du nombre de nuitées suisses du même mois de l'année précédente divisée par le nombre total de nuitées durant ce mois de l'année précédente (imputé auparavant au besoin). Cette variable est divisée en 4 classes définies par les quantiles 0.25, 0.5 et 0.75. Une régression multinomiale impute une classe aux quotients manquants en se basant sur les variables explicatives de l'année courante dans la table 6. Enfin, pour une unité

TABLE 6 Variables auxiliaires utilisées dans l'imputation des nuitées suisses.

	Variable	Définition	Modèle I	Modèle II	Modèle III
1	GROSSREGION	7 grandes régions	×	×	×
2	STAEDTE	Indicateur d'établissements en ville	×	×	×
3	BERGGEBIETE	Indicateur d'établissements en montagne	×	×	×
4	Etoile	3 classes (3 étoiles, 4-5 étoiles, autres)	×	×	×
5	Quantile_ROOM_COUNT4	4 classes du nombre de chambres selon les quartiles	×		
6	Classe_ROOM_COUNT4	4 classes du nombre de chambres ([0 – 10],]10, 20],]20, 40],]40, ∞[)		×	×

ayant son nombre de nuitées suisses de l'année passée manquant, l'imputation est le produit de la médiane de la classe (0.125, 0.375, 0.625, 0.875) prédite avec le modèle et le nombre total de nuitées après imputation. La corrélation entre la prédiction et le nombre de nuitées suisses des unités dont on connaît la valeur est de 60% en août 2023. Ce modèle d'imputation mériterait d'être retravaillé pour atteindre de meilleures prédictions (corrélations).

Nuitées étrangères

Les nuitées des autres pays ou groupes de pays listés dans la table 3 sont imputées par le Modèle III de la même manière que les nuitées suisses, avec la différence que les quotients imputés sont calculés par rapport au total des nuitées étrangères, et non pas par rapport au nombre total des nuitées comme c'est le cas pour l'imputation des nuitées suisses. Une fois ces nuitées imputées, la cohérence est atteinte à l'aide des étapes (b) et (c).

2.3 Calage

2.3.1 Cadre

Comme mentionné ci-dessus, les cadres des 10^{ème} et 15^{ème} jours ouvrables du mois qui suit le mois enquêté évoluent encore dans les mois qui suivent. Le calage au 10^{ème} et au 15^{ème} jour ouvrable se fera dans la pratique sur le cadre à disposition à ce moment. A ce stade, aucun ajustement n'est développé pour anticiper les évolutions du cadre lors du calcul des "flash-estimates".

2.3.2 Objectifs du calage

Dans cette enquête, nous effectuons un calage pour plusieurs raisons.

- Premièrement pour diminuer le risque de biais.
- De plus, ayant à disposition des variables corrélées avec certaines variables publiées, nous les exploitons pour augmenter la précision des estimations.
- Enfin, le calage augmente la stabilité des résultats au fil des années et permettra une meilleure analyse des évolutions.

2.3.3 Variables auxiliaires

Les variables à disposition sont les mêmes que les variables décrites dans la section [2.2.4](#).

2.4 Extrapolation

Le Modèle II, qui a remplacé dès 2023 le Modèle I, a été développé sur les données de janvier 2018 à mai 2021. Ce modèle permet l'estimation du nombre de nuitées totales, suisses et étrangères au 10^{ème} jour ouvrable. Le Modèle III a été développé sur les données de 2022 et 2023 et permet d'obtenir en plus des estimations des nuitées au 15^{ème} jour ouvrable pour plusieurs pays de provenance.

2.5 Résumé des spécificités de l'enquête

- Enquête exhaustive.
- Présence de non-réponse entre 20% et 30% selon le jour ouvrable considéré au moment de l'estimation des "flash-estimates".
- Évolution du cadre au fil du temps.

3 Pondération : variantes de solutions et discussion du choix

Nous avons choisi d'effectuer une pondération en deux étapes :

- Correction de la non-réponse (voir Section [3.1](#)).
- Calage (voir Section [3.2](#)).

Divers traitements de la non-réponse et différents calages ont été étudiés en détails afin d'élaborer une procédure visant à réduire le risque de biais sans perdre la stabilité qui peut se produire si la modélisation est trop détaillée (règle de parcimonie).

3.1 Non-réponse

3.1.1 Variantes possibles et choix

Les deux approches du traitement de la non-réponse envisagées sont un traitement par segmentation et un traitement avec un modèle logistique prédisant la probabilité de réponse.

Afin d'améliorer la modélisation du mécanisme de non-réponse tout en garantissant une certaine stabilité, nous fixons dans le deuxième modèle (Modèle II) la profondeur de la segmentation à 4 branchements, le nombre minimal d'observations par feuille à 50 et le taux de réponse minimum par feuille à 10%. Dans le premier modèle (Modèle I), aucune profondeur n'était fixée et les seuils du nombre minimal par feuille et du taux de réponse minimum par feuille valaient respectivement 100 et 20%. Le troisième modèle (Modèle III) est identique au Modèle II dans cette étape et utilise les mêmes variables auxiliaires.

3.1.2 Description de la variante retenue

Nous retenons l'approche utilisant un traitement par segmentation basé sur les variables listées ci-dessous et décrites en annexe A. Comme pour les modèles d'imputation, nous mettons en évidence les variables utilisées dans la première approche (Modèle I) et celles du Modèle II/III dans la table 7.

TABLE 7 Variables auxiliaires utilisées dans le traitement de la non-réponse.

	Variable	Définition	Modèle I	Modèle II/III
1	GROSSREGION	7 grandes régions	×	×
2	TOURISMUSREGION	13 régions touristiques	×	
3	STAEDTE	Indicateur d'établissements en ville	×	×
4	BERGGEBIETE	Indicateur d'établissements en montagne	×	×
5	Quantile_BED_COUNT4	4 classes de lits selon les quartiles	×	
6	Classe_BED_COUNT4	4 classes basées de lits fixes $([0 - 15], [15, 35], [35, 70], [70, \infty])$		×
7	Etoile	3 classes (3 étoiles, 4-5 étoiles, autres)	×	×
8	AUTOMATIC_TRANS_past	Dernier mode d'envoi du questionnaire utilisé (3 classes : système de gestion hôtelier/e-survey, papier et autre)		×
9	OPEN_DAYS0_PREVYEAR2_imput	Indicateur d'établissement fermé l'an passé durant le même mois que le mois enquêté	×	×
10	OPEN_DAYS0_PREVYEAR2_imput	Indicateur d'établissement fermé il y a deux ans durant le même mois que le mois enquêté	×	
11	L_Q_ratio_suisse_tot_prev_y	Part des nuitées de touristes suisses l'an dernier durant le même mois en 4 classes selon les quartiles	×	
12	Quantile_night_tot_prev	Nuitées totales l'an dernier durant le même mois en 4 classes selon les quartiles	×	
13	miss_previous_year	Indicateur d'établissement n'ayant pas de réponse dans le cadre consolidé du même mois de l'an passé		×
14	nouveau	Indicateur d'établissement non présent dans le cadre consolidé du même mois de l'an passé		×
15	rep_prev_y	Indicateur d'établissement présent dans le cadre consolidé du même mois de l'an passé qui n'ont pas répondu		×

Dans les Modèles II et III, le nombre de variables imputées utilisées est réduit à cette étape en retirant OPEN_DAYS0_PREVYEAR2_imput, Quantile_night_tot_prev et L_Q_ratio_suisse_tot_prev_y du modèle. La variable TOURISMUSREGION utilisée avec Modèle I n'est plus utilisée à partir de Modèle II car elle nécessite davantage de réflexions pour garantir sa stabilité dans le temps (en termes de définition, mais aussi de petites classes). De plus, les classes du nombre de lits définis par les quantiles, Quantile_BED_COUNT4, ont été remplacées par Classe_BED_COUNT4 qui fixe les classes pour garantir plus de stabilité. Enfin, les 3 variables de non-réponse miss_previous_year, nouveau et rep_prev_y (caractérisant les unités ayant subi des imputations) ont été rajoutées à partir du Modèle II pour permettre de mieux modéliser les probabilités de réponse d'unités dont on impute le nombre de nuitées de l'année précédente. En effet, leur présence dans le modèle de non-réponse est nécessaire en cas d'utilisation de variables imputées dans le modèle de calage pour pondérer de manière adéquate les unités ayant subi des imputations.

3.1.3 Poids corrigés pour la non-réponse

Le poids corrigé pour la non-réponse de l'unité i est alors l'inverse de la probabilité de réponse de l'unité, θ_i , estimée par $\hat{\theta}_i$ au moyen d'une segmentation. Ce poids correspond donc à l'inverse

de la part des unités répondantes au sein de la feuille à laquelle l'unité i appartient.

$$w_i^{NR} = \frac{1}{\theta_i},$$

$$\theta_i = P \{ \text{l'unité } i \text{ répond} \}.$$

3.1.4 Analyse des poids

Les quantiles des poids après traitement de la non-réponse, w^{NR} , sont présentés dans la table 10 pour le 10^{ème} jour ouvrable. Ces poids sont les mêmes après la correction de la non-réponse (mais avant le calage) pour les modèles II et III vu que le modèle de la correction de la non-réponse est le même pour ces deux modèles. Les quantiles des poids après le traitement de la non réponse du Modèle III appliqué au 15^{ème} jour ouvrable sont présentés dans la table 11.

3.2 Calage

Le choix des variables de calage se base sur l'analyse de la corrélation entre les variables auxiliaires et les variables clés afin de tenter de maximiser le potentiel gain de précision obtenu par le calage. De plus, l'évolution de l'estimation (visible dans la table 12 en annexe C ainsi que dans les figures 4, 5, 6, 7 et 8 en annexe F) entre le 10^{ème} jour ouvrable et la publication de fin d'enquête (si l'on appliquait cette même procédure de pondération) est prise en considération pour ne retenir qu'un groupe restreint de variables ce qui augmente la stabilité entre les différentes estimations.

3.2.1 Choix des variables

Les variables retenues pour le calage ont un pouvoir explicatif pour les nombres de nuitées et améliorent leur estimation. Les variables couvrant les trois modèles sont listées dans la table 8.

TABLE 8 Variables auxiliaires utilisées au niveau du calage.

	Variable	Définition	Modèle I	Modèle II	Modèle III
1	GROSSREGION	7 grandes régions		x	x
2	STAEDTE	Indicateur d'établissements en ville		x	x
3	BERGGEBIETE	Indicateur d'établissements en montagne		x	x
4	ROOM_COUNT*STAEDTE	Nombre de chambres croisé avec STAEDTE	x	x	x
3	ROOM_COUNT*BERGGEBIETE	Nombre de chambres croisé avec BERGGEBIETE	x		
5	ROOM_COUNT	Nombre de chambres	x	x	x
6	Classe_BED_COUNT4	4 classes basées sur le nombre de lits et les classes ([0 – 15], [15, 35], [35, 70], [70, ∞[)		x	x
7	ListBED	Indicateur des établissements influent nécessitant des rappels (>150 lits)		x	x
8	Etoile	3 classes (3 étoiles, 4-5 étoiles, autres)		x	x
9	NIGHTS_TOTAL_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées de l'an passé durant le même mois	x	x	x
10	NIGHTS_CH_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées suisses de l'an passé durant le même mois	x	x	x
11	NIGHTS_TOTAL_PREVYEAR_imput*GROSSREGION	Nombre de nuitées de l'an passé durant le même mois par grande région	x		
12	NIGHTS_TOTAL_PREVYEAR_imput*BERGGEBIETE	Nombre de nuitées de l'an passé durant le même mois croisé avec BERGGEBIETE	x		
13	NIGHTS_DE_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées allemandes l'an passé durant le même mois			x
14	NIGHTS_IT_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées italiennes l'an passé durant le même mois			x
15	NIGHTS_FR_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées françaises l'an passé durant le même mois			x
16	NIGHTS_GB_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées anglaises l'an passé durant le même mois			x
17	NIGHTS_NL_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées néerlandaises l'an passé durant le même mois			x
18	NIGHTS_BE_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées belges l'an passé durant le même mois			x
19	NIGHTS_US_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées états-uniennes l'an passé durant le même mois			x
20	NIGHTS_CN_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées chinoises l'an passé durant le même mois			x
21	NIGHTS_IN_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées indiennes l'an passé durant le même mois			x
22	NIGHTS_GOLF_PREVYEAR_imput	Nombre de nuitées des pays du golfe l'an passé durant le même mois			x

Le premier modèle (Modèle I) exploitait au maximum les variables de nuitées imputées de l'année passée. D'un autre côté, le Modèle II se base uniquement sur deux variables imputées, *NIGHTS_TOTAL_PREVYEAR_imput* et *NIGHTS_CH_PREVYEAR_imput*.

Des publications détaillant les nuitées par pays de provenance ont motivé l'utilisation de nouvelles variables lors du calage du Modèle III. Dans le but d'améliorer la précision de ces extrapolations, les nuitées des années précédentes (après imputations) pour différents pays de provenance ont également été prises en compte dans le calage. Une comparaison des résultats produits par le

Modèle II et le Modèle III au 15ème jour ouvrable pour certains pays de provenance (DE, FR et IT) sont présentés dans la table 9 de la section 4.5.

3.2.2 Poids après calage

Le très bon taux de réponse de l'enquête crée des poids après traitement de la non-réponse très proche de 1. Cela a pour conséquence de créer des poids après calage plus petits que 1 que nous souhaitons éviter. Un simple calage avec fonction de distance linéaire tronquée ne peut suffire à résoudre ce problème quand les poids avant calage peuvent déjà valoir exactement 1. Nous effectuons alors le calage suivant :

Pour des variables $X_1, X_2, \dots$ de calage, nous voulons

$$\sum_{i \in R} w_i^C x_{j,i} = \sum_{i \in R} w_i^{NR} g_i x_{j,i} = X_j.$$

Nous proposons de caler les quantités suivantes au moyen d'un calage linéaire tronqué⁸ entre 0 et 200 :

$$\sum_{i \in R} \tilde{w}_i^C x_{j,i} = \sum_{i \in R} (w_i^{NR} - 1) \tilde{g}_i x_{j,i} = X_j - \sum_{i \in R} x_{j,i}.$$

On pose alors

$$\begin{aligned} w_i^C &= \tilde{w}_i^C + 1 \text{ si } w_i^{NR} > 1, \\ w_i^C &= 1 \text{ si } w_i^{NR} = 1. \end{aligned}$$

On a alors bien calé les variables de calage souhaitées et le calage linéaire tronqué entre 0 et 200 des g-weights $\tilde{g}_i$ appliqués aux poids $(w_i^{NR} - 1)$ nous assure que $w_i^C \geq 1$.

3.2.3 Analyse des poids

La distribution des poids à chaque étape de la procédure de pondération appliquée au 10^{ème} jour ouvrable se trouve dans la table 10 disponible en annexe B. On peut y comparer les distributions obtenues par les Modèle II et III. La table 11 présente les poids obtenus pour le Modèle III pour le 15ème jour ouvrable. Comme attendu, les poids calés w_i^C sont bien toujours plus grands que 1. Les tables présentent aussi les g-weights $g_i = w_i^C / w_i^{NR}$ et $\tilde{g}_i = \tilde{w}_i^C / (w_i^{NR} - 1)$ ⁹. Le pourcentage d'unités dont les g-weights, $\tilde{g}_i$, atteignent la borne inférieure est très faible. Cela permettra une simplification du calcul de la variance en négligeant l'impact de la troncature de la fonction de distance linéaire utilisée lors du calage.

3.2.4 Impact du calage

Les figures 9, 10, 11, 12 et 13 en annexe G présentent l'impact du calage sur l'estimation des différents nombres de nuitées. Bien que le calage puisse contribuer à réduire le risque de biais, on souhaite généralement que celui-ci soit réduit de manière plus efficace par le traitement de la non-réponse. On aurait ainsi idéalement un impact faible du calage sur l'estimateur. Dans le cas contraire, cela signifierait qu'il existe potentiellement des variables auxiliaires permettant une estimation des probabilités de réponse qui réduirait le risque de biais.

Les sections 3.1.2 et 3.2.1 présentent les variables retenues pour le traitement de la non-réponse et le calage. L'impact du calage est expliqué en grande partie par l'utilisation de variables liées au nombre de nuitées de l'an passé. Puisque ces variables contiennent des valeurs manquantes

8. Une borne supérieure, nécessaire à la convergence du calage dans notre cas de figure, est fixée à 200 mais n'est jamais atteinte.

9. Les $\tilde{g}_i$ peuvent être manquants dans le cas où $w_i^{NR} = 1$. Ces manquants ne sont pas pris en compte dans le calcul des quantiles de $\tilde{g}$.

qui ont été imputées, il a été décidé de ne pas les utiliser lors du traitement de la non-réponse. De plus, l'impact du calage s'explique aussi par la profondeur de la segmentation fixée à 4 pour des raisons de stabilité. Nous avons en effet observé une diminution de l'impact du calage en augmentant la profondeur.

3.3 Extrapolation et calcul de la précision

3.3.1 Indicateurs

Nous estimons des totaux en utilisant des poids et proposons un estimateur de variance. Ci-dessous, nous développons les formules utilisées pour construire ces estimateurs.

Estimateur

Total :

Pour estimer un total Y sur la population nous utilisons l'estimateur

$$\hat{Y} = \sum_{i \in R} w_i^C y_i,$$

où R est l'échantillon des répondants et les w_i^C sont les poids calés imposant des poids supérieurs ou égaux à 1.

Variance

Total :

Nous voulons calculer la variance de l'estimateur $\hat{Y}$,

$$\text{Var}(\hat{Y}) = \text{Var}\left(\sum_{i \in R} w_i^C y_i\right) = \text{Var}\left(\sum_{i \in R} g_i w_i^{NR} y_i\right).$$

Pour estimer la variance, [Deville and Särndal \[1992\]](#) proposent d'observer le résidu de la régression linéaire

$$y_i = \beta x_i + \epsilon_i, \quad i \in U,$$

où $x_i = (x_{1,i}, \dots, x_{K,i})$. Pour ce faire on calcule le résidu sur l'échantillon des répondants

$$y_i = \hat{\beta} x_i + \hat{\epsilon}_i, \quad i \in R.$$

Le calage s'effectue avec les poids avant calage

$$\frac{1}{\hat{\theta}_i} - 1 = \frac{1}{\hat{\theta}_i} (1 - \hat{\theta}_i) = \frac{1}{\hat{\theta}_i} q_i.$$

Il s'agit alors simplement de caler l'échantillon avec les poids après traitement de la non-réponse $\frac{1}{\hat{\theta}_i}$ en pondérant par q_i la contribution des unités au Lagrangien effectué dans le calage comme décrit dans [Tillé \[2019\]](#). Dans un tel cas, [Deville and Särndal \[1992\]](#) recommandent d'utiliser les poids suivants pour la régression

$$w_i^{reg} = \frac{1}{\hat{\theta}_i} q_i = \frac{1}{\hat{\theta}_i} - 1.$$

La variance de $\hat{Y}$ est alors estimée par

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}) = \widehat{\text{Var}}\left(\sum_{i \in R} w_i^{NR} \epsilon_i\right) = \sum_{i \in R} \frac{1 - \hat{\theta}_i}{\hat{\theta}_i^2} \epsilon_i^2.$$

3.3.2 Résultats

Les résultats obtenus pour 2023 sont détaillés dans la table 12 en annexe C. Les résultats au 22^{ème} jour ouvrable et en fin d'enquête sont ceux que l'on obtiendrait en appliquant les mêmes procédures de pondération qu'aux 10^{ème} et 15^{ème} jours ouvrables (Modèle II et III) à ces deux autres périodes. Les figures 4, 5, 6, 7 et 8 en annexe comparent les résultats obtenus par les Modèle II et III en présentant les évolutions des nuitées (suisse/étrangères, totales ainsi que allemandes, françaises et italiennes) au 10^{ème} jour ouvrable, au 15^{ème} jour ouvrable et au 22^{ème} jour ouvrable et avec les données finales. Rappelons que le Modèle III utilise l'option clogit (voir SAS Institute Inc. [2017]) pour les imputations des nuitées de l'année passée (contrairement à l'option glogit utilisée dans le Modèle II) et utilise des variables de calage supplémentaires pour améliorer la précision des estimations des nuitées pour les différents pays de provenance analysés.

4 Évolution

Afin d'observer l'évolution des nuitées au même mois entre deux années, une extension de l'estimation de la variance a été réalisée.

4.1 Description de la publication

L'évolution des nuitées est calculée en pour cent d'une année à la suivante et ceci pour chaque mois. Par exemple,

$$\text{Evol}_{Jan,2022,2023}(\text{Nuitées}) = \frac{\text{Nombre de nuitées Jan 2023} - \text{Nombre de nuitées Jan 2022}}{\text{Nombre de nuitées Jan 2022}} \times 100\%.$$

Cette information peut déjà être estimée au 10^{ème} et au 15^{ème} jour ouvrable de février 2023 en les comparant avec l'estimation du nombre de nuitées de l'année précédente estimée en fin d'enquête. Dans l'exemple ci-dessus qui traite du mois de janvier, Y_1 et Y_2 représentent respectivement les nombres de nuitées de janvier 2022 et de janvier 2023. Les estimations $\hat{Y}_1$ et $\hat{Y}_2$ correspondent à Y_1 et Y_2 . L'estimation $\hat{Y}_2$ est obtenue au 10^{ème} et au 15^{ème} jour ouvrable alors que $\hat{Y}_1$ est obtenue en fin d'enquête.

4.2 Variance

On observe alors un ratio $(\hat{Y}_2 - \hat{Y}_1)/\hat{Y}_1 = \hat{Y}_2/\hat{Y}_1 - 1$ où $\hat{Y}_1$ et $\hat{Y}_2$ sont par exemple respectivement le nombre de nuitées en janvier 2023 et 2022. En connaissant la variance et la covariance des deux estimateurs, on peut déterminer approximativement l'espérance et la variance de l'évolution (Plus de détails en annexe D).

$$\begin{aligned} \mathbf{E} \left[\hat{Y}_2/\hat{Y}_1 - 1 \right] &\approx Y_2/Y_1 - 1, \\ \mathbf{Var} \left(\hat{Y}_2/\hat{Y}_1 - 1 \right) &\approx \left(\frac{1}{Y_1} \right)^2 \mathbf{Var} \left(\hat{Y}_2 \right) + \left(\frac{Y_2}{Y_1^2} \right)^2 \mathbf{Var} \left(\hat{Y}_1 \right) - 2 \frac{Y_2}{Y_1^3} \mathbf{Cov} \left(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2 \right). \end{aligned}$$

4.3 Première approche de l'estimation de la variance

La difficulté de l'estimation de la variance de l'évolution réside dans l'estimation de la covariance. Lors du développement de la première phase du projet (Modèle I), une première estimation de

bornes sur la variance était proposée et implémentée ¹⁰ :

$$\begin{aligned}\widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_2/\hat{Y}_1 - 1\right) &\leq \left(\frac{1}{\hat{Y}_1}\right)^2 \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_2\right) + \left(\frac{\hat{Y}_2}{\hat{Y}_1^2}\right)^2 \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_1\right) + 2\frac{\hat{Y}_2}{\hat{Y}_1^3} \sqrt{\widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_1\right) \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_2\right)}, \\ \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_2/\hat{Y}_1 - 1\right) &\geq \left(\frac{1}{\hat{Y}_1}\right)^2 \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_2\right) + \left(\frac{\hat{Y}_2}{\hat{Y}_1^2}\right)^2 \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_1\right) - 2\frac{\hat{Y}_2}{\hat{Y}_1^3} \sqrt{\widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_1\right) \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_2\right)}.\end{aligned}$$

Les bornes sont obtenues en rappelant que $\text{Cov}(X, Y) \leq \sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}$. Un intervalle de confiance de niveau supérieur à 95% peut être construit en prenant la borne supérieure de la variance. Cette estimation de la variance était provisoire et conservatrice. La mise à disposition de cette première estimation nous avait toutefois paru possible puisque malgré une borne assez simple, l'utilisateur peut tout de même être informé du degré de précision de la statistique. Cette estimation de la variance a été utilisée jusqu'en décembre 2022, puis a été améliorée dans la seconde phase du projet.

4.4 Estimation améliorée

La covariance entre les deux variables nécessite l'utilisation d'un traitement de la non-réponse conjoint qui a été intégré aux Modèles II et III.

4.4.1 Notations

Les notations utilisées jusqu'à présent sont généralisées pour permettre l'observation de deux périodes. Pour $k = 1, 2$ on utilisera $\hat{e}_{k,i}$ et $\hat{\theta}_{k,i}$ pour désigner les probabilités de non-réponse et le résidu de l'unité i à la période k estimés comme décrit dans la section 3. Les ensembles des répondants sont alors notés R_k et leur population de référence, U_k . Enfin les poids après calage sont notés $w_{k,i}^C$.

4.4.2 Modèle de non-réponse bivarié

Comme décrit dans 3.1, les traitements de non-réponse univariés sont basés sur des segmentations utilisant un ensemble de variables auxiliaires. Les segmentations s'appliquent séparément à U_1 et U_2 .

On définit $rep_{k,i}$ pour tout $i \in U_k$ l'indicateur de réponse de l'unité i lors de la période k . Le traitement bivarié applique 3 segmentations qui estiment dans l'ordre

$P(rep_{1,i} = 1)$ basée sur $U_1 \cap U_2$ et les répondants $R_1 \cap U_2$,

$P(rep_{2,i} = 1|rep_{1,i} = 1)$ basé sur $U_1 \cap U_2 \cap R_1$ et les répondants $R_2 \cap R_1$,

$P(rep_{2,i} = 1|rep_{1,i} = 0)$ basé sur $U_1 \cap U_2 \cap R_1^c$ et les répondants $U_1 \cap R_2 \cap R_1^c$.

Les probabilités en bleu ci-dessus sont estimables par des segmentations. Les probabilités conditionnelles s'estiment sur le sous-échantillon de la condition et une prédiction peut être faite à tout l'échantillon. On peut ainsi estimer les probabilités de réponse des unités appartenant à $U_1 \cap U_2$.

$$P(rep_{1,i} = 1), \tag{1}$$

$$P(rep_{1,i} = 1, rep_{2,i} = 1) = P(rep_{2,i} = 1|rep_{1,i} = 1)P(rep_{1,i} = 1), \tag{2}$$

$$P(rep_{1,i} = 0, rep_{2,i} = 1) = P(rep_{2,i} = 1|rep_{1,i} = 0)P(rep_{1,i} = 0). \tag{3}$$

10. Les estimations $\hat{Y}_1$ et $\hat{Y}_2$ sont toujours positives ce qui garantit le sens des deux inégalités présentées.

Afin d'avoir un traitement bivarié le plus proche possible des traitements univariés, on utilise les mêmes variables auxiliaires décrites pour le Modèle III dans la section 3.1.2. La condition de 50 unités par splits est appliquée aux trois segmentations alors que la condition des probabilités de réponse supérieures à un seuil ($s = 0.1$) n'est pas appliquée à $P(rep_{2,i} = 1 | rep_{1,i} = 0)$ puisque les unités qui ne répondent pas à la première période, ne répondent que très peu à la deuxième période. On a alors

$$P(rep_{1,i} = 1) > s \quad (4)$$

$$P(rep_{1,i} = 1, rep_{2,i} = 1) > s^2 \quad (5)$$

$$P(rep_{2,i} = 1) = P(rep_{1,i} = 1, rep_{2,i} = 1) + P(rep_{1,i} = 0, rep_{2,i} = 1) > s^2 \neq s. \quad (6)$$

L'inégalité (5) s'obtient en utilisant les équations (4) et (2) ainsi que $P(rep_{2,i} = 1 | rep_{1,i} = 1) > s$ qui découle du fait que cette probabilité est également estimée par une segmentation avec un seuil minimal du taux de réponse égal à s . On aurait pu souhaiter que la dernière condition soit s pour être plus fidèle au traitement univarié. Avec cette approche le traitement bivarié traite la non-réponse de la première période, $k = 1$, comme l'approche univariée au moyen d'une seule segmentation (mais sur la population $U_1 \cap U_2$). Ceci n'est pas le cas pour la deuxième période qui est extrapolée à partir de 3 segmentations dans le cas bivarié.

Cette procédure permet alors de produire, de manière multivariée, $\hat{p}_{k,i}$ la probabilité de réponse estimée de l'unité i à la période k et $\hat{p}_{1,2,i}$ la probabilité de réponse estimée de l'unité i aux deux périodes. Ces estimateurs seront utilisés pour estimer la covariance. La probabilité de réponse de l'unité i à la période k est alors estimée par $\hat{p}_{k,i}$ et $\hat{\theta}_{k,i}$. Néanmoins $\hat{\theta}_{1,i}$ et $\hat{\theta}_{2,i}$ sont produits par deux traitements de non-réponse univariés sur chaque période alors que $\hat{p}_{1,i}$ et $\hat{p}_{2,i}$ sont estimés conjointement. Si on a bien $\hat{p}_{1,i} = \hat{\theta}_{1,i}$ par construction, $\hat{p}_{2,i}$ n'est en général pas égale à $\hat{\theta}_{2,i}$.

Remarque : La probabilité $\hat{p}_{2,i}$ est estimée afin de garantir une cohérence entre les probabilités marginales et conjointes. Alternativement, nous aurions pu modéliser directement les 4 classes de réponses conjointes à partir d'un arbre de décision. Il aurait cependant fallu garantir que les probabilités de réponse soient plus grandes que s . Une autre solution pourrait être de renoncer à la cohérence des probabilités estimées et construire $\hat{p}_{2,i}$ de la même manière que $\hat{p}_{1,i}$.

4.4.3 Estimateur

On propose l'estimateur suivant pour estimer la variance de l'évolution

$$\widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_2/\hat{Y}_1 - 1\right) = \left(\frac{1}{\hat{Y}_1}\right)^2 \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_2\right) + \left(\frac{\hat{Y}_2}{\hat{Y}_1^2}\right)^2 \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_1\right) - 2\frac{\hat{Y}_2}{\hat{Y}_1^3} \widehat{\text{Cov}}_{adj}\left(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2\right),$$

avec

$$\begin{aligned} \widehat{\text{Var}}\left(\hat{Y}_k\right) &= \sum_{i \in R_k} \frac{1 - \hat{\theta}_{k,i}}{\hat{\theta}_{k,i}^2} \hat{\epsilon}_{k,i}^2, \\ \widehat{\text{Cov}}_{adj}\left(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2\right) &= \frac{\widehat{\text{Cov}}_p\left(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2\right)}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}_p\left(\hat{Y}_1\right) \widehat{\text{Var}}_p\left(\hat{Y}_2\right)}} \times \sqrt{\widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}\left(\hat{Y}_1\right) \widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}\left(\hat{Y}_2\right)}, \\ \widehat{\text{Cov}}_p\left(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2\right) &= \sum_{i \in R_1 \cap R_2} \frac{\hat{p}_{1,2,i} - \hat{p}_{1,i} \hat{p}_{2,i}}{\hat{p}_{1,2,i} \hat{\theta}_{1,i} \hat{\theta}_{2,i}} \hat{\epsilon}_{1,i} \hat{\epsilon}_{2,i}, \\ \widehat{\text{Var}}_p\left(\hat{Y}_k\right) &= \sum_{i \in R_k} \frac{1 - \hat{p}_{k,i}}{\hat{\theta}_{k,i}^2} \hat{\epsilon}_{k,i}^2 \mathbf{1}_{i \in U_1 \cap U_2}, \\ \widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}\left(\hat{Y}_k\right) &= \sum_{i \in R_k} \frac{1 - \hat{\theta}_{k,i}}{\hat{\theta}_{k,i}^2} \hat{\epsilon}_{k,i}^2 \mathbf{1}_{i \in U_1 \cap U_2}. \end{aligned}$$

Les détails du calcul menant à cet estimateur sont disponibles en annexe D. L'estimation de variance proposée est théoriquement faiblement biaisée. L'estimation de $\widehat{\text{Cov}}_p(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)$ est ajustée d'un facteur afin d'assurer une cohérence entre $\widehat{\text{Cov}}_{adj}(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)$ et $\widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_k)$. De plus, si les modèles sont bons, $\widehat{\text{Cov}}_p$ et $\widehat{\text{Cov}}_{adj}$ devraient être proches. L'importance de la covariance dans la variance peut être mesurée en comparant cette estimation à celle obtenue sous hypothèse d'indépendance $\text{Cov}(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2) = 0$.

4.4.4 Remarques

1. Il pourrait être judicieux, une fois plusieurs années stables (après le COVID-19) disponibles, de fixer les groupes homogènes du traitement de la non-réponse. Des adaptations pourraient permettre d'avoir d'uniques estimateurs des probabilités de réponse ($\hat{\theta}_{k,i} = \hat{p}_{k,i}$). Toutefois, il ne sera pas facile de construire un traitement de la non-réponse adapté aux deux périodes 15/40 (15^{ème} jour ouvrable de la seconde période comparé au 40^{ème} jour ouvrable (estimation finale) de la première période). De plus, puisque les populations U_1 et U_2 fluctuent dans le temps, malgré une uniformisation des groupes homogènes de réponse, la propriété $\hat{p}_{1,2,i} \leq \hat{p}_{k,i}$ ne sera pas directement obtenue.
2. Si l'intérêt de l'enquête est uniquement l'observation de la différence, il pourrait être préférable de construire directement un estimateur basé sur une non-réponse multivariée. On aurait alors naturellement $\hat{\theta}_{k,i} = \hat{p}_{k,i}$. En effet, les approches de ce document (cf. section 3) construisent une pondération pour chaque période séparément. Ensuite, une variance consistante pour une évolution est estimée.
3. Le traitement multivarié de la non-réponse permet d'harmoniser parfaitement la première période $\widehat{\text{Var}}_p(\hat{Y}_1) = \widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_1)$ puisque $\hat{\theta}_{1,i} = \hat{p}_{1,i}$. Un autre traitement pourrait harmoniser la seconde période $\widehat{\text{Var}}_p(\hat{Y}_2) = \widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_2)$ puisque $\hat{\theta}_{2,i} = \hat{p}_{2,i}$. En effet, puisqu'en période stable, la variance de la première période sera très certainement plus faible que celle de la seconde période (en fonction des tailles des échantillons), un travail sur l'harmonisation de la seconde période pourrait être utile.
4. En fonction des modèles de calage et de non-réponse choisis, les simulations montrent qu'une approche basée sur l'hypothèse d'indépendance entre les périodes ne produit pas des résultats très différents de l'approche présentée et utilisée. Ainsi, il n'est probablement pas nécessaire de développer davantage le calcul de la covariance pour l'enquête HESTA. Néanmoins, approfondir l'estimation conjointe pourrait redevenir indispensable en cas d'abandon, dans le traitement de la non-réponse, des variables exploitant l'information sur la non-réponse de l'année précédente.

4.5 Résultats

Nous présentons dans la table 9 les évolutions d'une année à la suivante estimées au 15^{ème} jour ouvrable pour 2023 en comparant les Modèles II et III. Chaque procédure comporte un processus d'imputation, un traitement de la non-réponse, un calage et une estimation de la variance des évolutions. Les évolutions estimées à l'aide des Modèles II et III aux 10^{ème} et 22^{ème} jours ouvrables et à la fin de l'enquête sont disponibles dans les tables 13, 14 et 15 en annexe E. A partir de ces tables, on peut illustrer en annexe H les évolutions des estimations dans les figures 14, 15, 16, 17 et 18 pour comparer les procédures et évaluer ces estimations d'évolution. En comparant les tables et les figures, on remarque que les mois ayant un taux de réponse plus bas (cf. table 1) sont de moins bonne qualité. Par exemple, l'estimation des évolutions des nuitées totales ou étrangères du 15^{ème} jour ouvrable au mois d'août 2023 est éloignée des autres. Cela s'explique par des unités influentes absentes de l'échantillon au 15^{ème} jour ouvrable. La liste proposée dans la section 1.3 devrait réduire ce risque de biais.

TABLE 9 Estimation des évolutions avec intervalles de confiance au 15^{ème} jour ouvrable , Modèles II et III.

Comparaison	Y	Modèle II				Modèle III			
		Evolution (%)	Ecart-Type (%)	Ecart-Type indpdt. (%)	CI (≈ 95%)	Evolution (%)	Ecart-Type (%)	Ecart-Type indpdt. (%)	CI (≈ 95%)
1.2023/1.2022 -1	Nuitées étrangères	64.3%	0.9%	0.9%	[62.5%, 66%]	64.7%	0.9%	0.9%	[62.6%, 65.9%]
	Nuitées suisses	18.0%	0.5%	0.6%	[17%, 19.1%]	18.1%	0.5%	0.6%	[17.1%, 19.2%]
	Nuitées allemandes	42.2%	1.2%	1.3%	[39.7%, 44.6%]	41.0%	1.1%	1.1%	[38.9%, 43.1%]
	Nuitées françaises	43.4%	1.7%	1.9%	[40.1%, 46.8%]	44.7%	1.3%	1.3%	[42.3%, 47.2%]
	Nuitées italiennes	69.9%	2.6%	2.7%	[64.8%, 75.1%]	69.6%	2.0%	2.0%	[65.6%, 73.6%]
2.2023/2.2022 -1	Nuitées totales	35.2%	0.4%	0.4%	[34.4%, 36.1%]	35.3%	0.4%	0.4%	[34.5%, 36%]
	Nuitées étrangères	36.3%	0.8%	0.8%	[34.7%, 38%]	36.7%	0.8%	0.8%	[35%, 38.3%]
	Nuitées suisses	2.4%	0.5%	0.6%	[1.3%, 3.5%]	2.5%	0.5%	0.6%	[1.4%, 3.6%]
	Nuitées allemandes	29.6%	1.5%	1.6%	[26.7%, 32.6%]	29.7%	1.4%	1.5%	[26.9%, 32.5%]
	Nuitées françaises	10.6%	1.4%	1.5%	[7.9%, 13.3%]	10.0%	1.2%	1.2%	[7.6%, 12.3%]
3.2023/3.2022 -1	Nuitées italiennes	30.7%	2.3%	2.4%	[26.2%, 35.2%]	31.0%	1.8%	1.9%	[27.4%, 34.6%]
	Nuitées totales	14.6%	0.5%	0.5%	[13.6%, 15.5%]	14.7%	0.4%	0.4%	[13.9%, 15.6%]
	Nuitées étrangères	21.1%	0.7%	0.7%	[19.8%, 22.5%]	21.4%	0.6%	0.7%	[20.2%, 22.7%]
	Nuitées suisses	-7.1%	0.6%	0.6%	[-8.2%, -6%]	-7.1%	0.4%	0.4%	[-7.9%, -6.2%]
	Nuitées allemandes	1.3%	1.2%	1.3%	[-1.2%, 3.7%]	0.1%	0.9%	1.0%	[-1.8%, 2%]
4.2023/4.2022 -1	Nuitées françaises	2.6%	1.3%	1.4%	[0.1%, 5.1%]	1.8%	1.1%	1.1%	[-0.2%, 3.9%]
	Nuitées italiennes	7.1%	1.6%	1.7%	[3.8%, 10.3%]	6.9%	1.5%	1.5%	[4%, 9.8%]
	Nuitées totales	4.3%	0.4%	0.4%	[3.5%, 5.1%]	4.5%	0.4%	0.4%	[3.8%, 5.2%]
	Nuitées étrangères	40.5%	1.3%	1.3%	[38%, 43%]	40.9%	1.1%	1.1%	[38.6%, 43.1%]
	Nuitées suisses	-6.2%	0.6%	0.6%	[-7.4%, -5.1%]	-6.1%	0.5%	0.5%	[-7.2%, -5.1%]
5.2023/5.2022 -1	Nuitées allemandes	8.7%	1.0%	1.1%	[6.6%, 10.7%]	8.4%	1.0%	1.0%	[6.6%, 10.3%]
	Nuitées françaises	13.1%	1.4%	1.5%	[10.3%, 15.8%]	12.7%	1.2%	1.2%	[10.4%, 15.1%]
	Nuitées italiennes	9.0%	1.6%	1.6%	[5.9%, 12.1%]	9.6%	1.4%	1.5%	[6.8%, 12.4%]
	Nuitées totales	12.6%	0.6%	0.6%	[11.4%, 13.8%]	12.8%	0.6%	0.6%	[11.7%, 14%]
	Nuitées étrangères	32.8%	0.8%	0.8%	[31.3%, 34.4%]	33.1%	0.8%	0.8%	[31.6%, 34.7%]
6.2023/6.2022 -1	Nuitées suisses	-3.4%	0.6%	0.6%	[-4.5%, -2.3%]	-3.3%	0.6%	0.6%	[-4.4%, -2.2%]
	Nuitées allemandes	3.6%	1.1%	1.1%	[1.4%, 5.7%]	2.4%	0.9%	1.0%	[0.5%, 4.2%]
	Nuitées françaises	8.1%	1.8%	1.8%	[4.5%, 11.6%]	8.6%	1.5%	1.5%	[5.7%, 11.4%]
	Nuitées italiennes	2.7%	1.4%	1.4%	[0%, 5.5%]	3.0%	1.3%	1.3%	[0.4%, 5.6%]
	Nuitées totales	13.1%	0.5%	0.5%	[12.1%, 14.1%]	13.2%	0.5%	0.5%	[12.3%, 14.2%]
7.2023/7.2022 -1	Nuitées étrangères	23.8%	0.8%	0.8%	[22.3%, 25.3%]	24.2%	0.7%	0.7%	[22.8%, 25.5%]
	Nuitées suisses	-3.9%	0.5%	0.5%	[-4.9%, -2.9%]	-4.1%	0.5%	0.5%	[-5%, -3.2%]
	Nuitées allemandes	-2.7%	0.9%	0.9%	[-4.4%, -1%]	-2.7%	0.7%	0.7%	[-4.1%, -1.2%]
	Nuitées françaises	6.9%	1.4%	1.5%	[4.1%, 9.7%]	5.9%	1.2%	1.2%	[3.5%, 8.3%]
	Nuitées italiennes	5.0%	1.9%	1.9%	[1.2%, 8.7%]	4.3%	1.8%	1.8%	[0.8%, 7.8%]
8.2023/8.2022 -1	Nuitées totales	9.2%	0.4%	0.4%	[8.4%, 10.1%]	9.3%	0.4%	0.4%	[8.6%, 10.1%]
	Nuitées étrangères	14.5%	0.7%	0.7%	[13.1%, 15.9%]	14.4%	0.6%	0.6%	[13.3%, 15.6%]
	Nuitées suisses	-5.6%	0.4%	0.4%	[-6.4%, -4.8%]	-5.5%	0.4%	0.4%	[-6.3%, -4.8%]
	Nuitées allemandes	-2.0%	1.0%	1.0%	[-3.9%, -0.1%]	-1.6%	0.7%	0.7%	[-3%, -0.2%]
	Nuitées françaises	5.9%	1.3%	1.4%	[3.3%, 8.6%]	5.1%	1.0%	1.0%	[3.2%, 7%]
9.2023/9.2022 -1	Nuitées italiennes	2.4%	1.2%	1.3%	[0%, 4.8%]	2.2%	1.1%	1.2%	[0%, 4.4%]
	Nuitées totales	4.1%	0.4%	0.4%	[3.3%, 4.8%]	4.1%	0.3%	0.3%	[3.5%, 4.7%]
	Nuitées étrangères	10.1%	0.7%	0.7%	[8.6%, 11.5%]	9.9%	0.6%	0.6%	[8.8%, 11%]
	Nuitées suisses	-5.2%	0.5%	0.5%	[-6.1%, -4.2%]	-5.2%	0.5%	0.5%	[-6.1%, -4.3%]
	Nuitées allemandes	-5.2%	1.0%	1.0%	[-7.2%, -3.3%]	-5.4%	0.7%	0.7%	[-6.8%, -4%]
10.2023/10.2022 -1	Nuitées françaises	3.5%	1.1%	1.2%	[1.4%, 5.7%]	3.5%	0.9%	1.0%	[1.7%, 5.4%]
	Nuitées italiennes	-5.9%	1.1%	1.1%	[-8%, -3.8%]	-5.8%	0.9%	1.0%	[-7.6%, -4%]
	Nuitées totales	2.5%	0.4%	0.4%	[1.7%, 3.4%]	2.5%	0.3%	0.4%	[1.8%, 3.1%]
	Nuitées étrangères	16.4%	0.7%	0.7%	[15%, 17.9%]	16.3%	0.7%	0.7%	[15%, 17.7%]
	Nuitées suisses	1.3%	0.6%	0.6%	[0.2%, 2.4%]	1.2%	0.5%	0.5%	[0.1%, 2.3%]
11.2023/11.2022 -1	Nuitées allemandes	3.3%	1.2%	1.3%	[0.8%, 5.7%]	2.5%	1.0%	1.0%	[0.6%, 4.4%]
	Nuitées françaises	4.3%	1.4%	1.4%	[1.5%, 7%]	4.7%	1.3%	1.3%	[2.2%, 7.3%]
	Nuitées italiennes	-2.1%	1.4%	1.4%	[-4.8%, 0.6%]	-2.0%	1.2%	1.2%	[-4.3%, 0.2%]
	Nuitées totales	8.3%	0.4%	0.4%	[7.5%, 9.1%]	8.2%	0.4%	0.4%	[7.5%, 9%]
	Nuitées étrangères	15.5%	0.8%	0.8%	[13.9%, 17%]	16.0%	0.7%	0.7%	[14.6%, 17.4%]
12.2023/12.2022 -1	Nuitées suisses	-6.1%	0.5%	0.5%	[-7%, -5.1%]	-6.2%	0.5%	0.5%	[-7.1%, -5.3%]
	Nuitées allemandes	-0.4%	1.0%	1.0%	[-2.4%, 1.5%]	-1.1%	0.9%	0.9%	[-2.8%, 0.6%]
	Nuitées françaises	-0.1%	1.5%	1.6%	[-3.1%, 2.9%]	0.1%	1.3%	1.3%	[-2.5%, 2.6%]
	Nuitées italiennes	-7.0%	1.5%	1.5%	[-10%, -4.1%]	-7.5%	1.3%	1.3%	[-10.2%, -4.9%]
	Nuitées totales	3.0%	0.4%	0.4%	[2.1%, 3.9%]	3.2%	0.4%	0.4%	[2.4%, 3.9%]
13.2023/13.2022 -1	Nuitées étrangères	13.4%	0.7%	0.7%	[12%, 14.7%]	13.7%	0.6%	0.6%	[12.5%, 15%]
	Nuitées suisses	2.8%	0.6%	0.6%	[1.7%, 3.9%]	2.7%	0.5%	0.5%	[1.7%, 3.8%]
	Nuitées allemandes	7.4%	1.3%	1.3%	[4.8%, 9.9%]	6.3%	1.0%	1.0%	[4.3%, 8.4%]
	Nuitées françaises	2.4%	1.5%	1.6%	[-0.6%, 5.4%]	3.3%	1.3%	1.3%	[0.8%, 5.9%]
	Nuitées italiennes	17.2%	1.8%	1.8%	[13.7%, 20.8%]	17.1%	1.5%	1.5%	[14.2%, 20%]
14.2023/14.2022 -1	Nuitées totales	7.7%	0.4%	0.4%	[6.8%, 8.5%]	7.8%	0.4%	0.4%	[7.1%, 8.6%]
	Nuitées étrangères	6.4%	0.6%	0.6%	[5.3%, 7.5%]	6.1%	0.6%	0.6%	[5%, 7.3%]
	Nuitées suisses	2.1%	0.5%	0.5%	[1.1%, 3.1%]	2.1%	0.6%	0.6%	[1%, 3.2%]
	Nuitées allemandes	-1.6%	2.0%	2.1%	[-5.6%, 2.3%]	-2.0%	0.8%	0.8%	[-3.6%, -0.5%]
	Nuitées françaises	0.2%	1.2%	1.3%	[-2.3%, 2.6%]	1.1%	1.1%	1.1%	[-1%, 3.2%]
15.2023/15.2022 -1	Nuitées italiennes	10.7%	1.5%	1.5%	[7.8%, 13.5%]	9.4%	1.2%	1.2%	[7.1%, 11.7%]
	Nuitées totales	4.3%	0.4%	0.4%	[3.6%, 5%]	4.2%	0.3%	0.3%	[3.5%, 4.9%]

5 Conclusions

Le Modèle II produisait déjà des résultats pour les nuitées suisses et étrangères au 10^{ème} jour ouvrable. Le Modèle III, construit à partir du Modèle II, est proposé dans ce document afin d'obtenir des estimations des évolutions des nuitées au 15^{ème} jour ouvrable pour différents pays de provenance. Dans cette nouvelle approche, des variables supplémentaires sont ajoutées au calage pour prendre en compte les nuitées (de l'année passée) des différents pays de provenance analysés. Tous ces travaux sont basés sur l'hypothèse d'une certaine stabilité du cadre et des variables auxiliaires utilisées (par exemple ville/campagne). Le nouveau modèle (Modèle III) semble produire des estimations plus précises que le Modèle II pour les totaux des nuitées ainsi que pour les évolutions entre 2022 et 2023. Cette amélioration est notamment plus importante lorsque l'on détaille les résultats par pays de provenance analysés. Le Modèle III remplace alors le Modèle II aussi au 10^{ème} jour ouvrable. Toutefois, il n'est pas conseillé de produire des estimations par pays de provenance au 10^{ème} jour ouvrable, au vu de l'instabilité occasionnelle de ces estimations (cf. tables 13,14 et figures 16, 17 et 18). Comme les données de 2022 ont probablement encore été partiellement affectées par la situation liée au COVID-19, de plus amples analyses pourraient être effectuées afin d'élargir la validation de ce nouveau modèle en dehors de cette période particulière.

6 Références

- Jean-Claude Deville and Carl-Erik Särndal. Calibration estimators in survey sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 87 :376–382, 1992.
- Jae Kwang Kim and Jay J. Kim. Nonresponse weighting adjustment using estimated response-probability. *Canadian Journal of Statistics*, 35 :501–514, 2007.
- Rémy Mariétan. Hesta première tendance : Pondération et estimation de variance. Notice méthodologique, Office Fédéral de la statistique OFS, 2021.
- Rémy Mariétan. Hesta première tendance : Pondération et estimation de variance II. Notice méthodologique, Office Fédéral de la statistique OFS, 2023.
- SAS Institute Inc. *SAS/STAT 14.3 User's Guide, The LOGISTIC Procedure*. Cary, NC, 2017. URL <https://support.sas.com/documentation/onlinedoc/stat/143/logistic.pdf>.
- Yves Tillé. *Théorie des sondages : Échantillonnage et estimation en populations finies*. 2e Édition. Dunod, 2019.

A Liste des variables utilisées

1	GROSSREGION	7 grandes régions
2	TOURISMUSREGION	13 régions touristiques
3	STAEDTE	Indicateur d'établissements en ville
4	BERGGEBIETE	Indicateur d'établissements en montagne
5	MUNICIPALITY_NR	Numéro de municipalité
6	KANTON	Cantons
7	BED_COUNT	Nombre de lits
8	ROOM_COUNT	Nombre de chambres
9	NIGHTS_TOTAL_prev_y	Nombre de nuitées l'an passé durant le même mois
10	NIGHTS_CH_prev_y	Nombre de nuitées suisses l'an passé durant le même mois
11	NIGHTS_Aus_prev_y	Nombre de nuitées étrangères l'an passé durant le même mois
12	NIGHTS_DE_prev_y	Nombre de nuitées allemandes l'an passé durant le même mois
13	NIGHTS_IT_prev_y	Nombre de nuitées italiennes l'an passé durant le même mois
14	NIGHTS_FR_prev_y	Nombre de nuitées françaises l'an passé durant le même mois
15	NIGHTS_GB_prev_y	Nombre de nuitées britanniques l'an passé durant le même mois
16	NIGHTS_NL_prev_y	Nombre de nuitées néerlandaises l'an passé durant le même mois
17	NIGHTS_BE_prev_y	Nombre de nuitées belges l'an passé durant le même mois
18	NIGHTS_US_prev_y	Nombre de nuitées états-uniennes l'an passé durant le même mois
19	NIGHTS_CN_prev_y	Nombre de nuitées chinoises l'an passé durant le même mois
20	NIGHTS_IN_prev_y	Nombre de nuitées indiennes l'an passé durant le même mois
21	NIGHTS_GOLF_prev_y	Nombre de nuitées des pays du golfe l'an passé durant le même mois
22	NIGHTS_AUS_prev_y	Nombre de nuitées étrangères l'an passé durant le même mois
23	NIGHTS_CONT_1	Nombre de nuitées en provenance de l'Europe, sans la Suisse
24	NIGHTS_CONT_2	Nombre de nuitées en provenance de l'Afrique
25	NIGHTS_CONT_3	Nombre de nuitées en provenance de l'Amérique
26	NIGHTS_CONT_4	Nombre de nuitées en provenance de l'Asie
27	NIGHTS_CONT_5	Nombre de nuitées en provenance de l'Océanie
28	NIGHTS_AM_REST	Nombre de nuitées en provenance de l'Amérique, en dehors des États-Unis
29	NIGHTS_AS_REST	Nombre de nuitées en provenance de l'Asie, en dehors de la Chine, de l'Inde et des pays du Golfe
30	NIGHTS_EU_REST	Nombre de nuitées en provenance de l'Europe, en dehors de DE, IT, FR, GB, NL et BE.
31	OPEN_DAYS_prev_y	Nombre de jours ouvrables l'an passé durant le même mois
32	OPEN_DAYS_prev_2y	Nombre de jours ouvrables deux ans plus tôt durant le même mois
33	miss_previous_year	Indicateur d'établissements n'ayant rien renseigné l'an passé (non-réponse ou nouvel établissement)
34	miss_previous_2year	Indicateur d'établissements n'ayant rien renseigné deux ans plus tôt (non-réponse ou nouvel établissement)
35	Etoile	3 classes (3 étoiles, 4-5 étoiles, autres)
36	AUTOMATIC_TRANS_past	Dernier mode d'envoi du questionnaire utilisé (3 classes : système de gestion hôtelier/Esurvey, papier et autre)
37	TEL_REMINDER	Indicateur d'un rappel effectué pour cette unité.
38	vacance	Indicateur de fermetures temporaires programmées et renseignées à l'avance (vacances, travaux...).

B Tableau des poids

TABLE 10 Distributions des poids et des g-weights obtenus au 10^{ème} jour ouvrable pour l'année 2023 (Comparaison entre Modèle II et III). Les lignes représentent les poids après traitement de la non-réponse, w^{NR} , les poids après calage, w^C , les g-weights finaux, $g = w^C/w^{NR}$ et les g-weights du calage linéaire intermédiaire $\tilde{g} = \tilde{w}^C/(w^{NR} - 1)$.

Année	Mois	Nom	n	Modèle II										Modèle III												
				Total	P0	P1	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95	P99	P100	Total	P0	P1	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95	P99
Janvier	w^{NR}	3845	4474	1.03	1.03	1.03	1.03	1.06	1.11	1.11	1.37	1.74	1.74	5.06	4474	1.03	1.03	1.03	1.03	1.06	1.11	1.11	1.37	1.74	1.74	5.06
	$\tilde{g}$	3845	3882.34	0.00	0.00	0.00	0.10	0.62	1.05	1.39	1.78	1.93	2.39	3.32	3848.72	0.00	0.00	0.00	0.06	0.61	1.04	1.40	1.73	1.87	2.47	
	g	3845	3850.93	0.43	0.68	0.91	0.95	0.98	1.00	1.03	1.07	1.10	1.21	1.64	3847.59	0.37	0.68	0.91	0.95	0.98	1.00	1.03	1.07	1.09	1.21	
	w^C	3845	4474	1.00	1.00	1.00	1.01	1.03	1.09	1.16	1.24	1.76	2.19	8.30	4474	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.03	1.09	1.16	1.23	1.76	2.11
Février	w^{NR}	3548	4478	1.08	1.08	1.08	1.08	1.17	1.17	1.17	1.29	1.84	2.95	6.45	4478	1.08	1.08	1.08	1.08	1.17	1.17	1.17	1.29	1.84	2.95	
	$\tilde{g}$	3548	3493.47	0.00	0.00	0.34	0.49	0.73	1.00	1.27	1.48	1.63	1.71	1.94	3485.96	0.00	0.00	0.32	0.49	0.73	1.00	1.27	1.48	1.63		
	g	3548	3549.08	0.55	0.73	0.90	0.94	0.97	1.00	1.04	1.07	1.10	1.21	1.54	3547.82	0.54	0.73	0.90	0.93	0.97	1.00	1.04	1.07	1.10		
	w^C	3548	4478	1.00	1.00	1.03	1.05	1.08	1.15	1.24	1.36	1.90	3.53	9.92	4478	1.00	1.00	1.03	1.05	1.08	1.15	1.24	1.36	1.89		
Mars	w^{NR}	3488	4483	1.06	1.06	1.06	1.06	1.17	1.21	1.21	1.59	2.10	7.00	7.00	4483	1.06	1.06	1.06	1.06	1.17	1.21	1.21	1.59	2.10	7.00	
	$\tilde{g}$	3488	3319.02	0.00	0.00	0.36	0.49	0.72	0.95	1.21	1.41	1.52	1.72	2.05	3332.91	0.00	0.00	0.20	0.44	0.73	0.98	1.23	1.46	1.54		
	g	3488	3488.56	0.14	0.76	0.90	0.93	0.97	0.99	1.04	1.08	1.11	1.22	1.63	3488.72	0.14	0.74	0.88	0.93	0.97	1.00	1.04	1.08	1.12		
	w^C	3488	4483	1.00	1.00	1.02	1.03	1.06	1.17	1.27	1.76	1.98	2.46	11.44	4483	1.00	1.00	1.02	1.03	1.06	1.17	1.27	1.76			
Avril	w^{NR}	2854	4492	1.01	1.01	1.23	1.23	1.23	1.35	1.74	2.13	2.88	2.88	8.88	4492	1.01	1.01	1.23	1.23	1.23	1.35	1.74	2.13	2.88		
	$\tilde{g}$	2854	2840.91	0.00	0.02	0.42	0.59	0.79	1.02	1.25	1.40	1.47	1.55	1.99	2851.01	0.00	0.00	0.37	0.59	0.79	1.03	1.27	1.41			
	g	2854	2858.55	0.28	0.70	0.83	0.88	0.94	1.00	1.07	1.11	1.16	1.25	1.34	2860.83	0.11	0.69	0.82	0.87	0.94	1.01	1.07	1.12			
	w^C	2854	4492	1.00	1.00	1.07	1.16	1.27	1.40	1.63	2.31	2.67	3.57	11.27	4492	1.00	1.00	1.05	1.16	1.27	1.40	1.63				
Mai	w^{NR}	3288	4497	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.22	1.31	1.53	1.97	3.86	9.13	4497	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.22	1.31	1.53			
	$\tilde{g}$	3288	3189.71	0.00	0.00	0.38	0.52	0.71	0.98	1.21	1.50	1.61	1.80	1.86	3202.78	0.00	0.00	0.22	0.46	0.71	1.00	1.23	1.53			
	g	3288	3291.8	0.20	0.69	0.88	0.92	0.96	1.00	1.04	1.10	1.14	1.28	1.59	3293.14	0.11	0.68	0.85	0.91	0.96	1.00	1.04	1.10			
	w^C	3288	4497	1.00	1.00	1.05	1.06	1.10	1.21	1.35	1.70	1.96	4.94	9.84	4497	1.00	1.00	1.03	1.06	1.10	1.20	1.36				
Juin	w^{NR}	3278	4498	1.07	1.07	1.07	1.07	1.12	1.32	1.32	1.56	2.93	2.93	8.43	4498	1.07	1.07	1.07	1.07	1.12	1.32	1.32	1.56			
	$\tilde{g}$	3278	3207.09	0.00	0.00	0.49	0.61	0.81	1.02	1.18	1.32	1.37	1.42	1.57	3206.57	0.00	0.00	0.36	0.57	0.79	1.02	1.20	1.35			
	g	3278	3275.76	0.55	0.76	0.90	0.94	0.97	1.00	1.03	1.07	1.09	1.16	1.35	3275.55	0.45	0.72	0.89	0.93	0.97	1.00	1.03	1.08			
	w^C	3278	4498	1.00	1.00	1.04	1.07	1.10	1.24	1.39	1.65	2.53	3.86	11.40	4498	1.00	1.00	1.04	1.06	1.10	1.24	1.39				
Juillet	w^{NR}	3199	4494	1.05	1.05	1.05	1.05	1.11	1.32	1.32	1.93	2.62	3.86	6.38	4494	1.05	1.05	1.05	1.05	1.11	1.32	1.32	1.93			
	$\tilde{g}$	3199	3013.55	0.00	0.24	0.43	0.53	0.71	0.93	1.15	1.41	1.52	1.57	1.75	3020.66	0.00	0.00	0.37	0.50	0.71	0.95	1.17	1.44			
	g	3199	3199.64	0.49	0.72	0.87	0.92	0.96	0.99	1.04	1.11	1.13	1.23	1.44	3200.15	0.41	0.73	0.87	0.92	0.96	0.99	1.04	1.11			
	w^C	3199	4494	1.00	1.02	1.03	1.04	1.07	1.22	1.47	2.05	2.49	3.51	9.19	4494	1.00	1.00	1.03	1.04	1.07	1.23	1.46				
Août	w^{NR}	3085	4490	1.10	1.10	1.10	1.10	1.21	1.43	1.43	1.55	3.21	3.21	7.50	4490	1.10	1.10	1.10	1.10	1.21	1.43	1.55				
	$\tilde{g}$	3085	3080.72	0.00	0.00	0.47	0.65	0.85	1.03	1.20	1.29	1.37	1.53	1.70	3089.25	0.00	0.00	0.46	0.67	0.85	1.04	1.20	1.30			
	g	3085	3085.99	0.44	0.74	0.90	0.93	0.97	1.01	1.04	1.07	1.08	1.15	1.32	3086.87	0.44	0.74	0.90	0.93	0.97	1.01	1.04				
	w^C	3085	4490	1.00	1.00	1.06	1.11	1.15	1.34	1.49	1.65	2.80	3.64	8.99	4490	1.00	1.00	1.06	1.10	1.15	1.34					
Septembre	w^{NR}	3107	4489	1.10	1.10	1.10	1.10	1.21	1.32	1.39	1.54	2.50	4.57	5.76	4489	1.10	1.10	1.10	1.10	1.21	1.32	1.39				
	$\tilde{g}$	3107	3106.27	0.00	0.00	0.33	0.47	0.74	1.02	1.29	1.46	1.55	1.72	2.16	3114.33	0.00	0.00	0.27	0.45	0.72	1.04	1.30				
	g	3107	3108.67	0.41	0.71	0.83	0.87	0.94	1.00	1.06	1.12	1.16	1.25	1.55	3109.7	0.40	0.68	0.83	0.87	0.94	1.01	1.07				
	w^C	3107	4489	1.00	1.00	1.06	1.09	1.15	1.31	1.46	1.78	2.49	4.49	8.93	4489	1.00	1.00	1.04	1.09	1.15	1.31					
Octobre	w^{NR}	3136	4480	1.12	1.12	1.12	1.12	1.22	1.41	1.41	1.91	2.77	2.77	4.08	4480	1.12	1.12	1.12	1.12	1.22	1.41	1.91				
	$\tilde{g}$	3136	3106.52	0.00	0.20	0.44	0.54	0.77	1.02	1.21	1.42	1.54	1.60	1.77	3119.1	0.00	0.00	0.40	0.54	0.77	1.03	1.23				
	g	3136	3134.54	0.56	0.74	0.85	0.91	0.95	1.00	1.04	1.10	1.14	1.27	1.44	3135.46	0.52	0.73	0.84	0.90	0.95	1.01	1.04				
	w^C	3136	4480	1.00	1.03	1.07	1.11	1.15	1.24	1.36	2.14	2.52	3.48	5.88	4480	1.00	1.00	1.07	1.11	1.15	1.24					
Novembre	w^{NR}	3364	4468	1.08	1.08	1.11	1.11	1.11	1.11	1.39	1.78	2.54	2.54	3.43	4468	1.08	1.08	1.11	1.11	1.11	1.39	1.78				
	$\tilde{g}$	3364	3214.63	0.00	0.17	0.40	0.49	0.69	0.96	1.20	1.46	1.56	1.63	2.70	3235.2	0.00	0.00	0.30	0.45	0.68	0.98	1.21				
	g	3364	3354.49	0.57	0.77	0.88	0.91	0.96	0.99	1.03	1.08	1.13	1.25	1.43	3356.08	0.48	0.74	0.87	0.90	0.95	1.00	1.03				
	w^C	3364	4468	1.00	1.02	1.05	1.07	1.10	1.14	1.39	1.84	2.25	3.19	4.89	4468	1.00	1.00	1.04	1.06	1.09	1.15	1.40				
Décembre	w^{NR}	3728	4464	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.22	1.65	1.65	2.92	2.92	4464	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.22	1.65				
	$\tilde{g}$	3728	3544.61	0.00	0.26	0.49	0.59	0.78	0.94	1.15	1.34	1.43	1.50	1.55	3534.87	0.00	0.14	0.46	0.58	0.77	0.95	1.15				
	g	3728	3721.73	0.63	0.85	0.94	0.96	0.98	0.99	1.02	1.05	1.08	1.17	1.28	3721.3	0.62	0.85	0.93	0.95	0.98	1.00	1.05				
	w^C	3728	4464	1.00	1.03	1.04	1.05	1.07	1.09	1.19	1.48	1.73	2.81	3.75	4464	1.00	1.01	1.04	1.05	1.07	1.10					

TABLE 11 Distributions des poids et des g-weights obtenus au 15^{ème} jour ouvrable pour l'année 2023. Les lignes représentent les poids après traitement de la non-réponse, w^{NR} , les poids après calage, w^C , les g-weights finaux, $g = w^C/w^{NR}$ et les g-weights du calage linéaire intermédiaire $\tilde{g} = \tilde{w}^C/(w^{NR} - 1)$.

Année	Mois	Nom	n	Total	P0	P1	P5	P10	Modèle III									
									P25	P50	P75	P90	P95	P99	P100			
2023	Janvier	w^{NR}	3845	4474	1.03	1.03	1.03	1.03	1.06	1.11	1.11	1.37	1.74	1.74	5.06			
		$\tilde{g}$	3845	3848.72	0.00	0.00	0.00	0.06	0.61	1.04	1.40	1.73	1.87	2.47	5.72			
		g	3845	3847.59	0.37	0.68	0.91	0.95	0.98	1.00	1.03	1.07	1.09	1.21	1.84			
		w^C	3845	4474	1.00	1.00	1.00	1.00	1.03	1.09	1.16	1.23	1.76	2.11	9.29			
	Février	w^{NR}	3748	4482	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.11	1.11	1.46	1.67	2.46	6.36			
		$\tilde{g}$	3748	3684.68	0.00	0.00	0.24	0.44	0.74	1.01	1.27	1.50	1.61	1.84	3.35			
		g	3748	3746.87	0.50	0.74	0.91	0.95	0.98	1.00	1.03	1.05	1.07	1.21	1.54			
		w^C	3748	4482	1.00	1.00	1.02	1.03	1.05	1.10	1.14	1.30	1.80	2.98	9.78			
	Mars	w^{NR}	3767	4485	1.03	1.03	1.03	1.03	1.08	1.13	1.13	1.40	1.72	1.72	5.33			
		$\tilde{g}$	3767	3613.89	0.00	0.00	0.06	0.37	0.69	1.02	1.28	1.42	1.51	1.71	6.75			
		g	3767	3766.23	0.19	0.76	0.90	0.94	0.98	1.00	1.03	1.06	1.08	1.17	1.45			
		w^C	3767	4485	1.00	1.00	1.00	1.02	1.05	1.12	1.18	1.39	1.76	2.06	7.60			
	Avril	w^{NR}	3604	4496	1.00	1.00	1.06	1.06	1.14	1.14	1.25	1.71	1.83	2.65	4.59			
		$\tilde{g}$	3536	3407.46	0.00	0.00	0.23	0.43	0.72	0.99	1.24	1.43	1.54	1.67	3.75			
		g	3604	3601.13	0.22	0.73	0.90	0.94	0.97	1.00	1.03	1.07	1.11	1.25	1.53			
		w^C	3604	4496	1.00	1.00	1.01	1.04	1.07	1.14	1.23	1.56	1.93	3.30	6.99			
	Mai	w^{NR}	3638	4498	1.05	1.05	1.05	1.05	1.14	1.14	1.14	1.41	1.69	2.55	7.20			
		$\tilde{g}$	3638	3540.77	0.00	0.00	0.13	0.35	0.62	0.93	1.25	1.79	1.90	2.09	3.35			
		g	3638	3641.79	0.14	0.78	0.89	0.93	0.96	0.99	1.03	1.10	1.13	1.29	1.66			
		w^C	3638	4498	1.00	1.00	1.01	1.03	1.06	1.13	1.22	1.40	2.01	3.13	8.16			
	Juin	w^{NR}	3613	4496	1.03	1.03	1.03	1.03	1.10	1.20	1.20	1.49	2.07	2.07	5.90			
		$\tilde{g}$	3613	3526.12	0.00	0.00	0.47	0.64	0.84	1.00	1.16	1.28	1.35	1.47	2.21			
		g	3613	3608.99	0.46	0.82	0.93	0.96	0.98	1.00	1.02	1.04	1.06	1.14	1.31			
		w^C	3613	4496	1.00	1.00	1.02	1.03	1.07	1.16	1.24	1.49	2.03	2.43	7.74			
	Juillet	w^{NR}	3578	4489	1.03	1.03	1.03	1.03	1.07	1.21	1.21	1.74	2.06	3.18	4.65			
		$\tilde{g}$	3578	3303.96	0.00	0.00	0.33	0.54	0.77	0.95	1.12	1.27	1.35	1.59	3.66			
		g	3578	3569.84	0.41	0.83	0.93	0.96	0.98	1.00	1.02	1.05	1.07	1.16	1.31			
		w^C	3578	4489	1.00	1.00	1.01	1.02	1.06	1.17	1.24	1.62	1.98	3.73	5.84			
	Août	w^{NR}	3539	4492	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.23	1.23	1.54	2.32	2.32	5.56			
		$\tilde{g}$	3539	3367.9	0.00	0.00	0.37	0.62	0.82	0.99	1.15	1.26	1.32	1.45	1.85			
		g	3539	3533.57	0.51	0.83	0.93	0.95	0.98	1.00	1.02	1.05	1.07	1.15	1.28			
		w^C	3539	4492	1.00	1.00	1.03	1.05	1.06	1.18	1.26	1.60	2.20	2.73	6.51			
	Septembre	w^{NR}	3574	4489	1.03	1.03	1.03	1.03	1.08	1.18	1.18	1.56	2.32	4.07	4.71			
		$\tilde{g}$	3574	3431.04	0.00	0.00	0.26	0.50	0.76	0.99	1.20	1.40	1.50	1.61	6.94			
		g	3574	3569.99	0.44	0.77	0.91	0.95	0.98	1.00	1.03	1.06	1.08	1.18	1.43			
		w^C	3574	4489	1.00	1.00	1.01	1.02	1.06	1.14	1.22	1.43	2.12	4.09	6.72			
	Octobre	w^{NR}	3578	4480	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.15	1.15	1.62	2.24	2.24	3.50			
		$\tilde{g}$	3578	3433.83	0.00	0.00	0.40	0.61	0.85	1.00	1.13	1.22	1.27	1.42	3.70			
		g	3578	3572.59	0.55	0.85	0.92	0.95	0.98	1.00	1.02	1.04	1.06	1.12	1.42			
		w^C	3578	4480	1.00	1.00	1.04	1.06	1.08	1.15	1.19	1.58	2.05	2.57	4.44			
	Novembre	w^{NR}	3674	4465	1.06	1.06	1.06	1.06	1.13	1.14	1.14	1.42	2.39	2.39	3.12			
		$\tilde{g}$	3674	3573.13	0.00	0.21	0.48	0.58	0.75	0.97	1.18	1.37	1.45	1.69	4.26			
		g	3674	3668.76	0.37	0.82	0.93	0.95	0.97	1.00	1.02	1.05	1.07	1.21	1.37			
		w^C	3674	4465	1.00	1.02	1.04	1.05	1.07	1.13	1.17	1.40	1.77	2.92	4.12			
	Décembre	w^{NR}	3728	4464	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.22	1.65	1.65	2.92	2.92			
		$\tilde{g}$	3728	3534.87	0.00	0.14	0.46	0.58	0.77	0.95	1.15	1.35	1.44	1.53	1.79			
		g	3728	3721.3	0.62	0.85	0.93	0.95	0.98	0.99	1.02	1.05	1.08	1.16	1.29			
		w^C	3728	4464	1.00	1.01	1.04	1.05	1.07	1.10	1.20	1.48	1.73	2.77	3.79			

C Tableau des résultats des nuitées

TABLE 12 Estimation des variables d'intérêt avec écart-types et intervalles de confiance pour l'année 2023, Modèles II et III.

Modèle	Mois	Y	Estimateur										Ecart-type										Intervalle de confiance										Diff.	Diff. rel.				
			15	22	n	fin	10	15	22	fin	10	15	22	fin	10	15	22	fin	10	15	22	fin	10	15	22	fin	10	15	22	fin	10	15		22	fin	10	15	22
Modèle II	Janvier	Nuitées étrangères	4474	4474	4482	4515	3845	3845	4036	4463	1345893	1340486	1359713	60665	64547	17769	13340033	1357783	13340033	1357783	13340033	1357783	13340033	1357783	13340033	1357783	13340033	1357783	13340033	1357783	13340033	1357783	13340033	1357783	13340033	1357783	13340033	1357783
		Nuitées suisses	4474	4474	4482	4515	3845	3845	4036	4463	1633709	1632709	1638074	1611944	7222	6	64858	1633709	1632709	1638074	1611944	7222	6	64858	1633709	1632709	1638074	1611944	7222	6	64858	1633709	1632709	1638074	1611944	7222	6	64858
		Nuitées totales	4478	4482	4515	3845	3845	4036	4463	2979602	2975195	3001787	1268418	7228	6	1270167	2979602	2975195	3001787	1268418	7228	6	1270167	2979602	2975195	3001787	1268418	7228	6	1270167	2979602	2975195	3001787	1268418	7228	6	1270167	
		Nuitées étrangères	4478	4482	4485	4510	3548	3748	3962	4449	1895200	1903979	1902330	1465779	13670	9	93648	1895200	1903979	1902330	1465779	13670	9	93648	1895200	1903979	1902330	1465779	13670	9	93648	1895200	1903979	1902330	1465779	13670	9	93648
		Nuitées totales	4478	4482	4485	4510	3548	3748	3962	4449	3330341	3318511	3317178	1902330	13670	9	107506	3330341	3318511	3317178	1902330	13670	9	107506	3330341	3318511	3317178	1902330	13670	9	107506	3330341	3318511	3317178	1902330	13670	9	107506
		Nuitées étrangères	4483	4485	4493	4506	3488	3767	3928	4438	1496997	1499976	1500339	1508799	9378	7	74968	1496997	1499976	1500339	1508799	9378	7	74968	1496997	1499976	1500339	1508799	9378	7	74968	1496997	1499976	1500339	1508799	9378	7	74968
	Février	Nuitées suisses	4483	4485	4493	4506	3488	3767	3928	4438	1688488	1691758	1699151	1694340	12607	4	72843	1688488	1691758	1699151	1694340	12607	4	72843	1688488	1691758	1699151	1694340	12607	4	72843	1688488	1691758	1699151	1694340	12607	4	72843
		Nuitées totales	4483	4485	4493	4506	3488	3767	3928	4438	3185485	3191733	3198940	3202169	14714	6	12064	3185485	3191733	3198940	3202169	14714	6	12064	3185485	3191733	3198940	3202169	14714	6	12064	3185485	3191733	3198940	3202169	14714	6	12064
		Nuitées étrangères	4492	4494	4499	4509	3854	3604	3907	4420	1418401	1423392	1427422	1431790	20586	3	120183	1418401	1423392	1427422	1431790	20586	3	120183	1418401	1423392	1427422	1431790	20586	3	120183	1418401	1423392	1427422	1431790	20586	3	120183
		Nuitées suisses	4494	4494	4499	4509	3854	3604	3907	4420	1428563	1414765	1419777	1438370	14866	0	84692	1428563	1414765	1419777	1438370	14866	0	84692	1428563	1414765	1419777	1438370	14866	0	84692	1428563	1414765	1419777	1438370	14866	0	84692
		Nuitées totales	4497	4498	4498	4508	3858	3607	4435	4435	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271
		Nuitées étrangères	4497	4498	4498	4508	3638	3977	4435	4435	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534
Modèle III	Mars	Nuitées suisses	4498	4496	4495	4505	3278	3613	3918	4416	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336
		Nuitées totales	4498	4496	4495	4505	3278	3613	3918	4416	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851
		Nuitées étrangères	4494	4489	4493	4497	3199	3578	3890	4401	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427
		Nuitées suisses	4494	4489	4493	4497	3199	3578	3890	4401	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476
		Nuitées totales	4498	4488	4488	4508	3638	3977	4435	4435	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271
		Nuitées étrangères	4497	4498	4498	4508	3638	3977	4435	4435	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534
	Avril	Nuitées suisses	4498	4496	4495	4505	3278	3613	3918	4416	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336
		Nuitées totales	4498	4496	4495	4505	3278	3613	3918	4416	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851
		Nuitées étrangères	4494	4489	4493	4497	3199	3578	3890	4401	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427
		Nuitées suisses	4494	4489	4493	4497	3199	3578	3890	4401	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476
		Nuitées totales	4498	4488	4488	4508	3638	3977	4435	4435	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271
		Nuitées étrangères	4497	4498	4498	4508	3638	3977	4435	4435	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534	1483747	1487020	1490924	1509093	10912	4	82534
	Mai	Nuitées suisses	4498	4496	4495	4505	3278	3613	3918	4416	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336	2105976	2121167	2131166	2135644	16685	2	93336
		Nuitées totales	4498	4496	4495	4505	3278	3613	3918	4416	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851	1818014	1823388	1839065	1873584	10199	7	79851
		Nuitées étrangères	4494	4489	4493	4497	3199	3578	3890	4401	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427	2276787	22899348	2321689	2329864	18520	1	101427
		Nuitées suisses	4494	4489	4493	4497	3199	3578	3890	4401	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476	2194608	2209976	2217864	2223238	11590	4	79476
		Nuitées totales	4498	4488	4488	4508	3638	3977	4435	4435	1601857	1604437	1607360	1607139	25515	0	89271	1601857	1604437	16																		

D Variance de l'évolution : Calculs

D.1 Introduction et définitions

Deux enquêtes exhaustives ayant de la non-réponse sont comparées. Dans la première enquête, nous observons le total Y_1 sur U_1 et dans la deuxième, nous observons le total Y_2 sur U_2 avec $U_1 \neq U_2$. Un traitement de la non-réponse permet d'estimer les deux totaux :

$$\begin{aligned}\hat{Y}_{Av.cal,1} &= \sum_{i \in R_1} \frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}} y_{1,i} \\ \hat{Y}_{Av.cal,2} &= \sum_{i \in R_2} \frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}} y_{2,i}\end{aligned}$$

où $\hat{\theta}_{1,i}$ et $\hat{\theta}_{2,i}$ estiment les probabilités de réponse de l'unité i , $\theta_{1,i}$ et $\theta_{2,i}$.
Un calage est effectué et permet d'obtenir des estimateurs calés

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1 &= \sum_{i \in R_1} w_{1,i} y_{1,i} \\ \hat{Y}_2 &= \sum_{i \in R_2} w_{1,i} y_{2,i}.\end{aligned}$$

Le but de cette annexe est de proposer des estimations de variances de fonctions de $\hat{Y}_1$ et $\hat{Y}_2$ telles que la différence entre $\hat{Y}_2 - \hat{Y}_1$ ou le ratio $\hat{Y}_2/\hat{Y}_1$. Pour simplifier les calculs, nous estimerons la variance de la différence qui peut être généralisée à n'importe quelle fonction suffisamment lisse par approximation linéaire. Par exemple, d'après Tillé [2019], la variance du ratio $\hat{Y}_2/\hat{Y}_1$ peut être approximée de la manière suivante :

$$\text{Var} \left(\frac{\hat{Y}_2}{\hat{Y}_1} \right) \approx \text{Var} \left(\frac{1}{\hat{Y}_1} \hat{Y}_2 - \frac{Y_2}{Y_1^2} \hat{Y}_1 \right).$$

D.2 Variance séparée

Commençons par rappeler comment estimer les variances de $\hat{Y}_1$ et $\hat{Y}_2$ séparément, voir 3.3.1. La linéarisée d'un estimateur calé est le résidu de la régression (sur la population) de y_i par les variables de calage, ϵ (cf. Tillé [2019, p. 267]),

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1 &\approx C_1 + \sum_{i \in R_1} \frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}} \epsilon_{1,i}, \\ \hat{Y}_2 &\approx C_2 + \sum_{i \in R_2} \frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}} \epsilon_{2,i},\end{aligned}$$

où C_1 et C_2 sont des constantes. La variance de l'estimateur vaut alors approximativement

$$\begin{aligned}\text{Var}(\hat{Y}_1) &\approx \text{Var} \left(\sum_{i \in R_1} \frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}} \epsilon_{1,i} \right), \\ \text{Var}(\hat{Y}_2) &\approx \text{Var} \left(\sum_{i \in R_2} \frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}} \epsilon_{2,i} \right).\end{aligned}$$

En fonction du tirage et de l'adéquation entre le modèle de calage et celui de non-réponse, remplacer $\hat{\theta}_{k,i}$ par $\theta_{k,i}$ affecte le résultat. En général et sous certaines conditions sur l'estimateur

$\hat{\theta}_{k,i}$, en négligeant ainsi l'estimation des $\theta_{k,i}$, on surestime alors la variance (cf. [Kim and Kim \[2007\]](#)). Sachant que l'échantillon est calé, cette surestimation devrait être en général négligeable. Dans le cas d'un tirage de poisson, on peut estimer la variance par

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_1) = \sum_{i \in R_1} \frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}} \left(\frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}} - 1 \right) (\hat{\epsilon}_{1,i})^2,$$

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_2) = \sum_{i \in R_2} \frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}} \left(\frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}} - 1 \right) (\hat{\epsilon}_{2,i})^2.$$

D.3 Variance de la différence

Nous voulons estimer la différence $Y_1 - Y_2$. Rappelons que les populations U_1 et U_2 sur lesquelles on calcule Y_1 et Y_2 sont différentes. On souhaite alors mesurer la différence des unités communes aux deux populations, moins les unités présentes uniquement dans la population U_1 , plus les unités présentes uniquement dans la population U_2 . L'estimateur vaut alors $\hat{Y}_1 - \hat{Y}_2$ et nous voulons étudier sa variance. Premièrement, on rappelle que cette différence peut être écrite comme ci-dessous

$$\hat{Y}_2 - \hat{Y}_1 \approx C + \sum_{i \in R_2} \frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}} \epsilon_{2,i} - \sum_{i \in R_1} \frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}} \epsilon_{1,i},$$

où C est une constante. La variance de la différence est calculable approximativement

$$\text{Var}(\hat{Y}_2 - \hat{Y}_1) \approx \text{Var} \left(\sum_{i \in R_2} \frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}} \epsilon_{2,i} \right) + \text{Var} \left(\sum_{i \in R_1} \frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}} \epsilon_{1,i} \right) - 2\text{Cov} \left(\sum_{i \in R_1} \frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}} \epsilon_{1,i}, \sum_{i \in R_2} \frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}} \epsilon_{2,i} \right).$$

Comme précédemment, la fluctuation de l'estimateur $\hat{\theta}_{k,i}$ est négligée en le remplaçant par $\theta_{k,i}$. On peut s'attendre à ce que l'impact sur la variance de cette approximation soit faible grâce au calage. Nous disposons déjà d'estimateurs pour les variances et nous devons encore estimer la covariance.

D.3.1 Deux traitements de non-réponse

Pour estimer la covariance, un traitement de non-réponse bivarié doit être utilisé. Ce traitement s'applique conjointement à deux périodes que l'on souhaite comparer. Dans ce qui suit, nous utiliserons deux notations $p_{1,i} = \theta_{1,i}$, $p_{2,i} = \theta_{2,i}$ pour désigner les probabilités de réponse d'une unité i dans chaque enquête. Cette notation sera utilisée pour proposer un estimateur de variance basé sur un modèle de non réponse univarié estimant les $\theta_{k,i}$ et un modèle multivarié estimant les $p_{k,i}$. En effet, le résidu étant estimé par un traitement de non-réponse univarié, il est donc très important d'utiliser les estimateurs univariés de $\theta_{k,i}$ dans les calculs de variance. L'estimation multivariée n'est alors utilisée que pour décrire la probabilité de réponse conjointe dans le calcul de la covariance.

Pour avoir un estimateur propre à chaque période, nous devons nous baser sur des traitements de non-réponse univariés. Le résidu estimé permettant d'estimer la variance est alors lié à ces poids. Ainsi une solution pour quand même estimer la covariance consiste à utiliser ces deux modèles de non-réponse.

Remarque : Ces deux estimations sont nécessaires car il est parfois difficile de construire un traitement multivarié qui est cohérent avec deux traitements univariés. Une approche basée sur un traitement de non-réponse fixé (homogène dans des strates) pourrait résoudre ce problème partiellement malgré quelques incohérences dues à la fluctuation de la population qui peuvent amener à des estimateurs inconsistants (qui ont une probabilité de répondre aux deux périodes

plus grande que la probabilité de répondre à la deuxième période). Cette harmonisation se heurtera à d'autres difficultés propres à notre cas de figure. Par exemple, les deux périodes comparées ne nécessitent pas forcément le même modèle de non-réponse puisque leurs taux de réponse peuvent être très différents.

D.3.2 Estimation théorique

Soit $p_{1,i} = \theta_{1,i}$, $p_{2,i} = \theta_{2,i}$ les probabilités de réponse d'une unité i dans chaque enquête et $p_{1,2,i}$ la probabilité de réponse de l'unité i dans R_1 et R_2 .

$$\begin{aligned} \text{Cov} \left(\sum_{i \in R_1} \frac{1}{\theta_{1,i}} \epsilon_{1,i}, \sum_{i \in R_2} \frac{1}{\theta_{2,i}} \epsilon_{2,i} \right) &= \sum_{i \in U_1 \cap U_2} \frac{1}{\theta_{1,i} \theta_{2,i}} \text{Cov}(\mathbf{1}_{i \in R_1}, \mathbf{1}_{i \in R_2}) \epsilon_{1,i} \epsilon_{2,i} \\ &= \sum_{i \in U_1 \cap U_2} \frac{1}{\theta_{1,i} \theta_{2,i}} (\mathbf{E}[\mathbf{1}_{i \in R_1} \mathbf{1}_{i \in R_2}] - \mathbf{E}[\mathbf{1}_{i \in R_1}] \mathbf{E}[\mathbf{1}_{i \in R_2}]) \epsilon_{1,i} \epsilon_{2,i} \\ &= \sum_{i \in U_1 \cap U_2} \frac{p_{1,2,i} - p_{1,i} p_{2,i}}{\theta_{1,i} \theta_{2,i}} \epsilon_{1,i} \epsilon_{2,i}. \end{aligned}$$

D.3.3 Estimateur de covariance

Ainsi on peut estimer la covariance en estimant les $p_{k,i}$, les $\theta_{k,i}$ et les $\epsilon_{k,i}$. Bien que $\theta_{k,i} = p_{k,i}$, on pourra avoir $\hat{\theta}_{k,i} \neq \hat{p}_{k,i}$.

$$\widehat{\text{Cov}}_p(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2) = \widehat{\text{Cov}}_p \left(\sum_{i \in R_1} \frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}} \hat{\epsilon}_{1,i}, \sum_{i \in R_2} \frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}} \hat{\epsilon}_{2,i} \right) = \sum_{i \in R_1 \cap R_2} \frac{1}{\hat{p}_{1,2,i} \hat{\theta}_{1,i} \hat{\theta}_{2,i}} \hat{\epsilon}_{1,i} \hat{\epsilon}_{2,i} (\hat{p}_{1,2,i} - \hat{p}_{1,i} \hat{p}_{2,i}),$$

où les $\hat{\theta}_{k,i}$ sont obtenus par traitement univarié de non-réponse et les $\hat{p}_{k,i}$ sont obtenus par traitement bivarié de non-réponse (cf. section 4.4.2).

La covariance estimée, $\widehat{\text{Cov}}_p(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)$, étant non-consistante avec les variances, $\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_k)$, il y a un risque de biais plus grand et il est possible d'avoir

$$\frac{\widehat{\text{Cov}}_p(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_1) \widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_2)}} \notin [-1, 1]. \quad (7)$$

Cette inconsistance vient du fait que la probabilité d'inclusion dans l'échantillon des répondants est estimée par $\hat{\theta}_{k,i}$ pour les variances et par $\hat{p}_{k,i}$ pour la covariance. On peut estimer à nouveau $\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_1)$ et $\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_2)$ avec les probabilités d'inclusion $\hat{p}_{k,i}$. La variance du total peut alors s'écrire comme suit

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{Y}_1) &= \text{Var} \left(\sum_{i \in R_1} \frac{1}{\theta_{1,i}} \epsilon_{1,i} \right) \\ &= \text{Var} \left(\sum_{i \in U_1} \frac{1}{\theta_{1,i}} \epsilon_{1,i} \mathbf{1}_{i \in R_1} \right) \\ &= \sum_{i \in U_1} \frac{1}{\theta_{1,i}^2} (\epsilon_{1,i})^2 \text{Var}(\mathbf{1}_{i \in R_1}) \\ &= \sum_{i \in U_1} \frac{1}{\theta_{1,i}^2} (\epsilon_{1,i})^2 (p_{1,i} - p_{1,i}^2). \end{aligned}$$

A noter que si l'on simplifie grâce au fait que $\theta_{1,i} = p_{1,i}$, on obtient la formule habituelle de la variance. Un estimateur de la variance, consistant (7) avec $\widehat{\text{Cov}}_p$ peut alors être

$$\widehat{\text{Var}}_p(\hat{Y}_1) = \sum_{i \in R_1} \frac{1}{\hat{\theta}_{1,i}^2} (\hat{\epsilon}_{1,i})^2 (1 - \hat{p}_{1,i}) \mathbf{1}_{i \in U_1 \cap U_2}.$$

En effet, la covariance étant calculée sur la population $U_1 \cap U_2$, elle est consistante avec un estimateur de variance sur cette même population croisée.

On peut ainsi ajuster l'estimateur de la covariance pour éviter l'inconsistance décrite ci-dessus avec les estimations de variance $\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_1)$ et $\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_2)$,

$$\widehat{\text{Cov}}_{adj}(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2) = \frac{\widehat{\text{Cov}}_p(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}_p(\hat{Y}_1) \widehat{\text{Var}}_p(\hat{Y}_2)}} \times \sqrt{\widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_1) \widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_2)},$$

où

$$\widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_k) = \sum_{i \in R_k} \frac{1 - \hat{\theta}_{k,i}}{\hat{\theta}_{k,i}^2} \hat{\epsilon}_{k,i}^2 \mathbf{1}_{i \in U_1 \cap U_2}$$

sont des variances estimées par les traitements de non-réponse univariés sur la population croisée $U_1 \cap U_2$. On a ainsi

$$\left| \frac{\widehat{\text{Cov}}_{adj}(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_1) \widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_2)}} \right| \leq \left| \frac{\widehat{\text{Cov}}_{adj}(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_1) \widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_2)}} \right| = \left| \frac{\widehat{\text{Cov}}_p(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2)}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}_p(\hat{Y}_1) \widehat{\text{Var}}_p(\hat{Y}_2)}} \right| \leq 1.$$

D.3.4 Estimateurs de différence

Nous proposons deux estimateurs pour la différence :

1. La première estimation se fait directement à partir des estimations des variances et de la covariance décrites ci-dessus,

$$\widehat{\text{Var}}_1(\hat{Y}_2 - \hat{Y}_1) = \widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_2) + \widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_1) - 2\widehat{\text{Cov}}_p(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2).$$

La covariance et les variances ne sont pas consistantes.

2. La correction de l'inconsistance de la covariance mène à l'estimateur suivant

$$\widehat{\text{Var}}_2(\hat{Y}_2 - \hat{Y}_1) = \widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_2) + \widehat{\text{Var}}(\hat{Y}_1) - 2\widehat{\text{Cov}}_{adj}(\hat{Y}_1, \hat{Y}_2).$$

C'est cette approche qui est choisie dans le cadre des "flash-estimates" de HESTA.

D.3.5 Comparaison des différents estimateurs

Les deux estimateurs de variance de la différence proposés sont faiblement biaisés et devraient être proches.

$$\widehat{\text{Var}}_1(\hat{Y}_2 - \hat{Y}_1) \approx \widehat{\text{Var}}_2(\hat{Y}_2 - \hat{Y}_1).$$

De plus les estimations de variance des totaux aussi devraient être proches.

$$\widehat{\text{Var}}_p(\hat{Y}_1) \approx \widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_1),$$

$$\widehat{\text{Var}}_p(\hat{Y}_2) \approx \widehat{\text{Var}}_{U_1 \cap U_2}(\hat{Y}_2).$$

E Tableaux d'évolution

TABLE 13 Estimation des évolutions avec intervalles de confiance au 10^{ème} jour ouvrable, Modèles II et III.

Comparaison	Y	Modèle II				Modèle III			
		Evolution (%)	Ecart-Type (%)	Ecart-Type indpdt. (%)	CI (≈ 95%)	Evolution (%)	Ecart-Type (%)	Ecart-Type indpdt. (%)	CI (≈ 95%)
1.2023/1.2022 -1	Nuitées étrangères	64.3%	0.9%	0.9%	[62.5%, 66%]	64.2%	0.9%	0.9%	[62.6%, 65.9%]
	Nuitées suisses	18.0%	0.5%	0.6%	[17%, 19.1%]	18.1%	0.5%	0.6%	[17.1%, 19.2%]
	Nuitées allemandes	42.2%	1.2%	1.3%	[39.7%, 44.6%]	41.0%	1.1%	1.1%	[38.9%, 43.1%]
	Nuitées françaises	43.4%	1.7%	1.9%	[40.1%, 46.8%]	44.7%	1.3%	1.3%	[42.3%, 47.2%]
	Nuitées italiennes	69.9%	2.6%	2.7%	[64.8%, 75.1%]	69.6%	2.0%	2.0%	[65.6%, 73.6%]
	Nuitées totales	35.2%	0.4%	0.4%	[34.4%, 36.1%]	35.3%	0.4%	0.4%	[34.5%, 36%]
2.2023/2.2022 -1	Nuitées étrangères	35.7%	0.9%	0.9%	[33.9%, 37.5%]	35.7%	0.8%	0.8%	[34.1%, 37.4%]
	Nuitées suisses	1.9%	0.6%	0.6%	[0.8%, 3.1%]	2.1%	0.6%	0.6%	[0.9%, 3.2%]
	Nuitées allemandes	29.2%	1.7%	1.8%	[25.9%, 32.6%]	28.9%	1.5%	1.5%	[26%, 31.9%]
	Nuitées françaises	8.9%	1.5%	1.6%	[6%, 11.8%]	8.7%	1.3%	1.3%	[6.1%, 11.2%]
	Nuitées italiennes	27.7%	2.7%	2.8%	[22.4%, 32.9%]	28.3%	1.9%	1.9%	[24.5%, 32.1%]
	Nuitées totales	14.0%	0.5%	0.5%	[13%, 15%]	14.1%	0.5%	0.5%	[13.2%, 15%]
3.2023/3.2022 -1	Nuitées étrangères	20.9%	0.8%	0.8%	[19.3%, 22.5%]	21.1%	0.8%	0.8%	[19.6%, 22.6%]
	Nuitées suisses	-7.3%	0.7%	0.7%	[-8.6%, -5.9%]	-7.1%	0.5%	0.5%	[-8.1%, -6.1%]
	Nuitées allemandes	1.2%	1.8%	1.8%	[-2.2%, 4.6%]	-0.3%	1.3%	1.3%	[-2.9%, 2.3%]
	Nuitées françaises	3.1%	1.6%	1.6%	[0%, 6.2%]	1.9%	1.3%	1.3%	[-0.7%, 4.4%]
	Nuitées italiennes	6.3%	2.1%	2.1%	[2.3%, 10.4%]	6.5%	1.8%	1.8%	[2.9%, 10%]
	Nuitées totales	4.1%	0.5%	0.5%	[3.2%, 5.1%]	4.3%	0.4%	0.4%	[3.5%, 5.1%]
4.2023/4.2022 -1	Nuitées étrangères	38.9%	2.0%	2.0%	[34.9%, 42.9%]	38.4%	1.8%	1.8%	[34.9%, 42%]
	Nuitées suisses	-5.3%	1.0%	1.0%	[-7.3%, -3.4%]	-4.8%	0.8%	0.9%	[-6.5%, -3.2%]
	Nuitées allemandes	7.6%	1.8%	1.8%	[4.2%, 11.1%]	6.2%	1.6%	1.7%	[3%, 9.4%]
	Nuitées françaises	12.0%	2.3%	2.4%	[7.4%, 16.5%]	13.4%	1.9%	1.9%	[9.6%, 17.1%]
	Nuitées italiennes	10.0%	2.7%	2.8%	[4.7%, 15.3%]	10.2%	2.4%	2.4%	[5.5%, 14.9%]
	Nuitées totales	12.5%	0.9%	0.9%	[10.7%, 14.4%]	12.6%	0.9%	0.9%	[10.9%, 14.4%]
5.2023/5.2022 -1	Nuitées étrangères	31.8%	1.2%	1.2%	[29.4%, 34.3%]	31.3%	1.2%	1.2%	[29%, 33.7%]
	Nuitées suisses	-3.6%	0.7%	0.7%	[-5%, -2.1%]	-2.9%	0.8%	0.8%	[-4.4%, -1.4%]
	Nuitées allemandes	4.8%	1.6%	1.6%	[1.7%, 8%]	2.0%	1.3%	1.3%	[-0.6%, 4.6%]
	Nuitées françaises	5.7%	2.6%	2.6%	[0.6%, 10.8%]	6.5%	2.2%	2.2%	[2.1%, 10.8%]
	Nuitées italiennes	-1.2%	1.8%	1.8%	[-4.7%, 2.3%]	-0.9%	1.7%	1.7%	[-4.2%, 2.4%]
	Nuitées totales	12.5%	0.7%	0.7%	[11.2%, 13.9%]	12.6%	0.7%	0.7%	[11.3%, 14%]
6.2023/6.2022 -1	Nuitées étrangères	22.9%	1.0%	1.0%	[20.9%, 24.8%]	23.5%	0.9%	0.9%	[21.8%, 25.3%]
	Nuitées suisses	-4.2%	0.6%	0.6%	[-5.3%, -3%]	-4.3%	0.6%	0.6%	[-5.4%, -3.1%]
	Nuitées allemandes	-2.7%	1.2%	1.2%	[-5.1%, -0.4%]	-2.7%	1.0%	1.0%	[-4.5%, -0.8%]
	Nuitées françaises	8.3%	2.0%	2.0%	[4.4%, 12.1%]	6.5%	1.6%	1.6%	[3.4%, 9.7%]
	Nuitées italiennes	4.0%	2.2%	2.2%	[-0.2%, 8.3%]	4.3%	2.1%	2.1%	[0.2%, 8.4%]
	Nuitées totales	8.7%	0.6%	0.6%	[7.6%, 9.8%]	8.9%	0.5%	0.5%	[7.9%, 9.9%]
7.2023/7.2022 -1	Nuitées étrangères	13.5%	0.9%	0.9%	[11.8%, 15.2%]	13.1%	0.8%	0.8%	[11.6%, 14.7%]
	Nuitées suisses	-6.3%	0.5%	0.5%	[-7.3%, -5.3%]	-6.1%	0.5%	0.5%	[-7.1%, -5.1%]
	Nuitées allemandes	-2.4%	1.3%	1.4%	[-5%, 0.1%]	-2.8%	0.9%	0.9%	[-4.6%, -0.9%]
	Nuitées françaises	5.3%	1.6%	1.7%	[2.1%, 8.5%]	4.6%	1.1%	1.1%	[2.4%, 6.8%]
	Nuitées italiennes	2.0%	1.7%	1.7%	[-1.3%, 5.2%]	1.2%	1.5%	1.5%	[-1.7%, 4.1%]
	Nuitées totales	3.2%	0.5%	0.5%	[2.3%, 4.2%]	3.2%	0.4%	0.4%	[2.4%, 4%]
8.2023/8.2022 -1	Nuitées étrangères	9.4%	1.1%	1.1%	[7.3%, 11.5%]	9.1%	0.8%	0.8%	[7.6%, 10.6%]
	Nuitées suisses	-5.6%	0.6%	0.6%	[-6.8%, -4.4%]	-5.7%	0.6%	0.6%	[-6.9%, -4.5%]
	Nuitées allemandes	-4.8%	1.6%	1.6%	[-7.9%, -1.6%]	-5.9%	0.9%	0.9%	[-7.7%, -4%]
	Nuitées françaises	4.5%	1.7%	1.7%	[1.2%, 7.8%]	4.4%	1.2%	1.3%	[1.9%, 6.8%]
	Nuitées italiennes	-6.7%	1.6%	1.6%	[-9.8%, -3.7%]	-5.8%	1.1%	1.2%	[-8.1%, -3.6%]
	Nuitées totales	2.0%	0.6%	0.6%	[0.8%, 3.2%]	1.8%	0.5%	0.5%	[0.9%, 2.8%]
9.2023/9.2022 -1	Nuitées étrangères	15.3%	0.9%	0.9%	[13.5%, 17.1%]	15.2%	0.9%	0.9%	[13.5%, 17%]
	Nuitées suisses	2.0%	0.7%	0.7%	[0.5%, 3.4%]	2.0%	0.7%	0.7%	[0.5%, 3.4%]
	Nuitées allemandes	3.8%	1.7%	1.7%	[0.4%, 7.1%]	2.4%	1.3%	1.3%	[-0.1%, 4.8%]
	Nuitées françaises	1.3%	1.8%	1.9%	[-2.2%, 4.9%]	2.2%	1.6%	1.6%	[-0.9%, 5.4%]
	Nuitées italiennes	-4.2%	1.8%	1.9%	[-7.8%, -0.6%]	-3.8%	1.5%	1.6%	[-6.9%, -0.8%]
	Nuitées totales	8.2%	0.5%	0.5%	[7.2%, 9.1%]	8.2%	0.5%	0.5%	[7.2%, 9.1%]
10.2023/10.2022 -1	Nuitées étrangères	14.8%	1.0%	1.0%	[12.9%, 16.7%]	15.1%	0.9%	0.9%	[13.4%, 16.9%]
	Nuitées suisses	-6.4%	0.6%	0.6%	[-7.5%, -5.2%]	-6.2%	0.6%	0.6%	[-7.3%, -5.1%]
	Nuitées allemandes	-1.2%	1.3%	1.3%	[-3.7%, 1.2%]	-2.0%	1.1%	1.1%	[-4.1%, 0.1%]
	Nuitées françaises	-1.1%	1.9%	1.9%	[-4.8%, 2.6%]	-0.7%	1.6%	1.6%	[-3.9%, 2.5%]
	Nuitées italiennes	-8.6%	1.9%	1.9%	[-12.3%, -4.9%]	-9.1%	1.6%	1.6%	[-12.2%, -5.9%]
	Nuitées totales	2.6%	0.5%	0.5%	[1.5%, 3.6%]	2.8%	0.5%	0.5%	[1.9%, 3.7%]
11.2023/11.2022 -1	Nuitées étrangères	13.1%	0.7%	0.7%	[11.6%, 14.5%]	12.8%	0.7%	0.7%	[11.4%, 14.3%]
	Nuitées suisses	2.6%	0.6%	0.6%	[1.4%, 3.9%]	2.9%	0.7%	0.7%	[1.6%, 4.2%]
	Nuitées allemandes	5.6%	1.3%	1.3%	[3.1%, 8.1%]	5.1%	1.0%	1.0%	[3.1%, 7.1%]
	Nuitées françaises	0.4%	1.6%	1.7%	[-2.8%, 3.6%]	3.1%	1.2%	1.2%	[0.9%, 5.4%]
	Nuitées italiennes	12.5%	1.9%	1.9%	[8.8%, 16.3%]	13.7%	1.4%	1.4%	[10.9%, 16.5%]
	Nuitées totales	7.5%	0.5%	0.5%	[6.5%, 8.4%]	7.5%	0.5%	0.5%	[6.6%, 8.5%]
12.2023/12.2022 -1	Nuitées étrangères	6.4%	0.6%	0.6%	[5.3%, 7.5%]	6.3%	0.5%	0.5%	[5.3%, 7.3%]
	Nuitées suisses	2.1%	0.5%	0.5%	[1.1%, 3.1%]	2.2%	0.5%	0.5%	[1.2%, 3.2%]
	Nuitées allemandes	-1.6%	2.0%	2.1%	[-5.6%, 2.3%]	-1.0%	0.6%	0.6%	[-2.3%, 0.2%]
	Nuitées françaises	0.2%	1.2%	1.3%	[-2.3%, 2.6%]	0.9%	1.1%	1.1%	[-1.3%, 3%]
	Nuitées italiennes	10.7%	1.5%	1.5%	[7.8%, 13.5%]	9.8%	1.1%	1.1%	[7.7%, 12%]
	Nuitées totales	4.3%	0.4%	0.4%	[3.6%, 5%]	4.3%	0.3%	0.3%	[3.6%, 5%]

TABLE 14 Estimation des évolutions avec intervalles de confiance au 22^{ème} jour ouvrable, Modèles II et III.

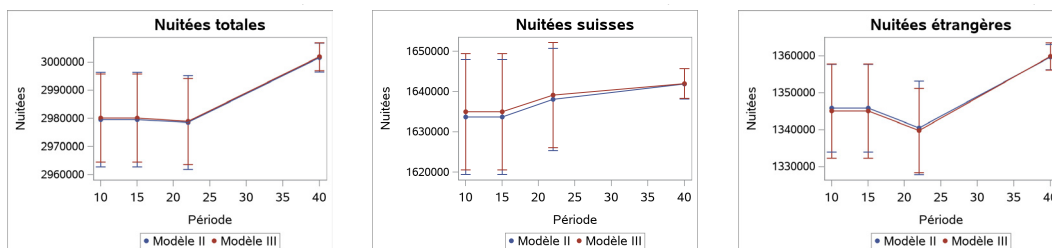
Comparaison	Y	Modèle II				Modèle III			
		Evolution (%)	Ecart-Type (%)	Ecart-Type indpdt. (%)	CI (≈ 95%)	Evolution (%)	Ecart-Type (%)	Ecart-Type indpdt. (%)	CI (≈ 95%)
1.2023/1.2022 -1	Nuitées étrangères	63.6%	0.9%	0.9%	[61.8%, 65.4%]	63.6%	0.8%	0.8%	[62.1%, 65.1%]
	Nuitées suisses	18.4%	0.5%	0.5%	[17.4%, 19.3%]	18.4%	0.5%	0.5%	[17.4%, 19.4%]
	Nuitées allemandes	41.2%	0.9%	1.0%	[39.3%, 43%]	40.7%	0.8%	0.9%	[39%, 42.3%]
	Nuitées françaises	44.0%	1.6%	1.8%	[40.9%, 47%]	44.3%	1.4%	1.5%	[41.6%, 47.1%]
	Nuitées italiennes	69.7%	1.7%	1.8%	[66.4%, 73%]	70.2%	1.5%	1.5%	[67.2%, 73.2%]
	Nuitées totales	35.2%	0.4%	0.4%	[34.3%, 36%]	35.2%	0.4%	0.4%	[34.4%, 36%]
2.2023/2.2022 -1	Nuitées étrangères	36.4%	0.8%	0.8%	[34.8%, 38%]	36.5%	0.8%	0.8%	[35%, 38%]
	Nuitées suisses	2.3%	0.5%	0.5%	[1.3%, 3.3%]	2.3%	0.5%	0.6%	[1.3%, 3.4%]
	Nuitées allemandes	27.2%	1.3%	1.4%	[24.6%, 29.7%]	28.0%	1.3%	1.3%	[25.5%, 30.5%]
	Nuitées françaises	10.1%	1.1%	1.2%	[7.9%, 12.2%]	9.4%	0.9%	0.9%	[7.6%, 11.1%]
	Nuitées italiennes	29.3%	1.7%	1.8%	[25.9%, 32.6%]	29.9%	1.5%	1.5%	[26.9%, 32.8%]
	Nuitées totales	14.5%	0.4%	0.4%	[13.7%, 15.3%]	14.6%	0.4%	0.4%	[13.8%, 15.3%]
3.2023/3.2022 -1	Nuitées étrangères	21.2%	0.6%	0.6%	[19.9%, 22.4%]	21.5%	0.6%	0.7%	[20.3%, 22.8%]
	Nuitées suisses	-7.2%	0.5%	0.5%	[-8.2%, -6.2%]	-7.1%	0.4%	0.4%	[-7.9%, -6.3%]
	Nuitées allemandes	0.5%	1.0%	1.1%	[-1.6%, 2.5%]	-0.2%	0.9%	1.0%	[-2%, 1.6%]
	Nuitées françaises	2.6%	1.2%	1.3%	[0.3%, 4.9%]	1.5%	1.0%	1.1%	[-0.4%, 3.5%]
	Nuitées italiennes	6.3%	1.4%	1.4%	[3.6%, 9%]	6.1%	1.2%	1.3%	[3.7%, 8.6%]
	Nuitées totales	4.3%	0.4%	0.4%	[3.5%, 5%]	4.5%	0.3%	0.3%	[3.8%, 5.1%]
4.2023/4.2022 -1	Nuitées étrangères	39.8%	1.0%	1.0%	[37.8%, 41.8%]	40.3%	0.9%	0.9%	[38.5%, 42%]
	Nuitées suisses	-5.9%	0.5%	0.5%	[-6.8%, -5%]	-5.7%	0.4%	0.4%	[-6.5%, -4.8%]
	Nuitées allemandes	8.4%	0.8%	0.9%	[6.9%, 10%]	8.5%	0.7%	0.8%	[7%, 9.9%]
	Nuitées françaises	13.3%	1.1%	1.1%	[11.2%, 15.4%]	12.6%	0.9%	1.0%	[10.8%, 14.4%]
	Nuitées italiennes	9.8%	1.1%	1.2%	[7.6%, 12%]	9.7%	1.1%	1.1%	[7.6%, 11.7%]
	Nuitées totales	12.5%	0.5%	0.5%	[11.6%, 13.5%]	12.9%	0.5%	0.5%	[12%, 13.8%]
5.2023/5.2022 -1	Nuitées étrangères	33.3%	0.6%	0.6%	[32.2%, 34.4%]	33.7%	0.6%	0.6%	[32.6%, 34.8%]
	Nuitées suisses	-2.6%	0.4%	0.4%	[-3.3%, -1.8%]	-2.4%	0.4%	0.4%	[-3.1%, -1.7%]
	Nuitées allemandes	3.0%	0.7%	0.7%	[1.6%, 4.4%]	2.8%	0.6%	0.6%	[1.6%, 4.1%]
	Nuitées françaises	9.5%	1.1%	1.1%	[7.3%, 11.6%]	9.5%	0.9%	1.0%	[7.6%, 11.3%]
	Nuitées italiennes	3.8%	0.9%	1.0%	[2%, 5.6%]	3.8%	0.9%	0.9%	[2.1%, 5.5%]
	Nuitées totales	13.8%	0.3%	0.3%	[13.1%, 14.4%]	14.0%	0.3%	0.3%	[13.4%, 14.7%]
6.2023/6.2022 -1	Nuitées étrangères	24.3%	0.6%	0.6%	[23.2%, 25.5%]	24.4%	0.6%	0.6%	[23.3%, 25.5%]
	Nuitées suisses	-3.1%	0.4%	0.4%	[-3.9%, -2.2%]	-3.2%	0.4%	0.4%	[-4%, -2.4%]
	Nuitées allemandes	-1.3%	0.7%	0.7%	[-2.7%, 0.1%]	-1.3%	0.6%	0.6%	[-2.5%, -0.1%]
	Nuitées françaises	6.6%	1.2%	1.3%	[4.2%, 9%]	5.8%	1.0%	1.1%	[3.8%, 7.9%]
	Nuitées italiennes	3.8%	1.3%	1.3%	[1.4%, 6.3%]	3.4%	1.2%	1.2%	[1.1%, 5.8%]
	Nuitées totales	9.9%	0.3%	0.3%	[9.3%, 10.6%]	9.9%	0.3%	0.3%	[9.3%, 10.5%]
7.2023/7.2022 -1	Nuitées étrangères	15.5%	0.5%	0.5%	[14.6%, 16.5%]	15.6%	0.5%	0.5%	[14.6%, 16.6%]
	Nuitées suisses	-5.3%	0.4%	0.4%	[-6%, -4.6%]	-5.4%	0.4%	0.4%	[-6.1%, -4.7%]
	Nuitées allemandes	-1.8%	0.8%	0.8%	[-3.4%, -0.3%]	-1.5%	0.6%	0.6%	[-2.7%, -0.3%]
	Nuitées françaises	5.2%	1.1%	1.2%	[3%, 7.4%]	5.1%	0.8%	0.8%	[3.4%, 6.7%]
	Nuitées italiennes	3.6%	1.1%	1.2%	[1.4%, 5.7%]	3.2%	1.1%	1.1%	[1.2%, 5.3%]
	Nuitées totales	4.8%	0.3%	0.3%	[4.2%, 5.3%]	4.7%	0.3%	0.3%	[4.2%, 5.3%]
8.2023/8.2022 -1	Nuitées étrangères	10.9%	0.4%	0.4%	[10.1%, 11.7%]	10.6%	0.4%	0.4%	[9.9%, 11.4%]
	Nuitées suisses	-4.1%	0.3%	0.3%	[-4.8%, -3.4%]	-4.1%	0.4%	0.4%	[-4.8%, -3.4%]
	Nuitées allemandes	-5.9%	0.6%	0.7%	[-7.1%, -4.6%]	-6.3%	0.6%	0.6%	[-7.4%, -5.2%]
	Nuitées françaises	3.2%	0.8%	0.8%	[1.7%, 4.7%]	3.3%	0.7%	0.7%	[1.9%, 4.6%]
	Nuitées italiennes	-5.2%	0.7%	0.8%	[-6.6%, -3.7%]	-5.2%	0.6%	0.7%	[-6.5%, -4%]
	Nuitées totales	3.5%	0.3%	0.3%	[2.9%, 4%]	3.3%	0.3%	0.3%	[2.8%, 3.9%]
9.2023/9.2022 -1	Nuitées étrangères	15.7%	0.6%	0.6%	[14.5%, 16.9%]	15.8%	0.6%	0.6%	[14.7%, 17%]
	Nuitées suisses	1.7%	0.5%	0.5%	[0.7%, 2.6%]	1.9%	0.5%	0.5%	[0.9%, 2.8%]
	Nuitées allemandes	1.9%	0.8%	0.8%	[0.4%, 3.5%]	2.1%	0.7%	0.7%	[0.7%, 3.6%]
	Nuitées françaises	5.0%	1.4%	1.5%	[2.3%, 7.8%]	5.8%	1.3%	1.4%	[3.1%, 8.4%]
	Nuitées italiennes	-2.5%	1.1%	1.2%	[-4.7%, -0.3%]	-2.7%	1.0%	1.0%	[-4.7%, -0.8%]
	Nuitées totales	8.2%	0.4%	0.4%	[7.5%, 8.9%]	8.4%	0.3%	0.3%	[7.7%, 9%]
10.2023/10.2022 -1	Nuitées étrangères	15.4%	0.6%	0.6%	[14.3%, 16.5%]	15.8%	0.5%	0.5%	[14.7%, 16.8%]
	Nuitées suisses	-5.4%	0.4%	0.4%	[-6.2%, -4.6%]	-5.6%	0.4%	0.4%	[-6.3%, -4.9%]
	Nuitées allemandes	-0.8%	0.7%	0.7%	[-2.2%, 0.5%]	-1.1%	0.6%	0.6%	[-2.3%, 0.2%]
	Nuitées françaises	-0.4%	1.1%	1.2%	[-2.6%, 1.8%]	-0.7%	1.0%	1.0%	[-2.7%, 1.3%]
	Nuitées italiennes	-7.1%	1.1%	1.1%	[-9.1%, -5%]	-7.4%	0.9%	0.9%	[-9.2%, -5.5%]
	Nuitées totales	3.4%	0.3%	0.3%	[2.7%, 4%]	3.4%	0.3%	0.3%	[2.8%, 4%]
11.2023/11.2022 -1	Nuitées étrangères	12.9%	0.6%	0.6%	[11.9%, 14%]	13.5%	0.5%	0.5%	[12.5%, 14.4%]
	Nuitées suisses	1.9%	0.5%	0.5%	[1%, 2.8%]	1.6%	0.5%	0.5%	[0.7%, 2.5%]
	Nuitées allemandes	6.5%	0.8%	0.9%	[4.9%, 8.1%]	6.2%	0.7%	0.7%	[4.8%, 7.6%]
	Nuitées françaises	0.4%	1.2%	1.2%	[-1.8%, 2.7%]	1.3%	1.1%	1.1%	[-0.8%, 3.4%]
	Nuitées italiennes	15.3%	1.3%	1.4%	[12.7%, 17.9%]	15.7%	1.2%	1.2%	[13.4%, 18%]
	Nuitées totales	7.0%	0.4%	0.4%	[6.3%, 7.7%]	7.1%	0.3%	0.3%	[6.4%, 7.8%]
12.2023/12.2022 -1	Nuitées étrangères	6.3%	0.3%	0.3%	[5.7%, 6.9%]	6.3%	0.3%	0.3%	[5.8%, 6.9%]
	Nuitées suisses	3.5%	0.3%	0.3%	[2.9%, 4%]	3.5%	0.3%	0.3%	[2.9%, 4%]
	Nuitées allemandes	-1.3%	0.7%	0.8%	[-2.7%, 0%]	-1.5%	0.4%	0.4%	[-2.2%, -0.8%]
	Nuitées françaises	2.8%	0.6%	0.7%	[1.6%, 4.1%]	2.9%	0.6%	0.6%	[1.7%, 4%]
	Nuitées italiennes	8.2%	0.7%	0.7%	[6.9%, 9.5%]	8.5%	0.6%	0.6%	[7.3%, 9.7%]
	Nuitées totales	4.9%	0.2%	0.2%	[4.5%, 5.3%]	4.9%	0.2%	0.2%	[4.5%, 5.3%]

TABLE 15 Estimation des évolutions avec intervalles de confiance en fin d'enquête, Modèles II et III.

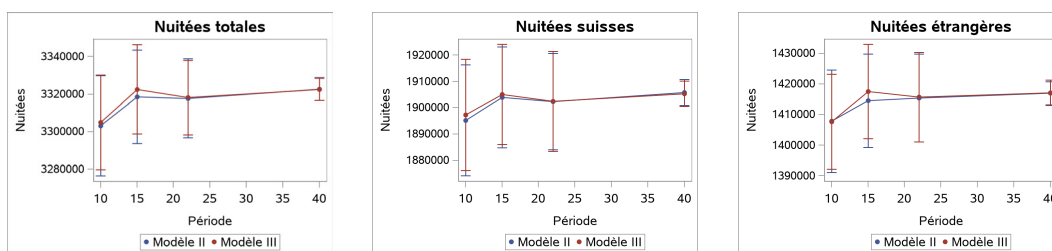
Comparaison	Y	Modèle II				Modèle III			
		Evolution (%)	Ecart-Type (%)	Ecart-Type indpdt. (%)	CI (≈ 95%)	Evolution (%)	Ecart-Type (%)	Ecart-Type indpdt. (%)	CI (≈ 95%)
1.2023/1.2022 -1	Nuitées étrangères	66.0%	0.6%	0.6%	[64.9%, 67.1%]	66.0%	0.4%	0.5%	[65.2%, 66.9%]
	Nuitées suisses	18.6%	0.2%	0.2%	[18.2%, 19.1%]	18.6%	0.2%	0.2%	[18.2%, 19.0%]
	Nuitées allemandes	41.3%	0.6%	0.6%	[40.2%, 42.5%]	41.4%	0.5%	0.6%	[40.4%, 42.5%]
	Nuitées françaises	46.8%	0.9%	1.0%	[44.9%, 48.6%]	47.0%	0.6%	0.6%	[45.8%, 48.2%]
	Nuitées italiennes	71.7%	1.0%	1.0%	[69.7%, 73.6%]	71.6%	0.9%	0.9%	[69.9%, 73.4%]
	Nuitées totales	56.2%	0.3%	0.3%	[55.7%, 56.7%]	56.3%	0.2%	0.2%	[55.8%, 56.7%]
2.2023/2.2022 -1	Nuitées étrangères	36.6%	0.4%	0.4%	[35.7%, 37.4%]	36.6%	0.4%	0.4%	[35.8%, 37.4%]
	Nuitées suisses	2.5%	0.2%	0.2%	[2.1%, 2.9%]	2.5%	0.2%	0.2%	[2.1%, 2.9%]
	Nuitées allemandes	28.8%	1.0%	1.1%	[26.8%, 30.8%]	29.0%	1.1%	1.1%	[26.9%, 31.1%]
	Nuitées françaises	8.9%	0.6%	0.6%	[7.8%, 9.9%]	8.8%	0.5%	0.5%	[7.9%, 9.7%]
	Nuitées italiennes	28.5%	0.9%	1.0%	[26.7%, 30.3%]	28.4%	0.9%	0.9%	[26.7%, 30.1%]
	Nuitées totales	14.7%	0.2%	0.2%	[14.3%, 15.1%]	14.7%	0.2%	0.2%	[14.4%, 15.1%]
3.2023/3.2022 -1	Nuitées étrangères	21.8%	0.4%	0.4%	[21.1%, 22.6%]	21.8%	0.4%	0.4%	[21.1%, 22.5%]
	Nuitées suisses	-7.0%	0.2%	0.2%	[-7.4%, -6.5%]	-7.0%	0.2%	0.2%	[-7.4%, -6.5%]
	Nuitées allemandes	0.2%	0.7%	0.7%	[-1.1%, 1.5%]	0.2%	0.7%	0.7%	[-1.1%, 1.5%]
	Nuitées françaises	2.1%	0.5%	0.6%	[1.1%, 3.2%]	2.1%	0.5%	0.5%	[1.1%, 3.1%]
	Nuitées italiennes	6.7%	0.6%	0.6%	[5.5%, 7.9%]	6.7%	0.6%	0.6%	[5.5%, 7.8%]
	Nuitées totales	4.7%	0.2%	0.2%	[4.3%, 5%]	4.7%	0.2%	0.2%	[4.3%, 5%]
4.2023/4.2022 -1	Nuitées étrangères	40.2%	0.5%	0.5%	[39.3%, 41.1%]	40.3%	0.4%	0.4%	[39.4%, 41.1%]
	Nuitées suisses	-4.8%	0.3%	0.3%	[-5.3%, -4.3%]	-4.7%	0.3%	0.3%	[-5.2%, -4.2%]
	Nuitées allemandes	9.2%	0.4%	0.4%	[8.4%, 10%]	9.1%	0.4%	0.4%	[8.4%, 9.9%]
	Nuitées françaises	13.0%	0.6%	0.6%	[11.9%, 14.1%]	13.2%	0.5%	0.5%	[12.1%, 14.2%]
	Nuitées italiennes	9.7%	0.6%	0.7%	[8.5%, 10.9%]	9.8%	0.6%	0.6%	[8.6%, 11%]
	Nuitées totales	13.4%	0.3%	0.3%	[12.8%, 13.9%]	13.5%	0.3%	0.3%	[13%, 14%]
5.2023/5.2022 -1	Nuitées étrangères	33.4%	0.3%	0.4%	[32.7%, 34%]	33.4%	0.3%	0.3%	[32.8%, 34.1%]
	Nuitées suisses	-1.9%	0.2%	0.2%	[-2.4%, -1.4%]	-1.8%	0.2%	0.2%	[-2.2%, -1.4%]
	Nuitées allemandes	2.1%	0.3%	0.3%	[1.5%, 2.7%]	2.2%	0.3%	0.3%	[1.6%, 2.7%]
	Nuitées françaises	9.3%	0.5%	0.6%	[8.3%, 10.3%]	9.3%	0.5%	0.5%	[8.3%, 10.3%]
	Nuitées italiennes	3.3%	0.4%	0.5%	[2.5%, 4.2%]	3.4%	0.4%	0.5%	[2.6%, 4.3%]
	Nuitées totales	14.1%	0.2%	0.2%	[13.7%, 14.5%]	14.2%	0.2%	0.2%	[13.8%, 14.6%]
6.2023/6.2022 -1	Nuitées étrangères	24.6%	0.3%	0.3%	[24%, 25.2%]	24.6%	0.3%	0.3%	[24%, 25.2%]
	Nuitées suisses	-3.1%	0.3%	0.3%	[-3.7%, -2.6%]	-3.3%	0.2%	0.2%	[-3.7%, -2.8%]
	Nuitées allemandes	-1.7%	0.3%	0.3%	[-2.2%, -1.1%]	-1.6%	0.3%	0.3%	[-2.2%, -1.1%]
	Nuitées françaises	5.2%	0.5%	0.5%	[4.2%, 6.2%]	5.1%	0.4%	0.4%	[4.3%, 6%]
	Nuitées italiennes	2.9%	0.6%	0.6%	[1.8%, 4%]	2.7%	0.5%	0.6%	[1.6%, 3.8%]
	Nuitées totales	10.0%	0.2%	0.2%	[9.6%, 10.4%]	10.0%	0.2%	0.2%	[9.6%, 10.3%]
7.2023/7.2022 -1	Nuitées étrangères	15.9%	0.3%	0.3%	[15.4%, 16.4%]	15.8%	0.2%	0.2%	[15.3%, 16.3%]
	Nuitées suisses	-5.1%	0.2%	0.2%	[-5.4%, -4.7%]	-5.1%	0.2%	0.2%	[-5.5%, -4.8%]
	Nuitées allemandes	-2.3%	0.3%	0.4%	[-3%, -1.6%]	-2.2%	0.3%	0.3%	[-2.8%, -1.6%]
	Nuitées françaises	5.2%	0.5%	0.5%	[4.3%, 6.1%]	5.0%	0.4%	0.4%	[4.2%, 5.8%]
	Nuitées italiennes	3.4%	0.5%	0.5%	[2.5%, 4.4%]	3.1%	0.5%	0.5%	[2.2%, 4.1%]
	Nuitées totales	5.1%	0.2%	0.2%	[4.7%, 5.4%]	5.0%	0.1%	0.1%	[4.7%, 5.2%]
8.2023/8.2022 -1	Nuitées étrangères	10.4%	0.2%	0.2%	[9.9%, 10.9%]	10.3%	0.2%	0.2%	[9.9%, 10.7%]
	Nuitées suisses	-4.9%	0.2%	0.2%	[-5.3%, -4.6%]	-4.8%	0.2%	0.2%	[-5.2%, -4.5%]
	Nuitées allemandes	-6.8%	0.3%	0.4%	[-7.5%, -6.2%]	-6.8%	0.3%	0.3%	[-7.4%, -6.2%]
	Nuitées françaises	2.8%	0.4%	0.4%	[2%, 3.5%]	2.7%	0.4%	0.4%	[2%, 3.4%]
	Nuitées italiennes	-6.9%	0.4%	0.4%	[-7.7%, -6.2%]	-7.0%	0.4%	0.4%	[-7.7%, -6.3%]
	Nuitées totales	2.8%	0.2%	0.2%	[2.5%, 3.1%]	2.8%	0.1%	0.1%	[2.5%, 3.1%]
9.2023/9.2022 -1	Nuitées étrangères	15.7%	0.3%	0.4%	[15%, 16.4%]	15.6%	0.3%	0.3%	[15%, 16.3%]
	Nuitées suisses	1.4%	0.3%	0.3%	[0.9%, 1.9%]	1.4%	0.3%	0.3%	[0.9%, 1.9%]
	Nuitées allemandes	1.5%	0.4%	0.4%	[0.7%, 2.3%]	1.8%	0.4%	0.4%	[1.1%, 2.5%]
	Nuitées françaises	5.6%	0.6%	0.7%	[4.4%, 6.8%]	5.5%	0.6%	0.6%	[4.4%, 6.7%]
	Nuitées italiennes	-1.8%	0.5%	0.5%	[-2.8%, -0.9%]	-1.9%	0.4%	0.5%	[-2.8%, -1%]
	Nuitées totales	8.0%	0.2%	0.2%	[7.6%, 8.4%]	8.0%	0.2%	0.2%	[7.7%, 8.4%]
10.2023/10.2022 -1	Nuitées étrangères	15.4%	0.4%	0.4%	[14.7%, 16.1%]	15.2%	0.3%	0.4%	[14.5%, 15.9%]
	Nuitées suisses	-6.2%	0.2%	0.2%	[-6.6%, -5.8%]	-6.1%	0.2%	0.2%	[-6.5%, -5.7%]
	Nuitées allemandes	-0.5%	0.4%	0.4%	[-1.2%, 0.3%]	-0.6%	0.3%	0.4%	[-1.3%, 0.1%]
	Nuitées françaises	-1.7%	0.6%	0.6%	[-2.9%, -0.5%]	-1.6%	0.5%	0.6%	[-2.7%, -0.5%]
	Nuitées italiennes	-9.3%	0.5%	0.5%	[-10.3%, -8.3%]	-9.2%	0.5%	0.5%	[-10.1%, -8.3%]
	Nuitées totales	2.9%	0.2%	0.2%	[2.5%, 3.3%]	2.9%	0.2%	0.2%	[2.5%, 3.2%]
11.2023/11.2022 -1	Nuitées étrangères	13.4%	0.3%	0.3%	[12.7%, 14%]	13.4%	0.3%	0.3%	[12.8%, 14%]
	Nuitées suisses	1.6%	0.3%	0.3%	[1.1%, 2.2%]	1.5%	0.3%	0.3%	[1%, 2%]
	Nuitées allemandes	6.5%	0.5%	0.5%	[5.5%, 7.5%]	6.9%	0.4%	0.4%	[6%, 7.7%]
	Nuitées françaises	-0.2%	0.7%	0.7%	[-1.5%, 1.2%]	0.0%	0.6%	0.7%	[-1.2%, 1.3%]
	Nuitées italiennes	13.5%	0.7%	0.8%	[12.1%, 14.9%]	13.7%	0.6%	0.6%	[12.4%, 14.9%]
	Nuitées totales	7.1%	0.2%	0.2%	[6.6%, 7.5%]	7.0%	0.2%	0.2%	[6.6%, 7.4%]
12.2023/12.2022 -1	Nuitées étrangères	6.3%	0.3%	0.3%	[5.7%, 6.9%]	6.3%	0.3%	0.3%	[5.8%, 6.9%]
	Nuitées suisses	3.5%	0.3%	0.3%	[2.9%, 4%]	3.5%	0.3%	0.3%	[2.9%, 4%]
	Nuitées allemandes	-1.3%	0.7%	0.8%	[-2.7%, 0%]	-1.5%	0.4%	0.4%	[-2.2%, -0.8%]
	Nuitées françaises	2.8%	0.6%	0.7%	[1.6%, 4.1%]	2.9%	0.6%	0.6%	[1.7%, 4%]
	Nuitées italiennes	8.2%	0.7%	0.7%	[6.9%, 9.5%]	8.5%	0.6%	0.6%	[7.3%, 9.7%]
	Nuitées totales	4.9%	0.2%	0.2%	[4.5%, 5.3%]	4.9%	0.2%	0.2%	[4.5%, 5.3%]

F Figures des nuitées

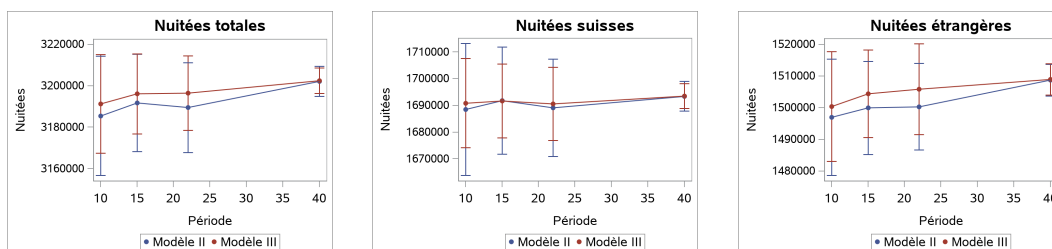
Janvier 2023



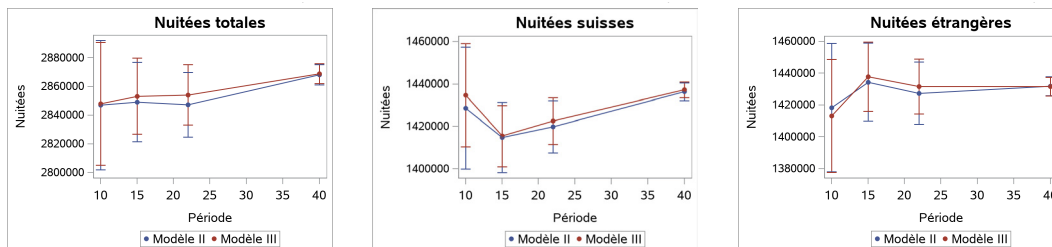
Février 2023



Mars 2023



Avril 2023



Mai 2023

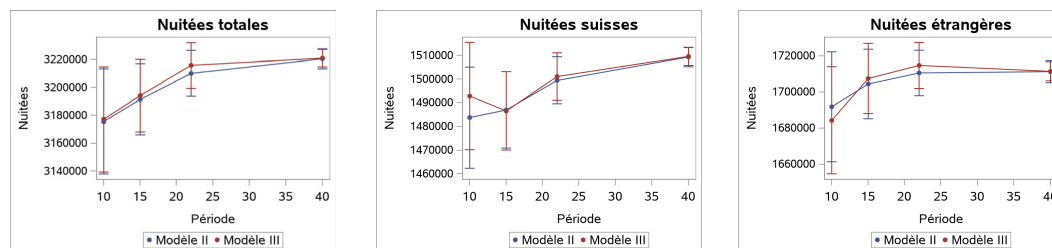


FIGURE 4 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations (Comparaison entre Modèle II et III).

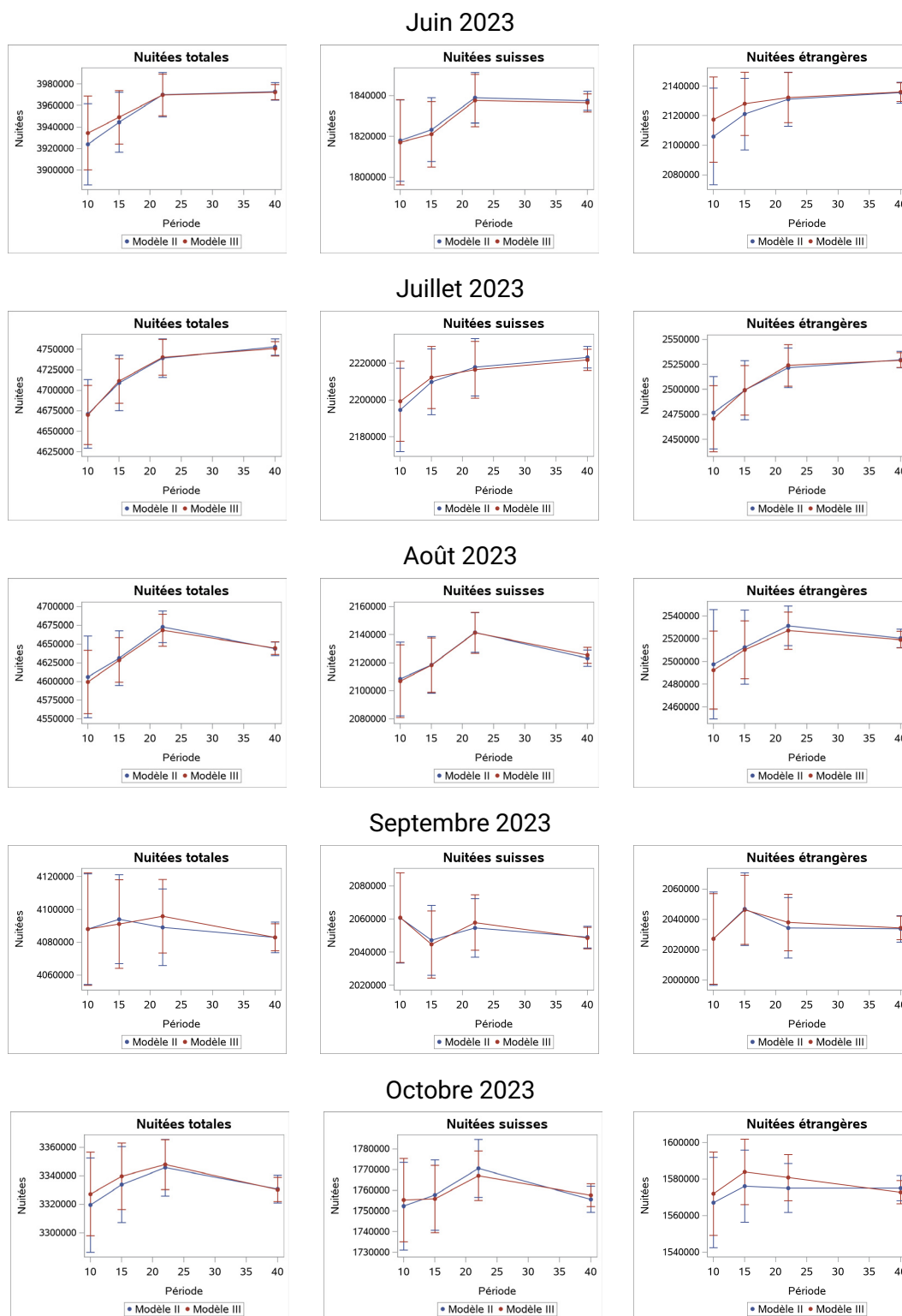
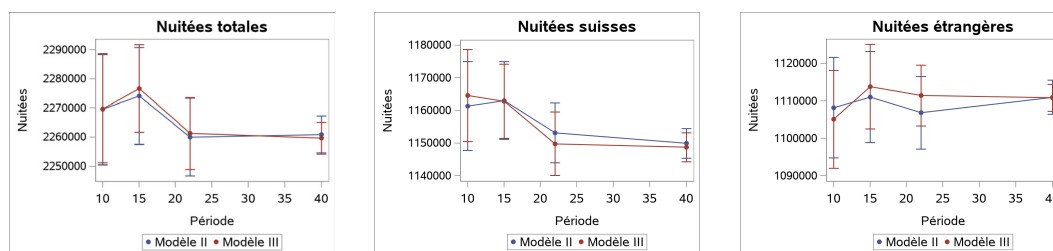
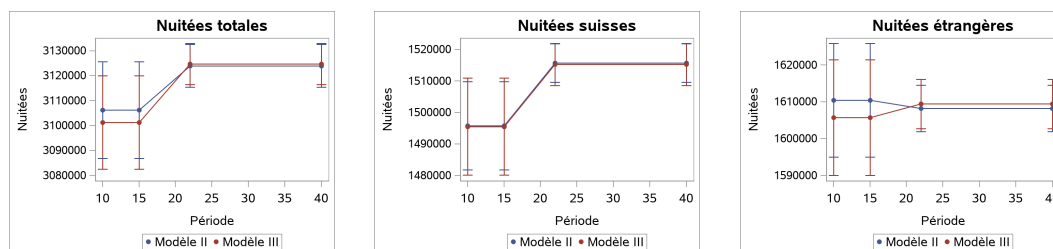


FIGURE 5 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations (Comparaison entre Modèle II et III).

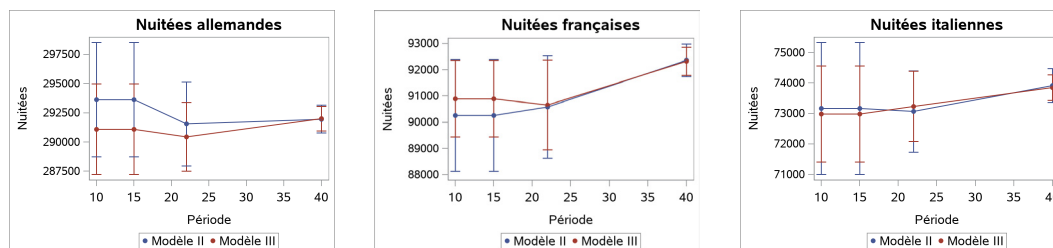
Novembre 2023



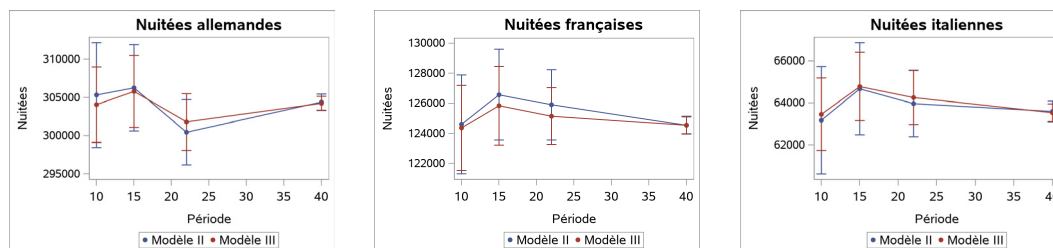
Décembre 2023



Janvier 2023



Février 2023



Mars 2023

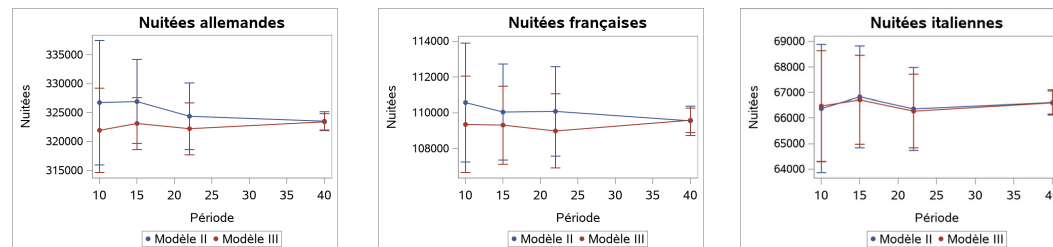


FIGURE 6 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations (Comparaison entre Modèle II et III).

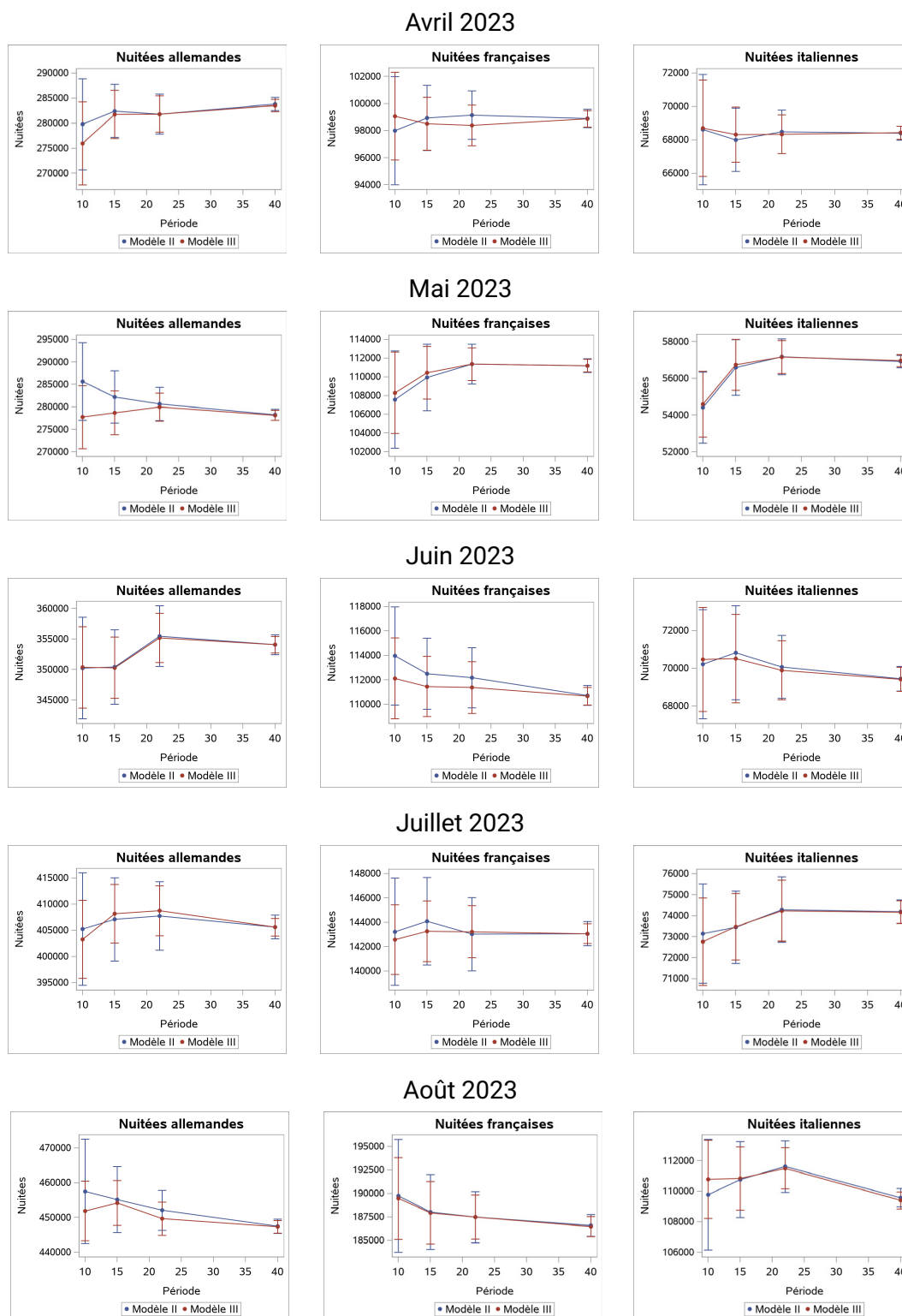
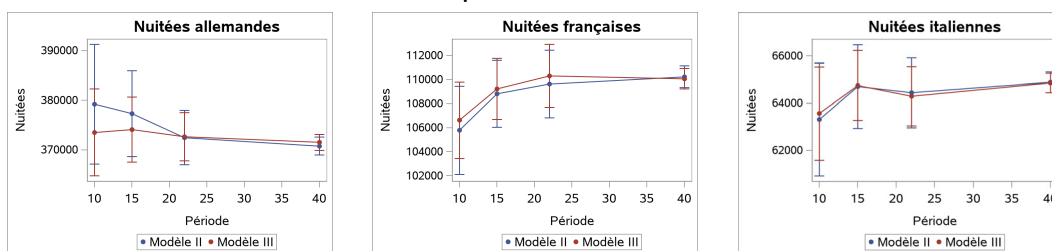
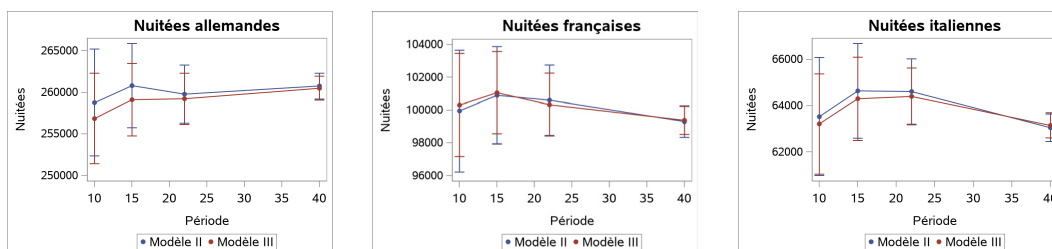


FIGURE 7 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations (Comparaison entre Modèle II et III).

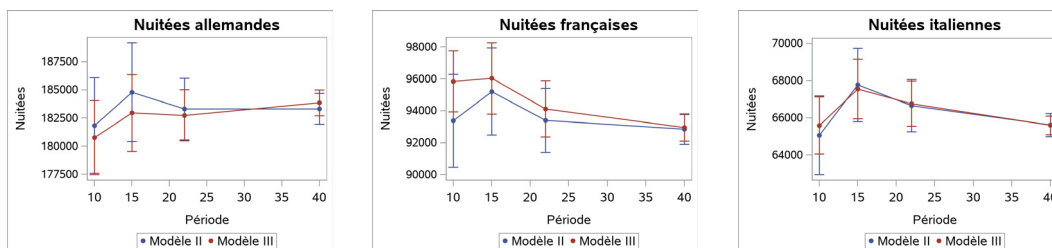
Septembre 2023



Octobre 2023



Novembre 2023



Décembre 2023

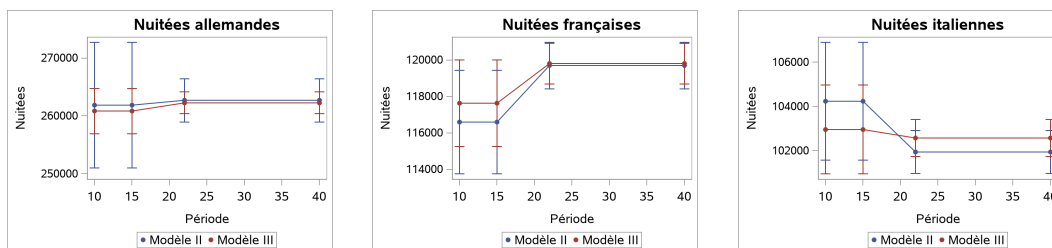


FIGURE 8 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations (Comparaison entre Modèle II et III).

G Figures impact du calage

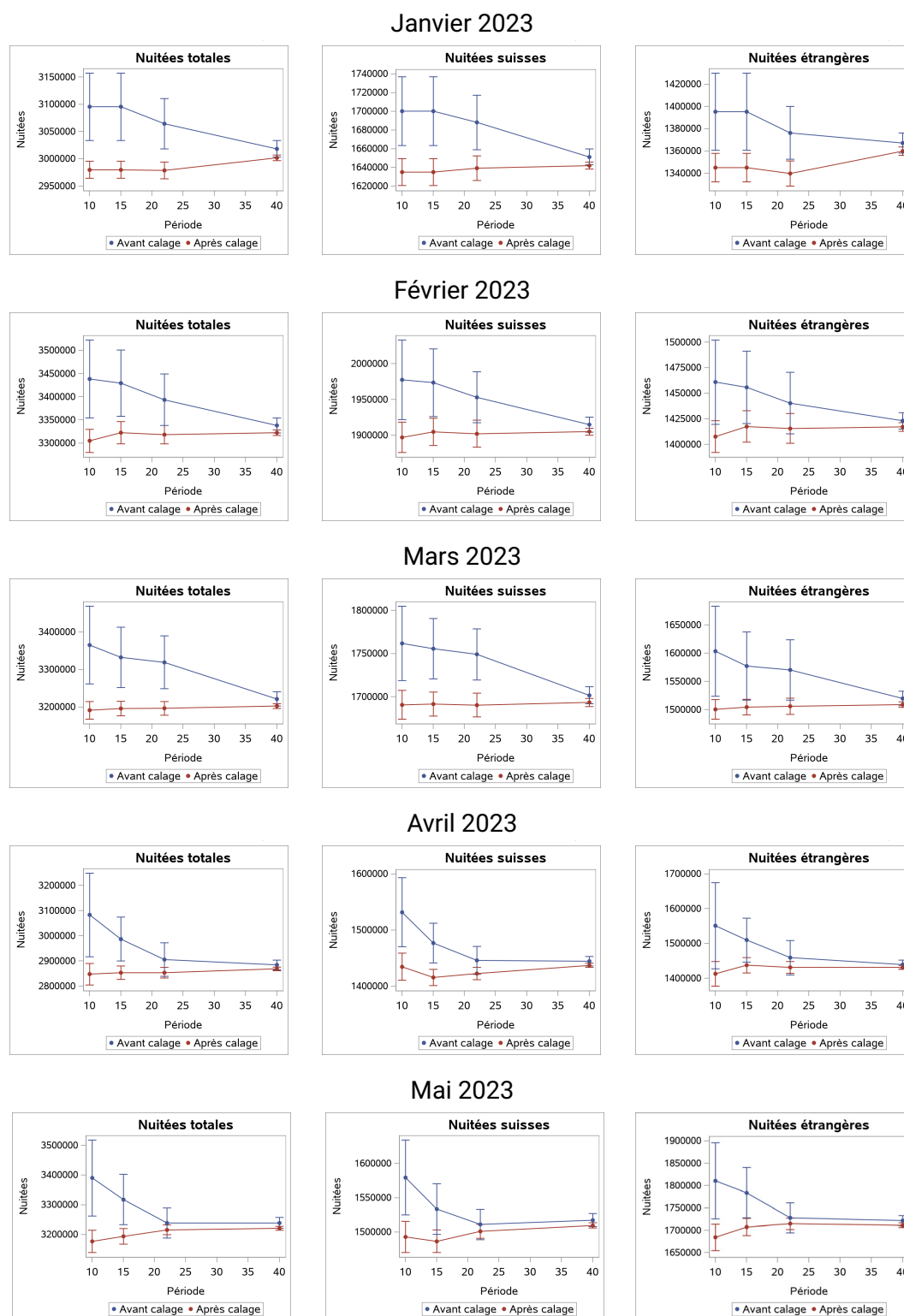
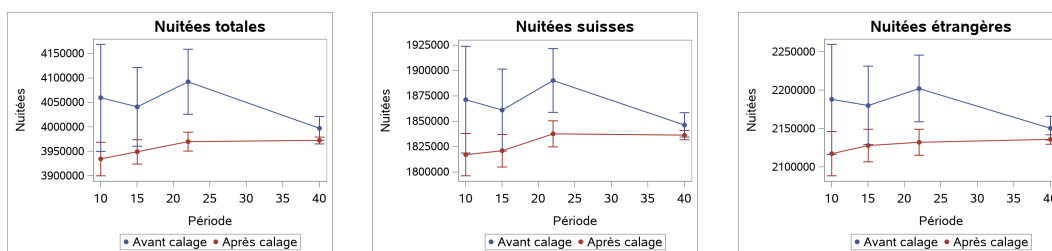
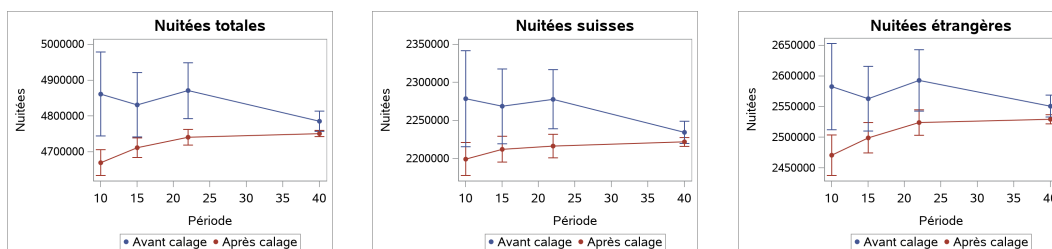


FIGURE 9 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations basée sur Modèle III (Comparaison entre avant et après calage).

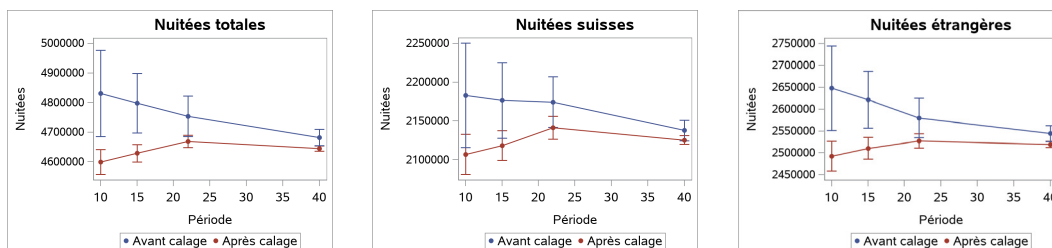
Juin 2023



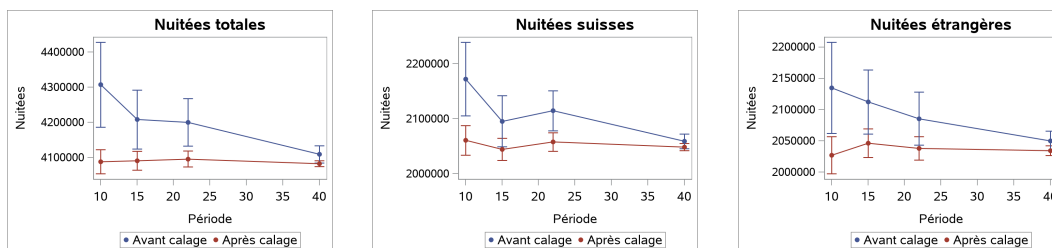
Juillet 2023



Août 2023



Septembre 2023



Octobre 2023

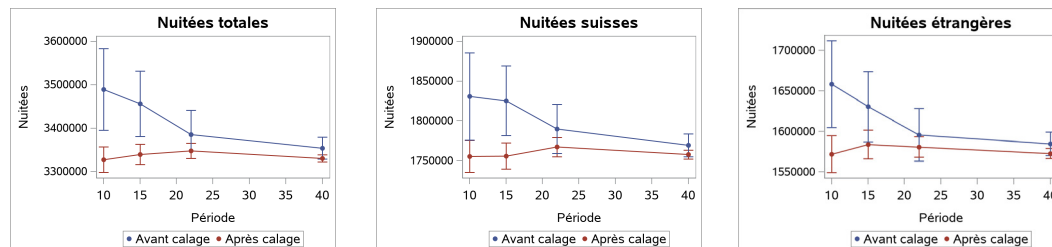
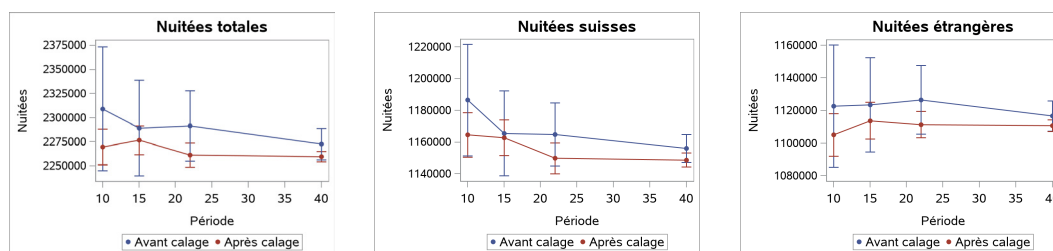
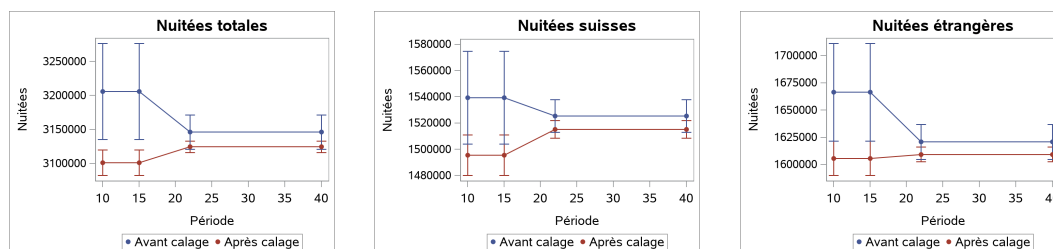


FIGURE 10 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations basée sur Modèle III (Comparaison entre avant et après calage).

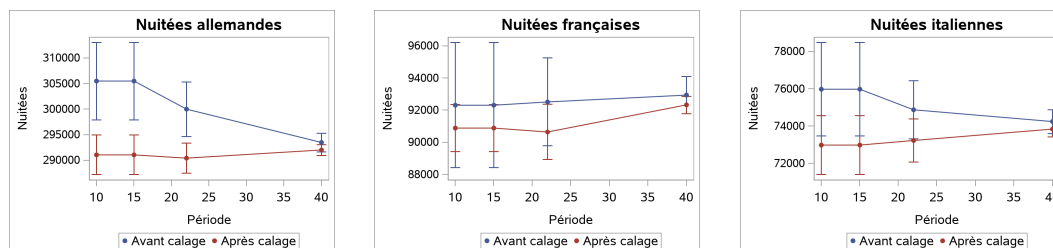
Novembre 2023



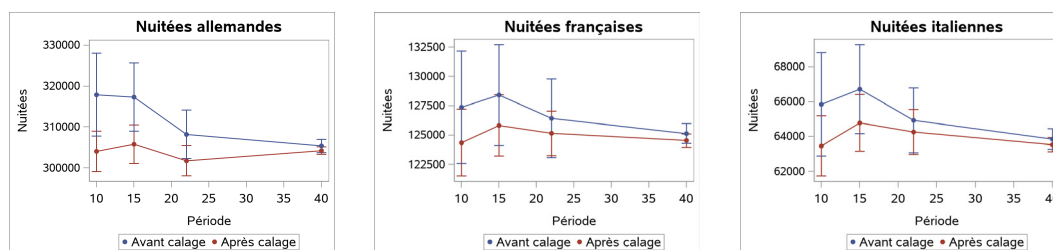
Décembre 2023



Janvier 2023



Février 2023



Mars 2023

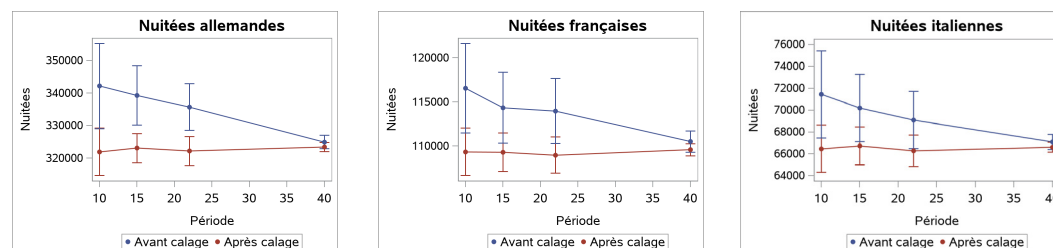
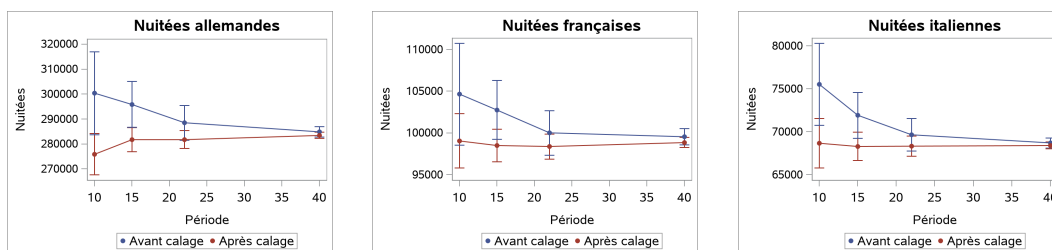
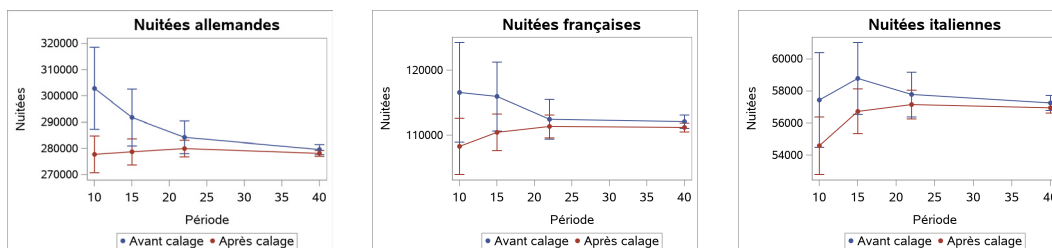


FIGURE 11 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations basée sur Modèle III (Comparaison entre avant et après calage).

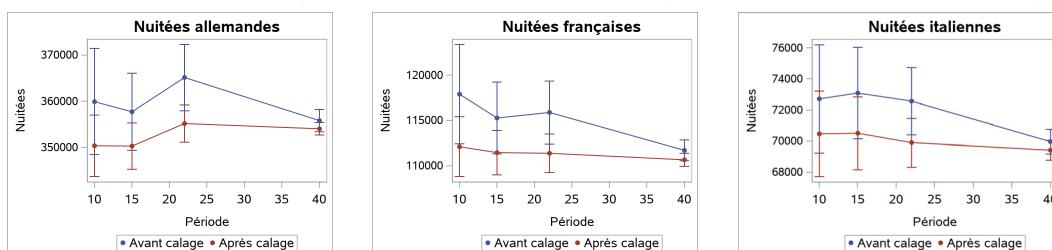
Avril 2023



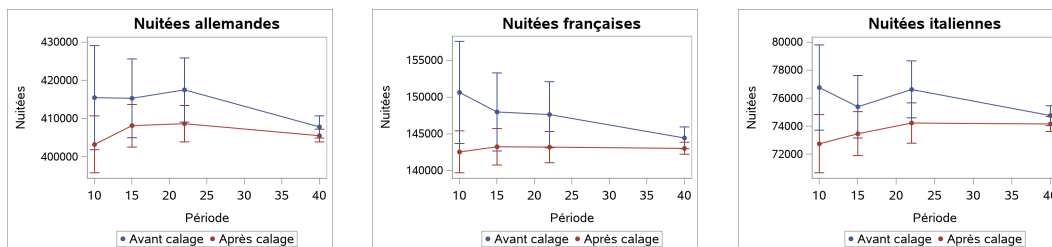
Mai 2023



Juin 2023



Juillet 2023



Août 2023

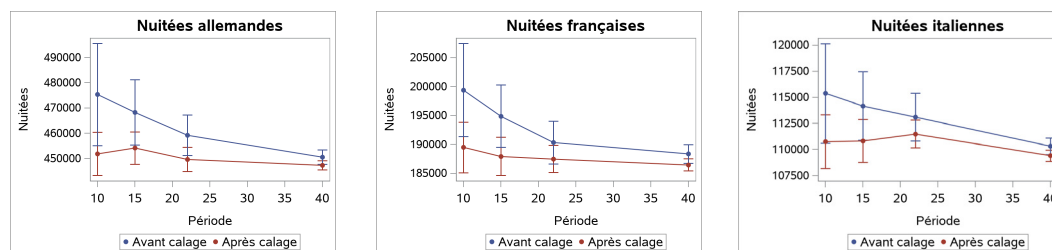
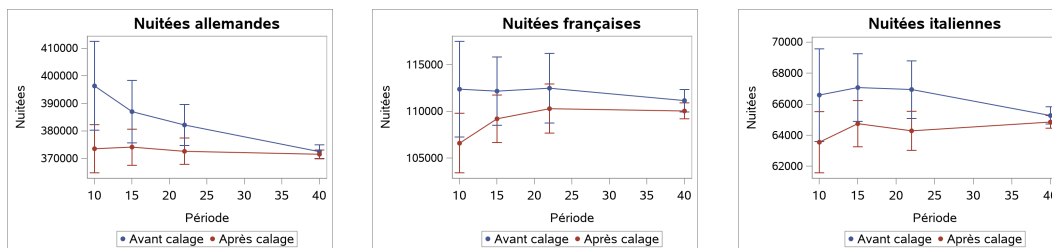
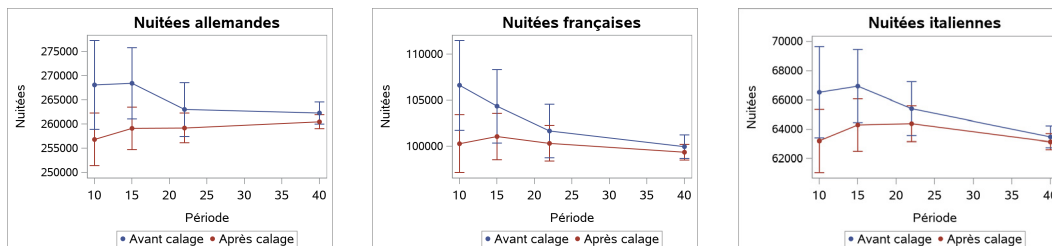


FIGURE 12 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations basée sur Modèle III (Comparaison entre avant et après calage).

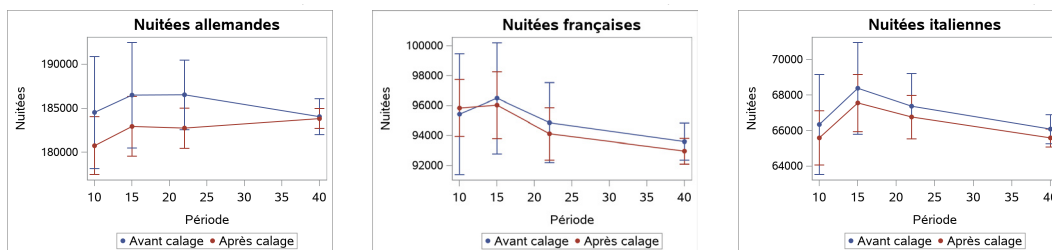
Septembre 2023



Octobre 2023



Novembre 2023



Décembre 2023

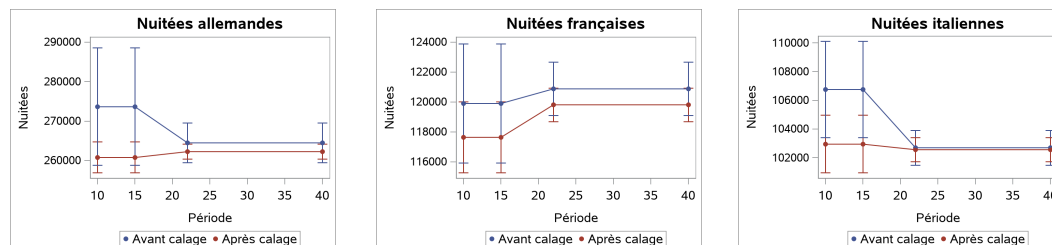
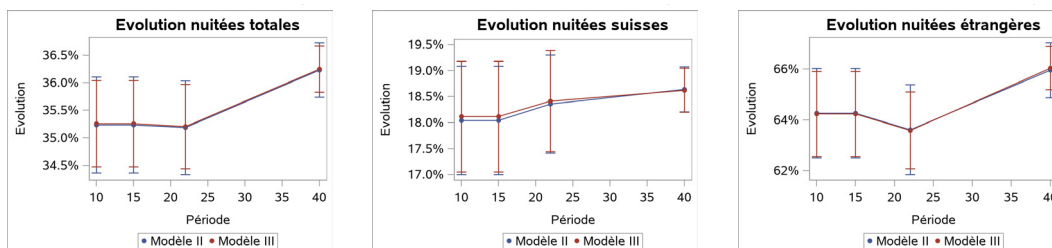


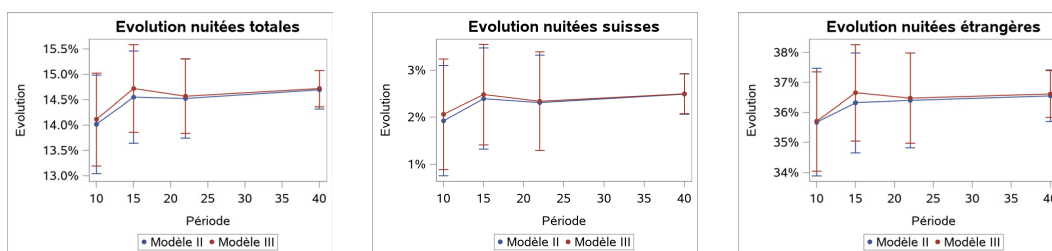
FIGURE 13 Nombre de nuitées mensuelles au fil des estimations basée sur Modèle III (Comparaison entre avant et après calage).

H Figures des évolutions

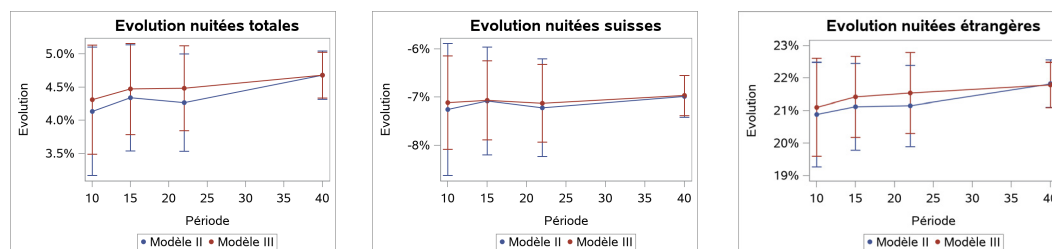
Janvier 2023/2022



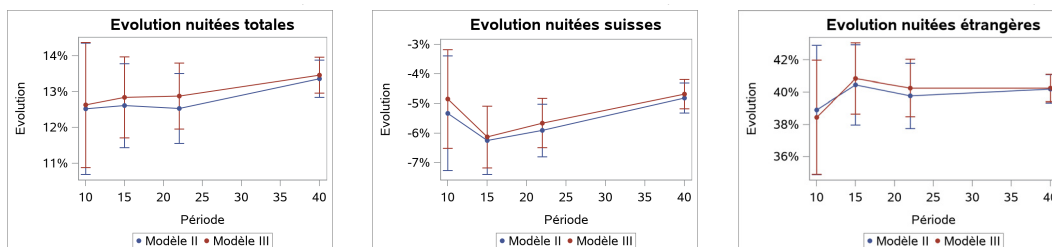
Février 2023/2022



Mars 2023/2022



Avril 2023/2022



Mai 2023/2022

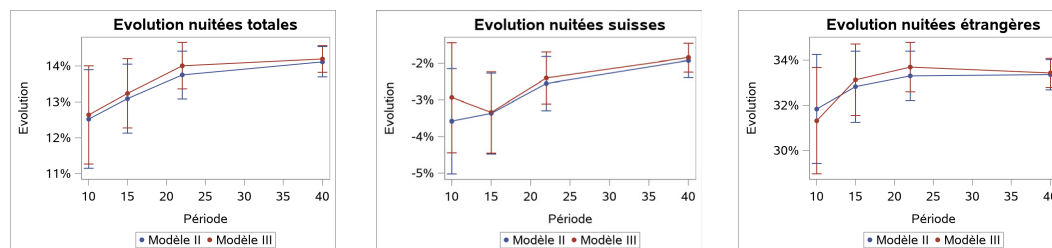
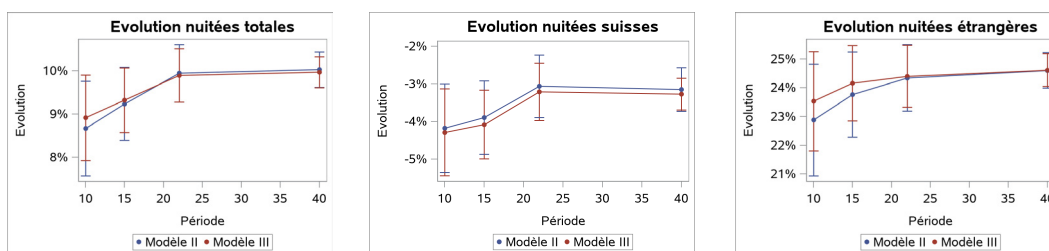
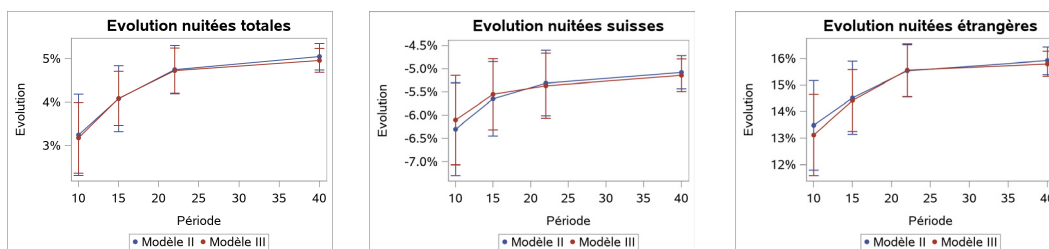


FIGURE 14 Évolution entre 2023 et 2022 (Comparaison entre Modèles II et III).

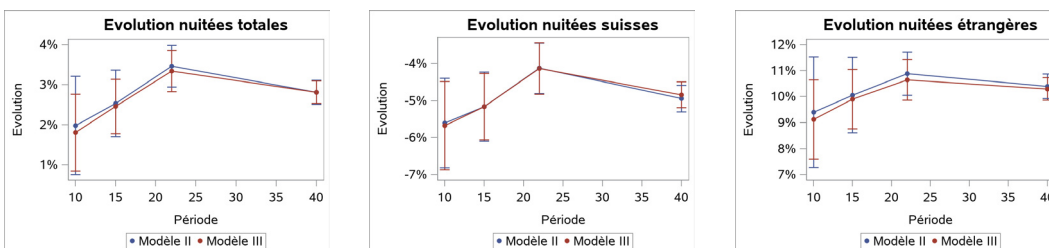
Juin 2023/2022



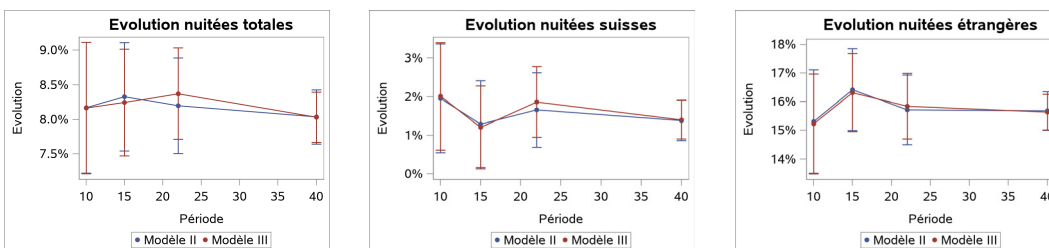
Juillet 2023/2022



Août 2023/2022



Septembre 2023/2022



Octobre 2023/2022

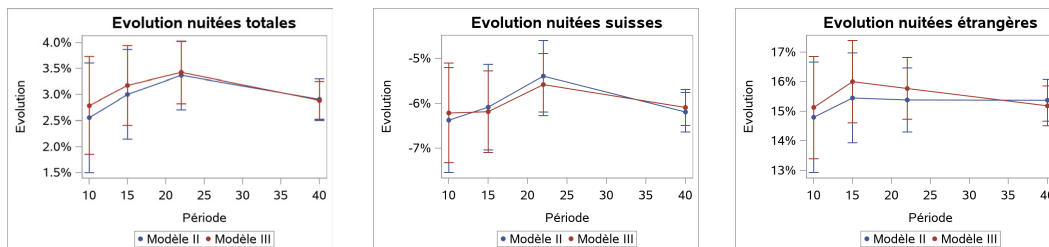
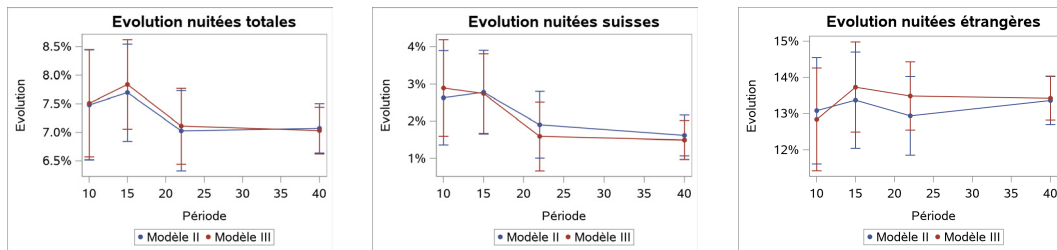
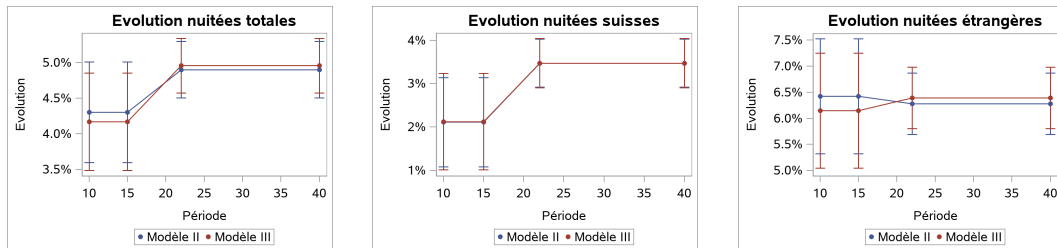


FIGURE 15 Évolution entre 2022 et 2023 (Comparaison entre Modèles II et III).

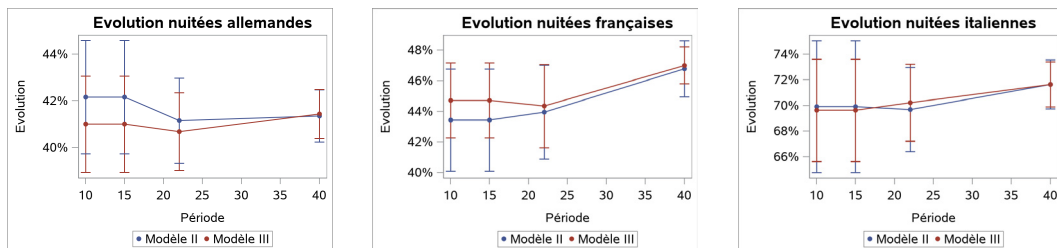
Novembre 2023/2022



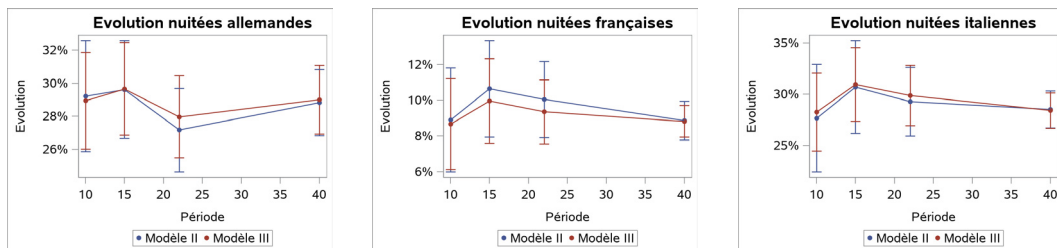
Décembre 2023/2022



Janvier 2023/2022



Février 2023/2022



Mars 2023/2022

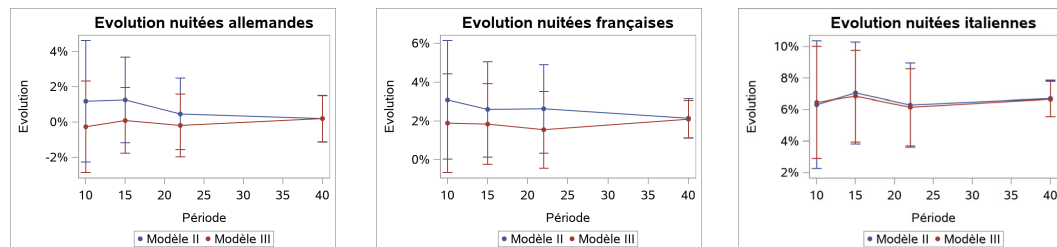
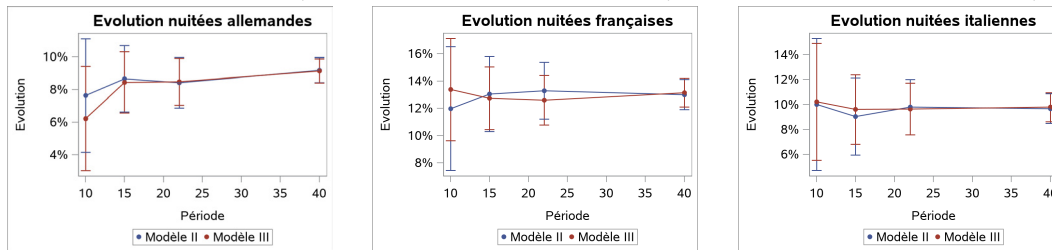
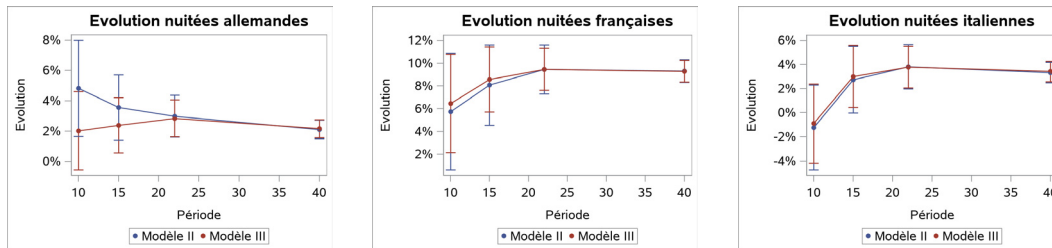


FIGURE 16 Évolution entre 2023 et 2022 (Comparaison entre Modèles II et III).

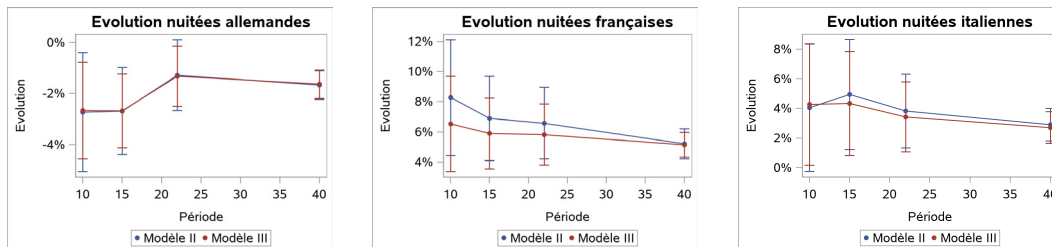
Avril 2023/2022



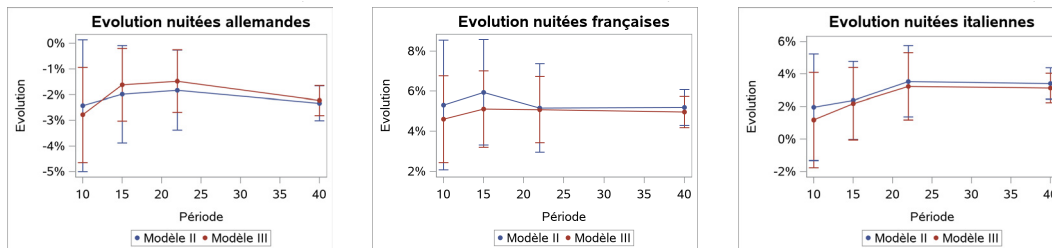
Mai 2023/2022



Juin 2023/2022



Juillet 2023/2022



Août 2023/2022

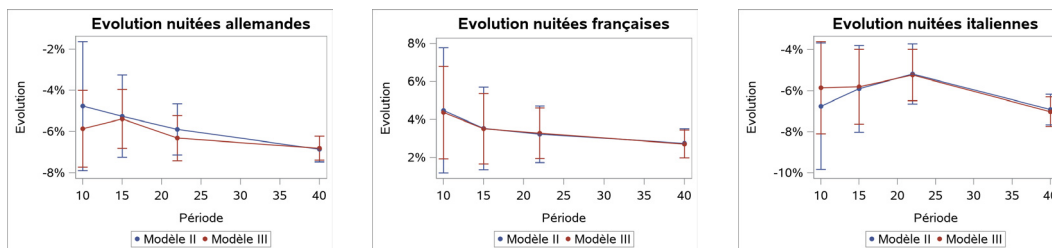
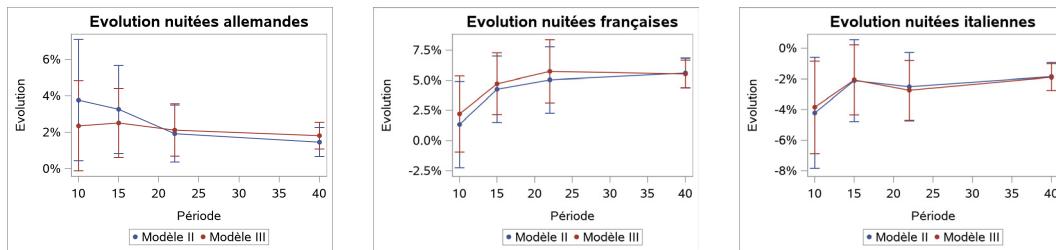
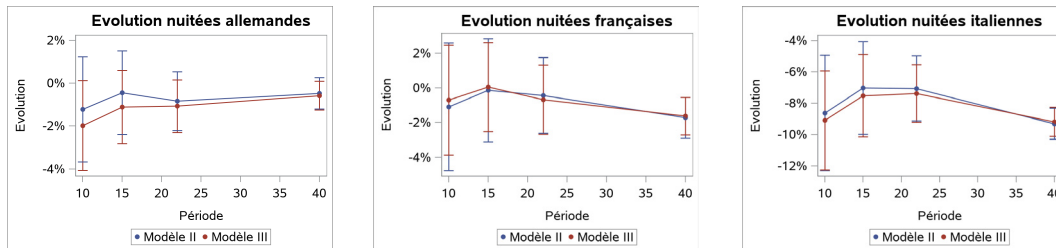


FIGURE 17 Évolution entre 2023 et 2022 (Comparaison entre Modèles II et III).

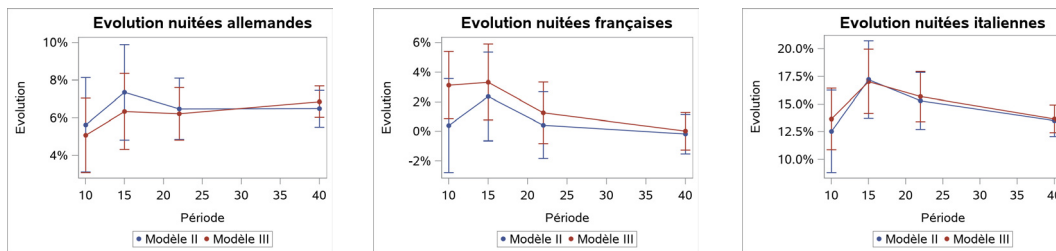
Septembre 2023/2022



Octobre 2023/2022



Novembre 2023/2022



Décembre 2023/2022

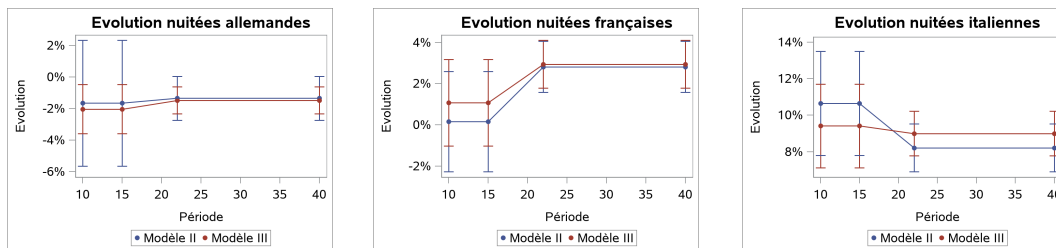


FIGURE 18 Évolution entre 2023 et 2022 (Comparaison entre Modèles II et III).