

Interstats Méthode N° 10 : Actualisation 2017 du modèle CVS-CJO des séries mensuelles de la délinquance

Suivant une préconisation du [guide d'Eurostat sur l'ajustement saisonnier](#)¹, le SSMSI a procédé au mois de juillet 2017 à l'actualisation annuelle du modèle de correction des variations saisonnières et des jours ouvrables (CVS-CJO) des séries mensuelles² de crimes et délits publiées dans [Interstats Conjoncture](#).

Cette démarche, annuelle, consiste à rechercher un modèle de désaisonnalisation prenant en compte les données nouvelles depuis la mise à jour de juin 2016, et à évaluer les impacts de l'adoption de ce nouveau modèle. Ainsi, toutes les données disponibles de janvier 2008 jusqu'à mai 2017 sont utilisées pour estimer le nouveau modèle de désaisonnalisation, alors que l'ancien modèle était basé sur les chiffres allant de janvier 2008 à mai 2016. Le but recherché est l'amélioration de la stabilité des séries désaisonnalisées (voir [Interstats Méthode n°5](#) pour une présentation détaillée de la méthodologie utilisée et [Interstats Méthode n°7](#) pour une description de la campagne de 2016).

Cette opération contribue à réviser l'historique des séries CVS-CJO dans la publication de juillet 2017, en plus de la ré-estimation mensuelle des paramètres, avec une ampleur décrite dans cette note.

Partie I: évolutions des modèles de désaisonnalisation

Correction des jours ouvrables

La correction des jours ouvrables constitue un des paramètres de la modélisation CVS-CJO. Elle est appliquée pour les séries conjoncturelles du SSMSI par régression linéaire. Le régresseur utilisé pour la plupart des indicateurs traités de la police nationale³ est calculé comme la différence mensuelle entre le nombre de jours ouvrés (du lundi au vendredi) et le nombre de samedis et dimanches (option "Working days" du logiciel de désaisonnalisation JDemetra+). Ce choix d'un régresseur simple, sans prendre en compte d'une part les jours fériés et d'autre part d'éventuels effets de jours particuliers (par exemple le lundi correspond à un rattrapage d'enregistrement des crimes et délits commis le week-end), vise à favoriser la stabilité du modèle, c'est-à-dire à limiter l'incidence des nouvelles données mensuelles sur l'estimation de la régression CJO et par suite sur les séries CVS-CJO.

Un régresseur alternatif est défini comme le contraste entre le nombre de jours de la semaine non fériés du lundi au vendredi et le nombre de samedis, dimanches et jours fériés. Cependant, la prise en compte des jours fériés pose un problème conceptuel parce que ces

¹ "A detailed non automatic pre-treatment at least once a year for the most important macroeconomic indicators based on RegARIMA models [...]".

² La correction des variations saisonnières et des jours ouvrables est appliquée séparément aux séries de la police nationale et de la gendarmerie nationale.

³ Aucun effet de jours ouvrables n'a été identifié pour les séries de la gendarmerie nationale.

jours n'entraînent pas nécessairement⁴ un faible niveau de la délinquance observée via les enregistrements des forces de l'ordre. De plus, si le jour férié se situe en début ou milieu de mois la très grande majorité des faits constatés de ce jour seront enregistrés dans le mois en cours. Il y a donc un risque de sur-correction. Inversement, si le jour férié est en fin de mois, une partie des faits constatés seront enregistrés le mois suivant et la correction est plus légitime.

Comme en 2016, le régresseur alternatif de traitement des jours ouvrables a été retenu pour la série des coups et blessures volontaires sur les 15 ans et plus car d'une part il diminue la volatilité des évolutions mensuelles de la série CVS-CJO et d'autre part il semble favoriser la stabilité du modèle. De plus une étude ([Interstats Analyse N° 13](#)) montre un effet du week-end sur cet indicateur.

Pour la série des vols avec armes, l'impact du changement de rythme d'enregistrement intervenu en avril 2015 dans la police nationale (voir Interstats Méthode n°5) est apparu significatif. Cela a conduit à ne plus prendre en compte à partir d'avril 2015 de correction de jours ouvrables. Concrètement, la valeur du régresseur est annulée pour les mois postérieurs à avril 2015. Cette décision, déjà implémentée lors la précédente campagne de désaisonnalisation, est reconduite cette année.

Pour les sept autres indicateurs de la police nationale, le régresseur "Working days" est appliqué.

Par ailleurs, depuis l'actualisation de 2016, pour la majorité de séries de la police et de la gendarmerie nationale, l'effet des années bissextiles est pris en compte dans les modèles de correction de jours ouvrables, par régression. Ce traitement n'est pas appliqué lorsque le coefficient estimé de cette régression est négatif, dans l'attente d'une période suffisamment longue pour estimer correctement cet effet.

⁴ Contrairement aux indicateurs économiques traditionnels où le niveau de l'activité est clairement réduit les jours fériés.

Le tableau suivant indique une bonne qualité de la régression qui corrige des jours ouvrables, sans évolutions erratiques des estimations mensuelles. Cependant, la baisse des coefficients observée pour la majorité des séries CJO (notamment les vols d'automobile) pourrait s'interpréter comme l'effet d'une régularisation du rythme d'enregistrement des faits constatés par la police, qui se rapproche ainsi de la gendarmerie.

Coefficients estimés des régresseurs de correction des jours ouvrables

régresseur	vols avec armes	vols violents sans arme	vols sans violence contre des personnes	coups et blessures volontaires	cambriolages de logements	vols dans les véhicules	vols d'accessoires sur véhicules	vols d'automobiles	vols de deux roues motorisés
mois	WD stic	Week days	Week days	REG2 AC1	Week days	Week days	Week days	Week days	Week days
201605	0,00828	0,00514	225	0,0173	0,0071	0,00592	0,00790	0,00654	0,00750
201606	0,00820	0,00516	224	0,0173	0,0071	0,00591	0,00764	0,00645	0,00761
201607	0,00822	0,00468	221	0,0171	0,0068	0,00575	0,00754	0,00597	0,00786
201608	0,00835	0,00463	218	0,0172	0,0067	0,00548	0,00755	0,00583	0,00730
201609	0,00834	0,00470	220	0,0171	0,0066	0,00552	0,00757	0,00587	0,00722
201610	0,00834	0,00472	219	0,0175	0,0067	0,00536	0,00733	0,00562	0,00710
201611	0,00824	0,00466	222	0,0175	0,0067	0,00550	0,00722	0,00550	0,00700
201612	0,00793	0,00458	222	0,0175	0,0066	0,00559	0,00723	0,00557	0,00690
201701	0,00799	0,00456	222	0,0175	0,0065	0,00565	0,00727	0,00546	0,00675
201702	0,00799	0,00455	221	0,0175	0,0065	0,00562	0,00727	0,00542	0,00681
201703	0,00808	0,00460	227	0,0183	0,0065	0,00539	0,00731	0,00544	0,00691
201704	0,00818	0,00492	238	0,0186	0,0066	0,00556	0,00745	0,00529	0,00682
201705	0,00818	0,00475	232	0,0186	0,0063	0,00528	0,00708	0,00498	0,00653

Notes: - Les régresseurs sont définis dans le corps du texte.

- La série des vols de véhicules est désaisonnalisée via les index vols d'automobiles et de deux roues motorisés.
- Le tableau porte sur les séries de la PN, aucun effet de jours ouvrables n'a été identifié pour les séries de la gendarmerie nationale

Impact d'évènements exceptionnels

Lors de l'actualisation de 2016, trois chocs avaient fait l'objet d'une modélisation, retenue cette année :

- 1) Pour tenir compte de la forte spécificité des données du mois de novembre 2015, suite aux attentats du 13 novembre, et éviter que cela affecte la qualité des ajustements saisonniers des mois adjacents, la modélisation comporte un paramètre spécifique ("Additive Outlier") pour le mois de novembre 2015 lorsque son coefficient est jugé significatif⁵, conformément aux pratiques habituelles en présence d'un événement exceptionnel.
- 2) Dans la même logique, l'effet des attentats de début janvier 2015, qui s'est aussi prolongé en février 2015 (voir [Interstats Analyse N°3](#)), est traité par un paramètre spécifique ("Transitory Change") appliqué au mois de janvier 2015 pour les séries de vols violents sans arme et de vols sans violence contre les personnes de la police nationale.
- 3) Un paramètre spécifique (de type "Additive Outlier") est introduit au mois de février 2012 (importante vague de froid ayant touché la France au début de ce mois) pour les séries de vols de deux roues motorisés tant pour la police nationale que la

⁵ Le critère de significativité est: T de Student supérieur à 1,3.

gendarmerie nationale ainsi que pour la série des vols d'accessoires sur véhicules pour la police nationale.

En 2017, deux autres points extrêmes sont traités: pour les vols avec armes enregistrés par la gendarmerie en juin 2015 ("Level Shift" LS) et pour les coups et blessures volontaires enregistrés par la police en décembre 2016 ("Temporary Change" TC). Les volumes mensuels sont très faibles pour la série des vols avec armes en gendarmerie, de sorte que certains points extrêmes détectés par le logiciel n'ont pas d'interprétation immédiate.

Impact des nouveaux modèles CVS-CJO sur les séries mensuelles

Le tableau ci-dessous décrit les changements apportés aux spécifications des modèles CVS-CJO par rapport à la campagne CVS 2016.

Changements apportés aux spécifications CVS-CJO par la campagne 2017

	police	gendarmerie
vols avec armes	suppression AO novembre 2015	ajout LS juin 2015 * changement ARIMA *
vols violents sans arme		suppression AO novembre 2015 changement ARIMA *
vols sans violence contre des personnes		
coups et blessures volontaires	suppression AO novembre 2015 ajout TC décembre 2016 * changement ARIMA *	suppression AO novembre 2015 ajout effet année bissextile changement ARIMA *
cambriolages de logements vols d'automobiles		ajout effet année bissextile
vols deux roues motorisés	changement ARIMA *	suppression AO novembre 2015
vols dans les véhicules	changement ARIMA *	
vols d'accessoires sur véhicules		ajout effet année bissextile

*Note: Pour une raison indéterminée vraisemblablement liée aux difficultés techniques survenues en mars 2017 ayant nécessité plusieurs relances de la chaîne de fabrication des cvs-cjo du mois, les changements marqués par * sont intervenus à partir des données de mars 2017. Plus en détail, la chaîne de production des séries CVS-CJO utilise un lancement automatisé (via le "cruncher") du logiciel JDemetra+. Il semblerait qu'un lancement sur des données défectueuses, nulles pour certains mois, induise des changements des modèles Arima malgré l'option de rafraichissement "LastOutliers". Un contournement de ce problème sera mis en place à partir des données de décembre 2017.*

L'incidence de ce changement des modèles de correction des variations saisonnières est limitée à moins d'un pourcent pour toutes les séries, tant en niveau qu'en écart de taux d'évolution (tableau ci-dessous). Les changements de modèles, plus limités qu'à la campagne précédente, entraînent des révisions nettement réduites. Comme l'an dernier, les trois séries les moins robustes au regard des révisions sont les vols avec armes (peu nombreux: 2 000 par an), les coups et blessures volontaires et les vols de véhicules.

Impact du changement de modèle sur les évolutions mensuelles CVS-CJO des faits constatés, sur la période de comparaison janvier 2015-mai 2016

variable	en % du niveau			écart des taux d'évolution, en points		
	baisse maximale	hausse maximale	moyenne des taux absolus	baisse maximale	hausse maximale	moyenne taux absolus
vols avec armes	-0,2	0,5	0,1	-0,6	0,5	0,1
vols violents sans arme	-0,2	0,1	0,0	-0,3	0,1	0,0
vols sans violence contre des personnes	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
coups et blessures volontaires	-0,4	0,2	0,1	-0,5	0,5	0,1
cambriolages de logements	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
vols de véhicules	-0,8	0,5	0,1	-0,8	0,8	0,1
vols dans les véhicules	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
vols d'accessoires sur véhicules	-0,5	0,2	0,0	-0,5	0,5	0,1

Note de lecture: Sur la période janvier 2015-mai 2016, le nombre mensuel de vols avec arme est modifié au plus de -0,2% à +0,1% entre la version 2016 de la série CVS-CJO et celle des modèles 2017. La moyenne des taux de variation absolus vaut 0,1%.

Note: Les séries CVS sont calculées sur l'ensemble de la période, avec chacun des deux modèles de CVS-CJO. La ré-estimation mensuelle des coefficients du modèle de désaisonnalisation pour produire les séries diffusées implique que les séries en CVS 2016 utilisées pour produire ce tableau diffèrent de celles publiées au mois le mois jusqu'en juin 2017. Rigoureusement, ce tableau reflète l'effet pur de la différence entre les deux modèles de désaisonnalisation, et non la révision entre les versions publiées d'un même mois (voir Partie III: compléments sur les révisions des séries CVS).

Synthèse des paramètres de la correction CVS-CJO 2017 et qualité de la désaisonnalisation
 Le tableau ci-dessous synthétise les paramètres de la désaisonnalisation appliquée à partir de la note de conjoncture de juillet 2017. La dernière colonne indique que la qualité de la désaisonnalisation est jugée bonne pour la plupart des séries élémentaires, à deux exceptions près (« incertain »), selon la synthèse des indicateurs fournie par JDemetra+.

Caractéristiques des modèles de désaisonnalisation 2017

series	log	p	d	q	bp	bd	bq	nout	seasonality	trendfilter	seasfilter	td1	lp	quality
PN_5:Vols violents sans arme	1	0	1	1	0	1	1	2	1	13 terms Henderson moving average	3x5	Week days	Leap year	Good
PN_6:CBV sur 15 ans et plus	1	0	1	1	0	1	1	1	1	13 terms Henderson moving average	3x5	REG2_AC1		Good
PN_7:Cambrjolages de logement	1	0	1	1	0	1	1	1	1	13 terms Henderson moving average	3x3	Week days	Leap year	Good
PN_9:Vols dans véhicules	1	0	1	1	0	1	1	1	1	13 terms Henderson moving average	3x5	Week days		Good
PN_10:Vols accessoires automobiles	1	0	1	1	0	1	1	3	1	13 terms Henderson moving average	3x5	Week days	Leap year	Good
PN_11:Vols sans violence contre personnes	0	0	1	1	0	1	1	2	1	13 terms Henderson moving average	3x5	Week days	Leap year	Good
PN_12:Vols avec armes	1	0	1	1	0	1	1	0	1	13 terms Henderson moving average	3x3	Week days STIC		Good
PN_14:Vols automobiles	1	0	1	1	0	1	1	2	1	23-Henderson	3x5	Week days	Leap year	Good
PN_15:Vols deux roues motorisés	1	1	0	0	0	1	1	2	1	13 terms Henderson moving average	3x5	Week days	Leap year	Good
GN_5:Vols violents sans arme	1	1	1	1	0	1	1	0	1	13 terms Henderson moving average	3x5		Leap year	Uncertain
GN_6:CBV sur 15 ans et plus	1	3	0	1	1	0	1	0	1	13 terms Henderson moving average	3x5		Leap year	Good
GN_7:Cambrjolages de logement	1	0	1	0	0	1	1	1	1	13 terms Henderson moving average	3x3		Leap year	Good
GN_9:Vols dans véhicules	1	0	1	1	0	1	1	1	1	13 terms Henderson moving average	3x5		Leap year	Good
GN_10:Vols accessoires automobiles	1	3	1	1	0	1	1	1	1	13 terms Henderson moving average	3x5		Leap year	Good
GN_11:Vols sans violence contre personnes	1	1	0	0	0	1	1	1	1	13 terms Henderson moving average	3x5		Leap year	Good
GN_12:Vols avec armes	1	0	0	1	0	1	1	3	1	13 terms Henderson moving average	3x5		Leap year	Uncertain
GN_14:Vols automobiles	1	0	1	1	0	1	1	1	1	13 terms Henderson moving average	3x5		Leap year	Good
GN_15:Vols deux roues motorisés	1	0	1	1	0	1	1	1	1	13 terms Henderson moving average	3x5		Leap year	Good

Notes: - La première colonne signale les modèles multiplicatifs (log=1).

- Les 6 colonnes suivantes décrivent la structure du modèle Arima utilisé pour la désaisonnalisation par moyenne mobile.
- Nout est le nombre de points extrêmes (outliers).
- La colonne td1 est renseignée pour les séries corrigées des jours ouvrables.
- La suivante indique celles traitées des années bissextiles.

Partie II: Etude d'un traitement spécifique de la série des cambriolages de logement

a. Le changement de datation statistique des faits constatés

Les faits commis en fin de mois sont souvent enregistrés au début du mois suivant, particulièrement en décembre. Jusqu'en 2015, les faits enregistrés en début de mois mais ayant eu lieu au mois précédent étaient comptabilisés au mois d'enregistrement. C'est pourquoi un algorithme a été introduit pour corriger ce décalage, autant que possible, et ainsi rapprocher la statistique de la réalité. Cette solution représente un compromis par rapport à une comptabilisation en date de début des faits, qui présente l'inconvénient d'entraîner des révisions des chiffres des derniers mois, vu le délai (variable) entre commission et enregistrement.

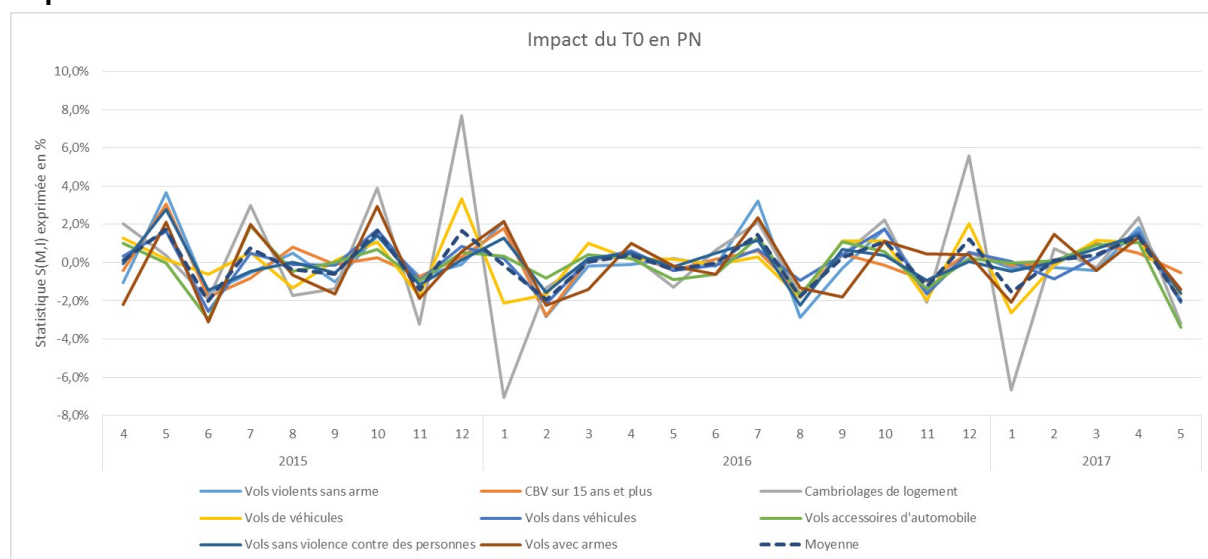
Si la nouvelle approche est plus pertinente sur le fond (cf plus bas le graphique sur les dates de commission et de prise en compte des cambriolages), elle pose un problème de modélisation de la saisonnalité, car toute la série n'a pas été construite exactement selon les mêmes règles. L'objet des travaux décrits ici est d'analyser l'impact de cette rupture et d'envisager les façons de la traiter.

b. Incidence de la datation de l'enregistrement des faits constatés sur les séries diffusées
 Pour les séries diffusées par le SSMSI, le dénombrement mensuel des faits constatés utilise l'algorithme dit du t0 dans la police depuis avril 2015 et la gendarmerie depuis décembre 2015. Celui-ci consiste à comptabiliser au mois M une partie des faits enregistrés au début du mois M+1:

- Pour la police, les faits enregistrés jusqu'au soir du deuxième jour ouvré du mois M+1 lorsque ces faits ont commencé le mois M.
- Pour la gendarmerie, les faits enregistrés les deux premiers jours du mois M+1 lorsque ces faits ont commencé le mois M

Il en résulte un décalage dans la comptabilisation des données mensuelles par rapport au dénombrement selon la date d'enregistrement des faits⁶.

Impact du t0 sur les chiffres mensuels de la PN



Notes : - Le décalage entre enregistrement des faits et comptabilisation mensuelle par le SSMSI est mesuré par la statistique suivante :

$$S(M, I) = \frac{FC_{T0}(M, I)}{FC_{nonT0}(M, I)} - 1, \text{ où:}$$

- $FC_{T0}(M, I)$ est le nombre de faits constatés du mois M pour l'indicateur I calculé par l'algorithme du t0.
- $FC_{nonT0}(M, I)$ est le nombre de faits constatés du mois M pour l'indicateur I calculé sans appliquer l'algorithme du t0 (en cumulant le nombre de faits constatés enregistrés dans le mois).
- Ces calculs sont effectués sur les données rebalayées d'Orus, contrairement aux séries diffusées, qui ne tiennent pas compte des modifications ultérieures des enregistrements.

Tous indicateurs confondus, on note pour la PN:

- Un impact significativement positif pour les mois de mai (moyenne +1,7%) et octobre (+1,7%) en 2015, juillet (+1,5%) et octobre(+1,1%) en 2016 et avril (+1,4%) en 2017.

⁶ Les deux mesures diffèrent également des données en date de début des faits.

- Un impact significativement négatif pour les mois de juin (moyenne : -2,0%) et novembre (-1,4%) en 2015, février (-1,9%), août (-1,8%) et novembre (-1,2%) en 2016 ainsi que mai (-2,0%) en 2017.
- L'impact significatif positif ou négatif est quasiment toujours compensé le mois suivant par un impact significatif de signe inverse.
- Les effets de calendrier contribuent à expliquer ces impacts. Les deux premiers jours ouvrables de juin 2015, février 2016, août 2016 et mai 2017 sont des lundis et mardis (jours de la semaine où le nombre de faits constatés est maximal).

Deux cas particuliers où l'incidence est accentuée:

- pour les cambriolages de logement :
 - Un impact positif très élevé pour le mois de décembre en 2015 (+7,7%) et 2016 (+5,6%).
 - Un impact négatif très élevé pour le mois de janvier en 2016 (-7,1%) et 2017 (-6,7%).
 - L'explication tient aux nombreux cambriolages de la nuit du 31 décembre au 1^{er} janvier qui sont enregistrés dans les deux premiers jours ouvrables de janvier mais qui sont comptabilisés avec l'algorithme du t0 en décembre.

L'incidence particulièrement sensible pour les cambriolages de logement motive le travail spécifique décrit dans la partie c suivante.

- Et dans une moindre mesure, les vols de véhicules :
 - Un impact positif en décembre 2015 (+3,3%) et 2016 (+2,0%).
 - Un impact négatif en janvier 2016 (-1,7%) et 2017 (-2,6%).

c. Le cas spécifique des cambriolages de logements

Le changement de saisonnalité induit par l'application de l'algorithme du t0 à partir d'avril 2015 impacte particulièrement la série des cambriolages de logement enregistrés par la police.

Les creux observés sur cette (sous-) série en données CVS-CJO aux mois de janvier 2016 (-3.3%) et 2017 (-6.4%) paraissent liées à l'ampleur remarquable des réaffectations opérées ce mois sur les comptes (tableau ci-dessous⁷).

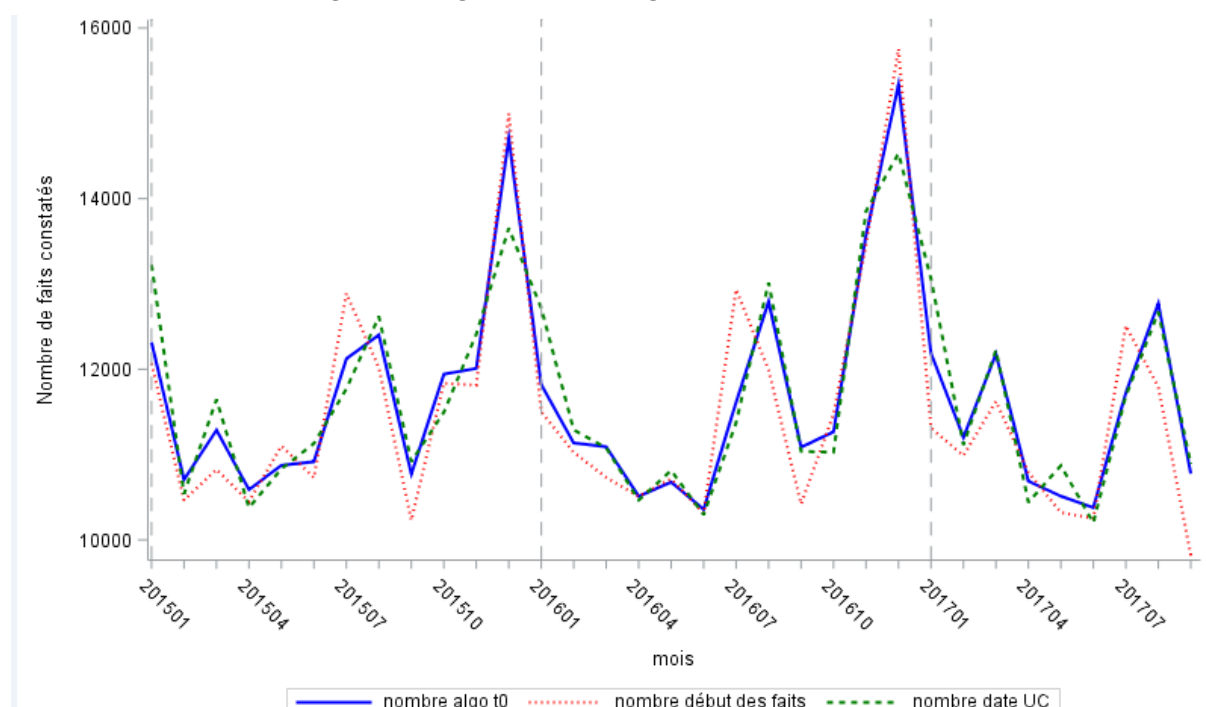
Effet net de la réaffectation au mois de début des faits, en % du nombre de faits attribués par l'algorithme

année \ mois	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2015				2,0	0,4	-2,0	2,9	-1,7	-1,4	3,7	-3,3	7,2
2016	-7,6	-1,4	0,1	0,4	-1,3	0,6	2,1	-1,7	0,4	2,1	-2,1	5,3
2017	-7,2	0,8	-0,4	2,3	-3,4	1,7	0,3	0,8	-1,1			

Note de lecture: La réaffectation par l'algorithme du t0 des crimes et délits enregistrés en début de mois au mois de début des faits mène à une réduction de l'ordre de 7% du nombre de cambriolages de logement attribué à janvier 2017.

Le graphique suivant montre que la comptabilisation à la date d'enregistrement, celle utilisée pour les données antérieures à avril 2015, réduit visiblement le pic de décembre par rapport au nouveau mode de comptage. Celui-ci rapproche de l'observation en date de début des faits. L'intérêt de l'algorithme du t0 est ainsi illustré.

Nombres de cambriolages de logements enregistrés par la police selon la datation

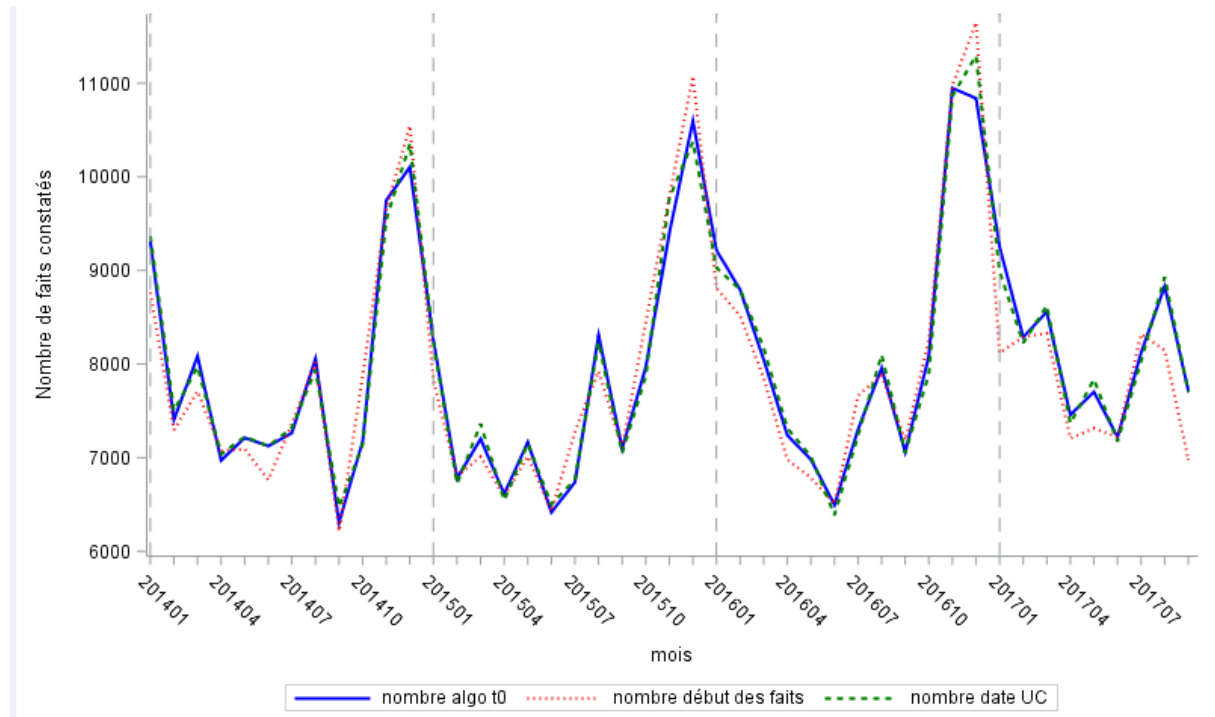


Note: Les données de ce graphique sont 'rebalayées', donc différentes de celles utilisées pour les notes de conjoncture mensuelles.

⁷ Un chiffrage indicatif de l'effet sur la série CVS est fourni plus loin.

L'incidence du changement de comptage est moins visible sur les données enregistrées par la gendarmerie.

Nombres de cambriolages de logements enregistrés par la gendarmerie selon la datation



Différents traitements ont été étudiés pour traiter la rupture de série des cambriolages de logements enregistrés par la police.

1- traitement de janvier 2016 en point extrême saisonnier ("seasonal outlier", noté SO dans la suite): La procédure JDemetra+ permet de traiter un décalage de profil saisonnier à partir d'une certaine date, via un paramètre de la phase de pré-ajustement. Pour cela, en entrée de la désaisonnalisation, la série antérieure à la rupture est ajustée en augmentant le mois concerné et en réduisant les autres mois. Cependant, la rupture de série n'est pas exactement de ce type, puisqu'il s'agit de transferts entre mois successifs sur l'ensemble de l'année. En pratique, l'introduction d'un tel point extrême en janvier 2016 génère un pic en janvier 2016, ce qui suggère une sur-correction.

2- régression préliminaire ciblée sur décembre-janvier: Un traitement similaire à celui du "seasonal outlier" mais limité aux mois de décembre et janvier antérieurs à avril 2015 a également été testé (noté purSO). Il présente l'avantage de ne pas induire de pic douteux en janvier 2016. Mais cette solution présente l'inconvénient de corriger la 'vraie' saisonnalité de la série antérieure.

3- régression préliminaire sur les mois de décembre-janvier 2016 et 2017: Une alternative considère que c'est la saisonnalité de 2015 et 2016 qui n'est pas correctement estimée. En effet, la désaisonnalisation par X12 utilise des moyennes mobiles sur 3 ans pour cette série. Donc la saisonnalité de 2015 et 2016 est estimée sur des points de saisonnalités hétérogènes. Cette correction donne des résultats qui paraissent corrects sur la période observée

(courbe SO_DL2). Cependant la simulation de données jusqu'en janvier 2018 fait apparaître un ciseau en décembre 2017-janvier 2018 plus prononcé que les deux autres correctifs.

L'incidence des traitements testés est conséquente notamment pour les valeurs CVS des mois de janvier 2016 et 2017 (tableau ci-dessous). A noter que les taux d'évolution entre les bimestres chevauchant les fins d'années sont similaires à ceux des CVS non traitées, sauf pour la version SO.

Comparaison de traitements de la série de cambriolages de logements-PN

	2015		2016		2017		2016/2015 déc+janv	2017/2016 déc+janv
	décembre	janvier	décembre	janvier	décembre	janvier		
série brute	11 934	11 696	14 963	12 069	15 613	12 435	14,4	3,8
CVS retenue	11 660	11 647	11 633	11 061	12 237	11 523	-2,6	4,7
SO	11 688	11 349	11 720	11 992	12 206	12 255	2,9	3,2
purSO	11 902	11 632	11 391	11 642	12 101	12 086	-2,1	5,0
DL2	11 701	11 788	11 527	11 455	12 093	12 029	-2,2	5,0
incidence min (%)	0,2	-2,6	-2,1	3,6	-1,2	4,4		
incidence max (%)	2,1	1,2	0,7	8,4	-0,3	6,4		

Note: Les deux dernières colonnes donnent pour une année a le taux d'évolution entre décembre-janvier(a-1) et décembre-janvier(a).

Le graphique suivant suggère que le traitement de type SO sur-corrige le point de janvier 2016 et accentue le creux de mai 2017. L'extrapolation des séries jusqu'en janvier 2018 fait craindre que les séries traitées subissent des révisions accentuées.

Comparaison sur les séries CVS-CJO des trois traitements de la saisonnalité des cambriolages de logements enregistrés par la police



Note: Ce graphique s'arrête en août 2017.

d. Conclusion sur les cambriolages

En conclusion, un traitement compensateur du changement de saisonnalité n'a pas été retenu. En théorie, une estimation stable des coefficients des régressions envisagées nécessiterait des données couvrant suffisamment de points saisonniers postérieurs à la rupture⁸. À défaut, ces séries traitées risqueraient dans le futur soit de subir des correctifs sensibles, si les régressions sont ré-estimées, soit à nouveau de subir des pics ou creux artificiels, en raison d'une estimation floutée de la saisonnalité. Aucune solution n'est apparue pour gommer durablement et sans effet secondaire l'impact du changement de définition des faits attribués au mois. À noter également que les solutions envisagées restent partielles: elles ne prennent pas en compte le changement de saisonnalité des mois autres que décembre et janvier. Enfin, la technique utilisée pour la correction des variations saisonnières fait qu'en l'absence de traitement, le changement de saisonnalité sera pris en compte, après une période de transition de l'ordre de 3 ans⁹. Un dernier argument défavorable au traitement de la rupture de série est que celui-ci pourrait retarder cette adaptation automatique.

Partie III: compléments sur les révisions des séries CVS

Le tableau suivant décrit l'effet de la ré-estimation du modèle CVS-CJO sur les séries diffusées, selon le mois de l'année.

Taux d'écart maximal sur les niveaux mensuels CVS-CJO selon le mois, en %

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
vols avec armes	4,0	2,8	4,4	3,2	2,3	3,1	3,1	8,4	3,2	2,0	3,8	3,7
vols violents sans arme	1,6	3,1	2,8	1,9	1,0	2,6	1,9	2,4	0,6	0,5	1,2	0,8
vols sans violence contre des personnes	0,7	2,1	0,6	0,6	0,5	1,0	0,8	0,5	0,4	0,6	0,7	0,6
coups et blessures volontaires	1,7	0,7	2,7	1,9	6,6	3,2	2,9	2,7	1,6	1,4	1,9	1,5
cambriolages de logements	2,7	2,0	1,7	1,5	2,5	2,4	2,1	1,4	0,7	1,2	2,2	1,8
vols de véhicules	1,0	5,4	0,7	1,1	1,4	0,7	0,6	1,5	0,7	1,9	0,6	0,7
vols dans les véhicules	1,1	1,4	1,9	0,6	0,9	1,5	1,3	1,5	1,1	1,1	1,3	1,3
vols d'accessoires sur véhicules	1,9	0,8	1,5	0,8	0,9	2,9	1,0	0,8	0,7	1,2	1,4	1,2

Note: La valeur CVS d'une variable à une date mensuelle varie selon la période sur laquelle la série est désaisonnalisée. Le tableau synthétise le taux d'écart entre le minimum et le maximum de ces valeurs CVS. Chaque période de calcul des séries CVS commence en janvier 2008 et s'achève entre mai 2016 et mai 2017. Pour chaque date mensuelle depuis janvier 2008 et pour chaque variable, le calcul est effectué sur autant de données que de périodes de calcul CVS englobant cette date. Pour chaque date mensuelle, le taux d'écart est calculé entre les valeurs minimale et maximale obtenues par les estimations faites mensuellement entre mai 2016-mai 2017, puis le maximum de ce taux est calculé par mois de l'année (janvier à décembre). Ainsi, le tableau donne une mesure de l'incertitude maximale autour de la valeur CVS, due au traitement statistique.

Note de lecture: Le nombre de vols avec armes d'août 2015 est estimé en CVS-CJO à 1 006 sur la période de désaisonnalisation janvier 2008-mai 2017, à 979 avec une donnée mensuelle supplé-

⁸ Il n'est pas possible actuellement de reconstituer des données selon la nouvelle définition sur la période de 5 ans nécessaire à une désaisonnalisation par la procédure X11.

⁹ En simplifiant, la moyenne mobile utilisée pour estimer la saisonnalité de cette série porte sur 5 ans, pour chaque mois de l'année.

mentaire et à 928 avec les données jusqu'en mai 2017. Même pour cette variable, ce cas est exceptionnel: pour les autres mois d'août, la révision est d'au plus 3.3%.

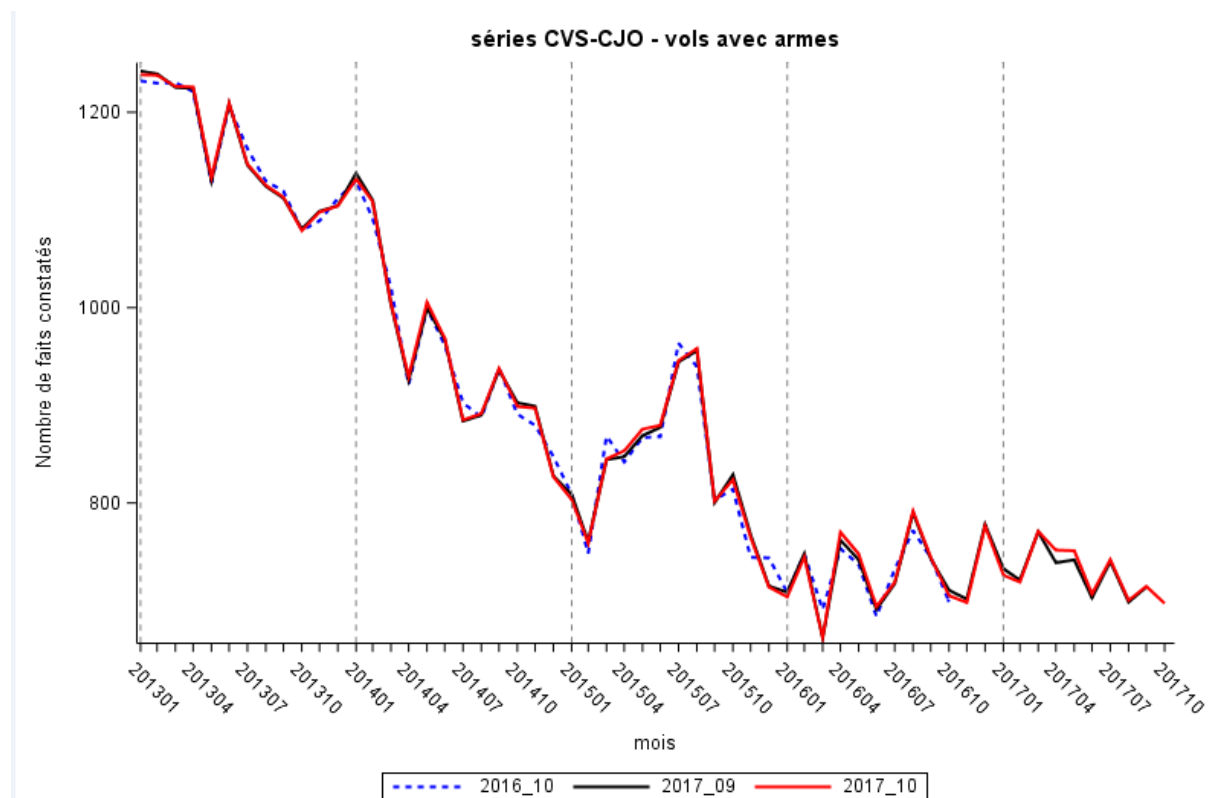
Une fluctuation de la valeur CVS est prévisible dans les mois suivants sa date de référence¹⁰. Cependant, les révisions restent du même ordre de grandeur quand on se limite aux chiffres qui ont plus d'un an (tableau suivant).

Taux de révision sur la période postérieure d'un an, en %

indice	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
vols avec armes	3,0	2,8	2,3	2,7	2,3	0,9	2,1	3,3	3,2	1,2	2,5	2,0
vols violents sans arme	1,4	3,1	2,4	1,3	0,7	1,6	1,2	1,7	0,4	0,5	0,8	0,6
vols sans violence contre des personnes	0,6	2,1	0,6	0,4	0,5	0,7	0,7	0,4	0,4	0,6	0,6	0,4
coups et blessures volontaires	1,5	0,7	2,6	1,9	6,6	3,2	2,9	2,7	1,2	0,8	1,7	1,5
cambriolages de logements	2,0	2,0	1,1	1,5	1,4	1,3	1,3	1,0	0,7	1,2	2,2	1,8
vols de véhicules	1,0	5,4	0,7	0,5	0,9	0,6	0,4	1,0	0,7	1,0	0,5	0,5
vols dans les véhicules	0,8	1,0	1,4	0,4	0,6	0,9	0,9	0,9	0,8	0,7	0,8	0,9
vols d'accessoires sur véhicules	1,5	0,6	1,2	0,6	0,9	2,0	0,8	0,4	0,6	0,7	1,4	1,0

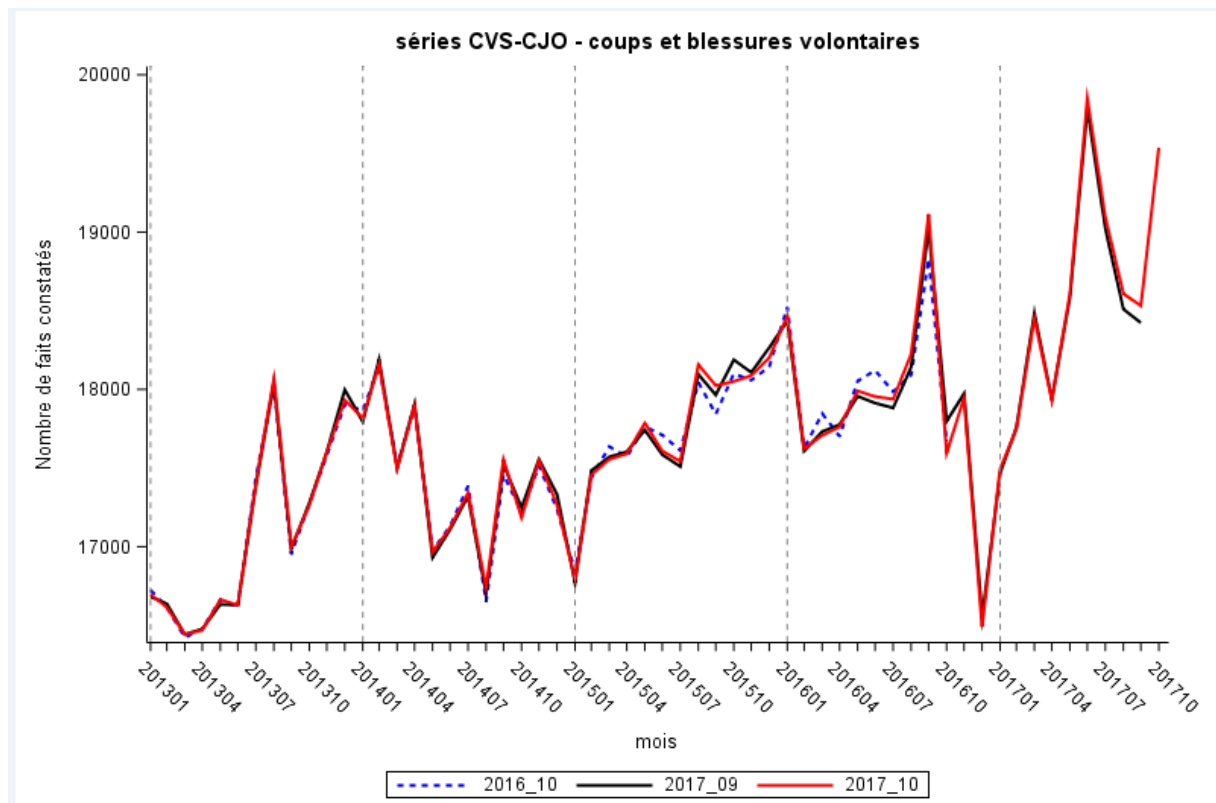
Note: Le calcul est effectué ici sur les valeurs CVS-CJO estimées au moins 12 mois après le mois de référence.

Les deux graphiques suivants illustrent que même pour les deux séries les plus révisés, les profils des séries CVS-CJO restent très similaires.



¹⁰ L'estimation de la saisonnalité par une technique de moyenne mobile nécessite d'extrapoler la fin de la série par un modèle Arima.

Note: La courbe en bleu pointillé correspond aux données de la publication portant sur le mois d'octobre 2016, le trait noir représente la CVS-CJO calculée sur les données jusqu'en septembre 2017 et la dernière courbe est calculée sur toutes les données mensuelles jusqu'en octobre 2017.



Le cas des cambriolages de logements montre que la révision de la CVS-CJO ne mène pas systématiquement à réduire l'amplitude des fluctuations temporelles.

