

**Commission économique pour l'Europe****Groupe d'experts sur les indices des prix à la consommation****Treizième session**

Genève, 2-4 mai 2016

Point 1 a) de l'ordre du jour provisoire

Données scannées**Le traitement des données scannées dans l'IPC néerlandais :
nouvelle méthode et premières expériences****Document établi par Statistics Netherlands***Résumé*

Le présent document expose une nouvelle méthode pour le traitement des données sur les transactions électroniques et le calcul des indices de prix dans le but d'atténuer les différences existant entre les méthodes utilisées pour différents détaillants et biens de consommation dans l'IPC néerlandais. On ne peut calculer des indices de prix valables que si les produits sont homogènes. Les GTIN (codes-barres) présentent le degré d'homogénéité le plus élevé. Toutefois, leur utilisation peut être compromise dans les cas de « réintroduction », à savoir la modification du code-barres des articles repositionnés sur le marché. Les anciens et les nouveaux GTIN doivent être mis en relation si l'on veut saisir d'éventuelles hausses de prix. C'est possible grâce aux codes de produits propres aux détaillants (unités de gestion des stocks) ou sinon par le biais des caractéristiques des articles. Une analyse de sensibilité est proposée pour la sélection des attributs des articles qui quantifie les effets additionnels de ces attributs sur la variation des prix. La procédure de sélection peut bénéficier en parallèle des services de spécialistes des questions de consommation. Suivant la nouvelle méthode proposée, les indices sont calculés en faisant le rapport entre un indice du chiffre d'affaires et un indice des quantités pondérées. Il s'agit en fait de la méthode Geary-Khamis appliquée au domaine temporel. Les pondérations par les quantités des produits homogènes sont calculées à partir des prix et des quantités enregistrés chaque mois pendant l'année de publication. Les pondérations, qui sont actualisées chaque mois, sont utilisées pour calculer les indices directs pour le mois de référence. Cette méthode ne donne pas lieu à une dérivation en chaîne (chain drift) car les indices de prix coïncident avec la version transitive de la méthode à la fin de chaque année.



Les comparaisons réalisées avec deux variantes de la méthode portent à croire que le biais de substitution est négligeable. En janvier 2016, la nouvelle méthode a remplacé, pour les téléphones portables, la méthode par échantillonnage actuellement utilisée pour l'IPC. Le document s'achève sur les premières expériences acquises de la méthode.

I. Introduction

1. Les données scannées présentent des avantages manifestes par rapport à la collecte traditionnelle de données d'enquête, notamment parce que ces ensembles de données assurent une meilleure couverture des articles vendus, qu'ils renferment des informations complètes sur les transactions (prix et quantités) et que le processus de collecte est automatisé. Malgré le potentiel offert par les données scannées, les organismes de statistique restent peu nombreux à les utiliser pour l'établissement de leur IPC, mais leur nombre a toutes les chances d'augmenter dans les années à venir¹.

2. Par données scannées on désigne des données relatives aux transactions qui précisent le chiffre d'affaires et le nombre d'articles vendus par GTIN (code-barres). Lorsqu'elles ont été introduites dans l'IPC néerlandais en 2002, ces données portaient sur deux chaînes de supermarché. En janvier 2010, elles ont été étendues à six de ces chaînes dans le cadre de la refonte de l'IPC (de Haan, 2006 ; van der Grient et de Haan, 2010 ; de Haan et van der Grient, 2011). Actuellement, on utilise les données scannées de 10 chaînes de supermarché et l'on ne mène plus d'enquêtes dans ces établissements depuis janvier 2013. Des données scannées provenant d'autres détaillants entrent également dans le calcul de l'IPC. D'autres types de données électroniques contenant à la fois des informations sur les prix et les quantités sont obtenus des agences de voyage pour les prix des carburants et les téléphones portables. Plus de 20 % de l'IPC néerlandais se fonde sur des données sur les transactions électroniques (en fonction des pondérations de la COICOP de 2015).

3. Le passage du relevé de prix traditionnel à l'exploitation des données sur les transactions électroniques a ouvert de nouvelles possibilités pour l'établissement de méthodes de calcul des indices. L'idéal consisterait à élaborer une méthode qui utilise à la fois les prix et les quantités et qui traite les transactions de la totalité des GTIN au lieu de prélever un échantillon². Comme l'on dispose de milliers de GTIN par détaillant, la question est de savoir comment trouver des solutions efficaces et satisfaisantes. Ce processus s'est révélé complexe au fil des années, comme en témoigne la diversité des méthodes suivies pour les différents détaillants et biens de consommation dans l'IPC néerlandais (Walschots, 2016). La méthode employée actuellement pour les données scannées des supermarchés vise à traiter tous les GTIN mais d'autres détaillants s'appuient toujours sur des échantillons d'articles.

4. Alors même que la recherche de nouvelles données électroniques se poursuit, certains se sont demandé si une méthode générique pouvait être établie pour le calcul des indices qui s'applique à différents types de biens de consommation et puisse régler les problèmes que certaines méthodes en vigueur ne résolvent pas de façon entièrement satisfaisante (dont le problème de la « réintroduction » et, par corrélation, de la définition des produits homogènes). Cette méthode pourrait alors être progressivement appliquée aux ensembles de données en cours de production.

5. La section II donne un aperçu général de la nouvelle méthode de traitement des données sur les transactions électroniques. Elle a pour objet de montrer comment cette nouvelle méthode s'inscrit dans le système de l'IPC. La méthode a deux objectifs : 1) traiter tous les GTIN, ce qui permet d'abandonner l'approche traditionnelle consistant à sélectionner un panier de marchandises ; et 2) avoir une méthode de calcul de l'indice qui

¹ En Europe, six pays utiliseront des données scannées en 2016. Il est ressorti des ateliers tenus sur ce thème à Vienne (2014) et Rome (2015) que plusieurs pays étaient en attente de leurs premières données scannées, tandis que d'autres prenaient des mesures concrètes dans le but d'en acquérir.

² Dans le présent document, « article » et « GTIN » sont utilisés indifféremment.

gère la dynamique d'un assortiment dans le temps, permette d'inclure rapidement les nouveaux articles et traite efficacement les réintroductions.

6. Les sections III et VI donnent des précisions sur deux grandes composantes de la nouvelle méthode : l'homogénéité des produits et le calcul de l'indice des prix. Le problème de la réintroduction tient à ce que les GTIN ne sont pas toujours aptes à identifier à eux seuls les produits homogènes. L'homogénéité des produits devrait donc être saisie à un plus large niveau, où les GTIN pourraient être groupés. Les produits homogènes pourraient être définis en associant les GTIN qui réunissent la même série de caractéristiques. Celles-ci doivent faire l'objet de modalités de sélection. La section III décrit et illustre une méthode à cette fin.

7. Le rapport entre chiffre d'affaires et quantités vendues des articles est utilisé pour calculer les valeurs unitaires pour chaque produit homogène. Celles-ci servent au calcul des indices de prix pour ce que l'on appellera ici des « segments de consommation », lesquels se composent d'un ou plusieurs produits homogènes (par exemple un segment « t-shirts » constitué de produits définis par une ou plusieurs caractéristiques). La méthode de calcul élaborée à cette fin est décrite à la section VI.

8. La méthode de calcul de l'indice des prix utilise les prix et les quantités relevés chaque mois de l'année de publication pour le calcul et l'actualisation mensuelle des pondérations par produits. Ainsi, assez peu d'informations sont utilisées pendant les premiers mois de publication (deux mois en janvier, trois en février, etc., décembre étant le mois de référence). Les indices de prix peuvent donc fluctuer davantage que pendant le reste de l'année. Pour mieux comprendre ce phénomène, les indices de prix sont mis en comparaison avec une version transitive de la méthode, qui utilise la totalité des treize mois pour le calcul des indices de chacun des mois. On trouvera à la section V les résultats d'une vaste étude empirique réalisée dans ce contexte.

9. Une deuxième difficulté reste à vaincre, qui concerne le schéma de pondération utilisé pour le calcul des pondérations par les quantités de produits. Les prix des produits relevés chaque mois sont ajustés en fonction des indices de prix et pondérés suivant la part des quantités vendues en un mois. La méthode Geary-Khamis a fait l'objet de critiques dans les comparaisons internationales des prix car les prix des produits de base des grands pays se voient attribuer de plus fortes pondérations (fondées sur les quantités) que les plus petits pays. Si les plus grands pays se signalent par des prix plus élevés, un phénomène se produit qui semble contredire les théories économiques (selon lesquelles les consommateurs ont tendance à acheter plus quand les prix baissent). C'est ce que l'on appelle l'effet Gerschenkron qui pourrait aussi s'appliquer aux comparaisons intertemporelles (où il est connu sous le nom d'« effet de substitution »). Deux variantes de la méthode de calcul de l'indice utilisant d'autres schémas de pondération sont donc examinées et comparées avec la méthode de référence. Les résultats sont reproduits dans la section V.

10. La section VI résume les premières expériences réalisées avec la méthode de l'IPC néerlandais pour les téléphones portables. Les observations finales sont reproduites dans la section VII.

II. Description générale du nouveau cadre de traitement

11. L'introduction de diverses méthodes pour différents détaillants dans l'IPC néerlandais a rendu le système de plus en plus complexe au fil du temps. De nouveaux choix sont intervenus chaque fois qu'un nouvel ensemble de données a été ajouté au système de production. La méthode de calcul d'indices existante pour les supermarchés fait appel à différents types de filtres de prix et de chiffre d'affaires. Un indice de Jevons est

utilisé pour les agrégats élémentaires (« segments de consommation »). Les GTIN étant équipondérés (produits homogènes), les articles dont les parts de chiffre d'affaires mensuel sont inférieures à un certain seuil sont exclus. Les anciens et nouveaux GTIN des articles réintroduits ne sont pas mis en relation. Un « filtre pour les prix cassés » est appliqué aux GTIN sortants pour limiter les biais à la baisse de l'indice. Les méthodes utilisées pour les autres détaillants que les supermarchés ont recours à des échantillons afin de mieux traiter le problème de la réintroduction. Par contre, ces méthodes exigent un suivi permanent dans la mesure où le chiffre d'affaires généré par les marchandises sélectionnées comme échantillons peut diminuer suite à des réassorts.

12. C'est pour toutes ces raisons que l'on a étudié la possibilité d'établir une méthode générique destinée à réduire les différences méthodologiques dans l'IPC néerlandais. La nouvelle méthode met l'accent sur trois sources de différences méthodologiques :

- Traitement des données. La nouvelle méthode vise à un traitement intégral des données, à l'encontre du concept traditionnel de calcul des indices de prix pour des paniers de marchandises. Les restructurations de plus en plus fréquentes des assortiments et les dynamiques qui en résultent doivent être prises en compte dans une méthode de calcul d'indice.
- Différenciation et homogénéité des produits. En principe, le niveau du GTIN est le niveau d'homogénéité le plus détaillé. Ce niveau peut être choisi pour la définition de produits individuels dans les cas où il n'y a pas de réintroduction. Sinon, un niveau moins détaillé de différenciation de produits est nécessaire pour relier les GTIN des articles réintroduits. Les options possibles à cet égard sont décrites dans la section suivante.
- Calcul de l'indice des prix. Le but recherché est une méthode de calcul d'indice permettant de traiter toutes les transactions, ce qui exige que les nouveaux articles soient rapidement inclus au cours de l'année de publication.

13. On trouvera ci-après un résumé des modalités selon lesquelles la nouvelle méthode est actuellement intégrée dans le système de production de l'IPC. Le traitement des données électroniques dans l'IPC néerlandais peut être approximativement subdivisé en quatre étapes :

- 1) Lecture et vérification des données ;
- 2) Mise en relation des articles/GTIN et des classes de la COICOP ;
- 3) Calcul des prix et des indices de prix pour les « niveaux d'agrégats inférieurs » ;
- 4) Calcul des indices de prix pour les codes COICOP et l'indice général des prix à la consommation.

14. La première étape consiste à lire les fichiers de données et à effectuer des vérifications de base sur les données pour établir notamment l'exactitude et l'exhaustivité des enregistrements et de leurs variables et opérer les contrôles afférents aux quantités vendues assorties de la valeur zéro (qui sont isolées avant le calcul des prix unitaires). Les trois étapes suivantes sont décrites de façon plus détaillée dans le graphique de la figure 1. Les « niveaux d'agrégats inférieurs » mentionnés à l'étape 3 se répartissent sur trois niveaux qui sont décrits plus bas.

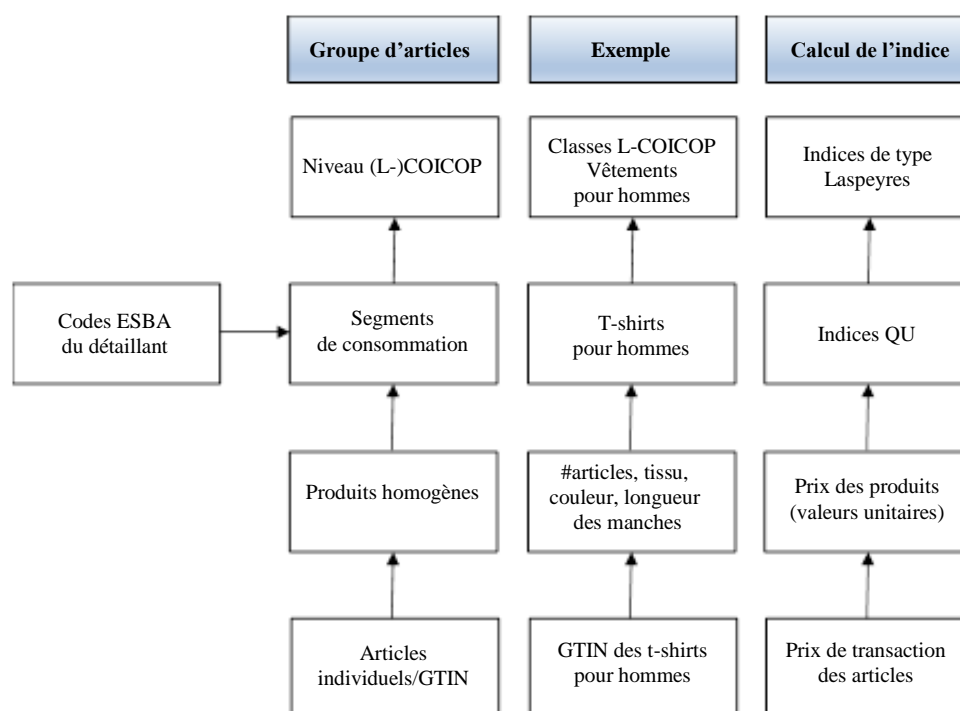
1. Niveaux des groupes d'articles

15. Les biens de consommation et les services sont subdivisés en codes COICOP dans l'IPC. Le niveau de publication le plus détaillé de la nomenclature de la COICOP est appelé « L-COICOP » dans l'IPC néerlandais³. Les données scannées renferment des données sur les transactions au niveau des GTIN. De nouvelles subdivisions sont opérées entre le niveau L-COICOP et le niveau GTIN. Les GTIN individuels peuvent être constitués en groupes, que nous appelons « produits homogènes ». Ces produits et les articles sous-jacents doivent être reliés aux classes L-COICOP. Pour plus d'efficacité, il importe de demander aux détaillants leur propre classification GTIN (il s'agit des codes « ESBA » dans le système néerlandais).

16. Nous prenons habituellement le niveau des codes ESBA le plus détaillé pour mettre en relation les GTIN et les codes COICOP. Toutefois, les codes ESBA les plus détaillés peuvent encore recouvrir plus d'une classe COICOP, aussi devons-nous définir un niveau intermédiaire entre le niveau L-COICOP et les produits homogènes. Ce niveau intermédiaire, qui est celui des « segments de consommation », peut être dérivé de caractéristiques GTIN plus détaillées (voir la section suivante pour plus de précisions). Suivant la façon dont nous appliquons la méthode, les segments de consommation représentent des types d'articles comme les t-shirts pour hommes, les chaussettes pour hommes, les téléphones portables et le chocolat. Chacun de ces segments contient une série de produits homogènes. Pour les t-shirts, un produit peut contenir des GTIN qui ont le même nombre d'articles par emballage, la même longueur de manche, le même tissu et la même couleur. Nous obtenons ainsi une partition emboîtée d'articles individuels/GTIN de différents niveaux, comme le montre la figure 1.

³ Les classes L-COICOP sont définies au niveau à cinq chiffres au maximum (suivant la division de la COICOP).

Figure 1
Niveaux des groupes emboîtés d'articles individuels dans l'IPC et définitions des prix et calculs de l'indice des prix à ces niveaux dans la nouvelle méthode



2. Calcul des indices des prix

17. À chaque niveau de la figure 1 nous devons soit définir des prix soit établir une méthode de calcul des indices de prix. Le prix d'un article individuel est son « prix de transaction », c'est-à-dire le chiffre d'affaires divisé par le nombre d'articles vendus (il en résulte une valeur unitaire au niveau des GTIN). Il en est de même pour les produits homogènes. Le chiffre d'affaires et les quantités vendues résultent des ventes cumulées d'articles relevant du même produit ; la valeur unitaire est obtenue en divisant le premier par les seconds.

18. Les valeurs unitaires et quantités vendues correspondant aux produits homogènes sont ensuite utilisées pour calculer un indice des prix pour chaque segment de consommation. Une méthode de calcul est mise au point à cet effet, appelée « méthode QU », qui est décrite à la section IV. Les indices de prix pour les segments de consommation sont alors agrégés aux classes L-COICOP et aux niveaux plus élevés suivant des indices de type Laspeyres, moyennant des pondérations fondées sur le chiffre d'affaires de l'année précédente⁴.

⁴ L'agrégation pourrait aussi s'appliquer au niveau de la COICOP au moyen de la méthode QU, en effectuant la sommation du chiffre d'affaires et des quantités pondérées au numérateur et au dénominateur de la formule de l'indice (1) sur les segments de consommation (voir sect. IV. A). Les travaux de recherche préliminaires ont fait ressortir des différences négligeables entre les deux méthodes d'agrégation au niveau L-COICOP.

III. Segments de consommation et homogénéité des produits

19. Afin d'opérer les choix nécessaires concernant les segments de consommation et les produits homogènes, les organismes de statistique devraient demander aux détaillants des renseignements sur les caractéristiques des articles et les classifications des articles qu'ils utilisent à leurs propres fins (ESBA). Les renseignements sur les caractéristiques des articles peuvent figurer dans les descriptifs desdits articles ainsi que dans les ESBA détaillés. Les expériences que nous avons acquises des ensembles de données électroniques montrent que ces renseignements peuvent être fournis sous divers formats par différents détaillants. Par exemple, dans les données scannées des drugstores, les variables d'enregistrement sont indiquées dans des colonnes séparées (Chessa, 2013). Mais les informations sur les caractéristiques des articles peuvent aussi figurer exclusivement dans les chaînes de texte des descriptions données par les GTIN.

20. Le premier exemple est le format de données nettement privilégié car il permet d'obtenir immédiatement les segments et les biens de consommation et les GTIN peuvent être automatiquement assignés aux deux niveaux de groupes d'articles et reliés à la nomenclature COICOP. Dans le deuxième cas, une forme ou une autre de fouille de textes (text mining) devra s'appliquer pour extraire des informations sur les caractéristiques des articles et les inscrire dans des colonnes séparées. L'extraction de connaissances n'entre pas dans le champ du présent document et ne sera donc pas évoquée plus avant.

21. Les segments de consommation se définissent comme des ensembles de produits homogènes. Suivant l'expérience que nous avons acquise de la nouvelle méthode à ce jour, ils se définissent comme des « types d'article ». Les types d'article peuvent à leur tour se définir de façon de plus en plus détaillée (par exemple, différents types de chaussettes regroupés en un seul segment, ou les chaussettes de sport, les chaussettes thermiques et les chaussettes de randonnée constituant des segments distincts). Après les premiers essais réalisés avec les données scannées des grands magasins, nous avons décidé de définir les segments de consommation comme un niveau général de type d'article (par exemple, chaussettes de sport, thermiques et de randonnée pour hommes regroupées en un segment « chaussettes pour hommes »). Nous pensons que ce choix exige moins de maintenance mensuelle du système qu'une définition plus détaillée des segments, et moins d'imputations dans l'indice.

22. Une fois définis les segments de consommation, il reste à savoir comment définir les produits homogènes. Avant de poursuivre, nous devons introduire les termes qui suivent. Par « caractéristique » d'un article nous entendons une instance, une valeur spécifique que l'article peut prendre. Cette valeur appartient à un ensemble, ou une classe plus large, que nous appelons « attribut ». Par exemple, « blanc » est une caractéristique de t-shirt qui appartient à l'attribut « couleur ».

23. Le problème de la réintroduction tient une part essentielle dans le choix de l'approche qui sera suivie pour définir les produits. La stratégie pourrait se dérouler à peu près comme suit :

1) S'il n'y a pas de réintroduction dans un type d'assortiment spécifique, le choix des GTIN s'impose naturellement pour les produits homogènes ;

2) S'il arrive que l'on fasse des réintroductions, alors un plus large niveau de différenciation des produits sera nécessaire pour associer différents GTIN dans le même groupe. Un ensemble de données devrait contenir des informations additionnelles sur les articles outre les GTIN, le chiffre d'affaires et les quantités vendues afin d'établir des correspondances avec les GTIN. Les possibilités ci-après sont envisageables :

a) Les anciens et nouveaux codes GTIN pourraient être appariés au moyen des codes de produits internes des détaillants ou des unités de gestion des stocks (UGS).

Les détaillants assignent généralement les mêmes UGS aux articles qui remplacent les produits à la vente supprimés de l'assortiment ;

b) Si l'on ne dispose pas des UGS, ou si on ne peut pas les utiliser pour une raison quelconque, on peut alors mettre en correspondance différents GTIN lorsqu'ils partagent les mêmes caractéristiques d'article.

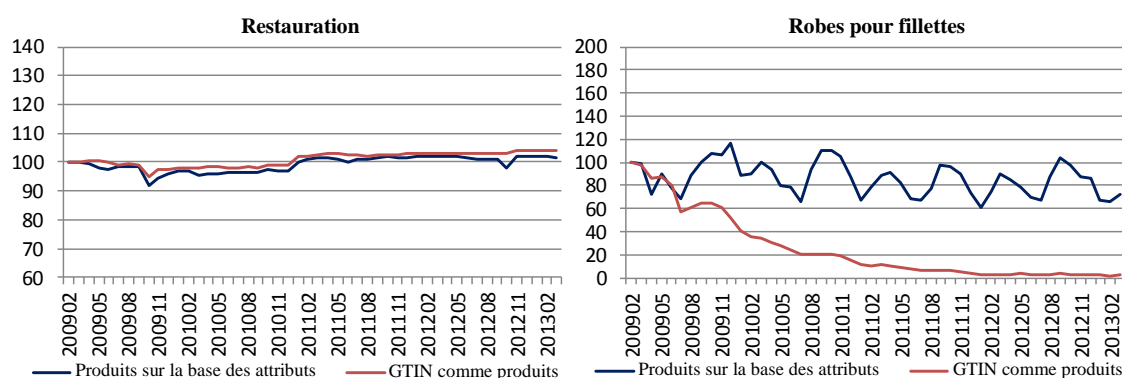
24. La marche à suivre suivant les scénarios 1 et 2a semble évidente. Après avoir choisi les GTIN ou les UGS, on définit les produits pour pouvoir calculer les indices de prix. Le scénario 2b doit être examiné plus avant. La question fondamentale est de savoir quelles caractéristiques choisir et quelle approche adopter à cette fin. Avant de poursuivre, certains exemples sont donnés qui illustrent la pertinence (ou non) des GTIN pour la différenciation des produits.

25. La figure 2 donne les indices de prix à deux niveaux de différenciation des produits pour la restauration et pour les robes pour fillettes d'un grand magasin néerlandais. L'assortiment des restaurants est stable dans le temps. En conséquence, le calcul des indices de prix à l'aide des GTIN ne pose pas problème. La différenciation des produits à partir d'une série limitée d'attributs (type de repas ou de boisson, taille et arôme) donne un indice des prix qui se situe même légèrement en dessous de l'indice des prix pour les GTIN comme produits. Il est donc conseillé dans ces cas d'utiliser les GTIN comme produits. L'homogénéité des produits ne pose pas problème, aucune fouille de texte n'est nécessaire et qui plus est, ce choix devrait exiger moins de main d'œuvre pour la maintenance du système.

26. Les deux indices de prix diffèrent considérablement concernant les robes pour fillettes. L'assortiment est renouvelé chaque année. De nouveaux articles de réassort aux caractéristiques similaires entrent dans le magasin à des prix initiaux élevés qui baissent rapidement les mois qui suivent. Cela explique pourquoi l'indice relatif aux GTIN baisse rapidement ; il se rapproche de zéro dans un délai d'environ trois ans. Les UGS ne sont pas disponibles de sorte que la seule solution est de mettre les codes GTIN en relation au moyen des caractéristiques des articles (type de robe, tissu et couleur ; la taille et la coupe n'ont pas eu d'influence sur l'index). L'indice des prix qui en résulte trace un comportement plus plausible, qui manifeste aussi une variation saisonnière.

Figure 2

Indices des prix pour la restauration et les robes pour fillettes d'un grand magasin néerlandais, pour deux choix de différenciation des produits. Les indices de prix sont calculés avec la méthode décrite à la section IV (février 2009 = 100)



27. La mise en correspondance des GTIN sur la base des caractéristiques d'articles soulève un certain nombre de questions. L'un des problèmes qui peuvent se poser concerne le caractère suffisant ou non de l'information fournie par le détaillant. Le rôle des

spécialistes des questions de consommation des ONS est important à cet égard. Il devrait être fait appel à leur compétence pour établir des listes d'attributs pertinents avant que le détaillant ne fournisse les données. D'autre part, les détaillants peuvent ne pas être en mesure ni disposés à fournir tous les renseignements demandés. L'un des moyens de compléter l'information manquante dans les données sur les transactions électroniques est d'utiliser des logiciels de « web scraping » (extraction automatique de contenus disponibles sur le Web).

28. Il convient de se demander ensuite quels attributs devraient être sélectionnés. Les ONS devraient simplement décider de sélectionner tous les attributs disponibles dans les données. Toutefois, certaines situations justifient le choix d'un sous-ensemble d'attributs. On peut avoir à extraire les caractéristiques des articles des descriptions données par les GTIN. Ces ensembles de données exigent la gestion de listes de mots clefs permettant de retrouver les caractéristiques. Les détaillants pourraient modifier le codage d'une caractéristique dans une chaîne de texte. Ils pourraient aussi omettre des caractéristiques dans les données qu'ils fourniront à l'avenir. Il est donc généralement utile d'établir si un ensemble minimum d'attributs suffit à décrire un indice des prix avec exactitude. Ce qui suppose bien sûr que l'on définisse ce qui est « suffisant » et « exact ».

29. Les travaux traditionnels du spécialiste des questions de consommation pourraient être complétés par une analyse de sensibilité visant à quantifier l'impact des attributs sur un indice des prix. La procédure de sélection des attributs d'article pourrait comprendre les étapes suivantes :

1) Pour un segment de consommation donné, le spécialiste des questions de consommation choisit un certain nombre d'attributs qu'il ou elle juge pertinents. Cela permet de dégager une série initiale d'attributs ;

2) Un indice des prix est calculé pour le segment de consommation en suivant la méthode décrite à la section VI. Les GTIN qui partagent les mêmes caractéristiques, choisis lors de l'étape 1, sont combinés dans le même produit ;

3) Une analyse de sensibilité est effectuée : un attribut qui n'a pas été choisi lors de l'étape 1 est maintenant ajouté et l'indice des prix est recalculé. Si l'indice des prix change « de manière significative », alors l'attribut est ajouté. Cette étape peut se répéter avec d'autres attributs. Les attributs peuvent aussi être omis lorsque leur impact sur l'indice des prix est négligeable.

30. On trouvera ci-après un exemple d'analyse de sensibilité.

31. La nouvelle méthode est à l'essai avec les données scannées du grand magasin néerlandais dont il est fait mention plus haut. Une fouille de texte a été réalisée sur cet ensemble de données afin d'extraire des caractéristiques d'article des descriptions données par les GTIN. On procède ainsi pour les segments de consommation lorsque des réintroductions sont pratiquées, en particulier pour les vêtements (voir fig. 2). Les produits alimentaires et les boissons non alcoolisées (COICOP 01) et la restauration (COICOP 11) sont différenciés en prenant les GTIN comme produits homogènes. En conséquence, il n'a pas été nécessaire d'extraire des connaissances pour ces deux classes COICOP (tout au moins jusqu'ici).

32. Des listes de mots clefs ont été établies pour chaque caractéristique d'article afin de faire des recherches dans les descriptions données par les codes GTIN. Les données historiques pour la période allant de février 2009 à mars 2013 ont été initialement utilisées à cette fin (le délai a maintenant été prorogé pour établir la méthode qui sera utilisée pour l'IPC). Le présent exemple s'étend sur la période de quatre ans aux fins d'illustration.

33. Le choix des attributs des articles est illustré pour les vêtements pour hommes et pour femmes. Ces deux classes L-COICOP sont subdivisées en quatre et huit segments de consommation, respectivement, pour le grand magasin :

- Vêtements pour hommes : chaussettes, sous-vêtements, t-shirts, gilets et pull-overs ;
- Vêtements pour femmes : chaussettes, bas, vêtement de nuit, soutiens-gorge, sous-vêtements, t-shirts, gilets et pull-overs.

34. Le spécialiste des questions de consommation a choisi les attributs ci-après (étape 1) :

- Type de vêtement ;
- Nombre d'articles dans un emballage ;
- Tissu ;
- Caractère saisonnier (par exemple, longueur des manches) ;
- Couleur.

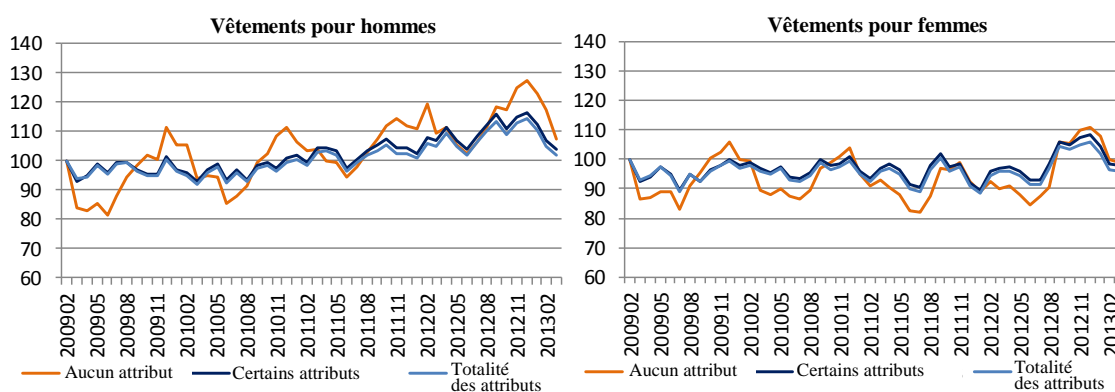
35. Certains attributs ne s'appliquent qu'à des segments de consommation spécifiques (par exemple, le caractère saisonnier s'applique aux t-shirts, pull-overs et bas, mais pas aux vêtements de nuit ni aux soutiens-gorge).

36. Les indices de prix ont été calculés pour des produits différenciés par la liste d'attributs susmentionnée. La méthode de calcul d'indice décrite à la section VI s'est appliquée à chaque segment de consommation. Ces indices de prix ont ensuite été agrégés au niveau L-COICOP en calculant des indices de type Laspeyres, les parts de chiffre d'affaire des segments de consommation de l'année précédente étant utilisés comme pondérations. L'approche illustrée dans la figure 1 a donc été utilisée.

37. Les indices de prix pour les vêtements pour hommes et femmes sont reproduits dans la figure 3. Ces indices sont comparés aux indices de prix fondés sur les indices de valeur unitaire calculés pour les segments de consommation (donc sans tenir compte des attributs) et aux indices de prix résultant de la sélection de la totalité des attributs disponibles dans les données.

Figure 3

Indices des prix des vêtements pour hommes et femmes du grand magasin, comparés aux indices fondés sur la valeur unitaire et aux indices résultant de la sélection de la totalité des attributs (février 2009 = 100)



38. Les indices de prix qui se fondent sur les attributs sélectionnés par le spécialiste des questions de consommation (lignes bleu foncé dans la figure 3) sont jugés satisfaisants. Les écarts avec les indices de prix résultant de la sélection de la totalité des attributs (lignes bleu pâle) sont faibles au niveau L-COICOP et peuvent être ignorés au niveau de l'IPC global. Les écarts entre les indices de prix d'une année sur l'autre affecteraient l'indice général des prix à la consommation d'un peu plus de 0,001 point de pourcentage en 2010 voire même de moins de 0,001 point de pourcentage en 2011 et 2012. Le tissu et la couleur pourraient même être omis sans que ces constatations n'en soient modifiées pour autant.

39. Les vêtements pour hommes et pour femmes constituent 25 % environ du poids du grand magasin dans l'IPC néerlandais. Les produits sont différenciés au niveau des GTIN pour les classes 01 et 11 de la COICOP aussi n'y a-t-il aucune incertitude quant à la sélection des attributs dans ces cas. Ces classes COICOP contribuent aussi pour un quart environ à l'indice général des prix du grand magasin. Les attributs sélectionnés par le spécialiste des questions de consommation permettront donc d'obtenir des indices de prix fiables, avec une marge qui devrait s'établir à environ un ou deux millièmes de point de pourcentage au niveau général de l'IPC, l'assortiment intégral du grand magasin étant couvert.

40. Dans le cadre d'un programme de révision, auquel peuvent participer différents détaillants, les marges notifiées peuvent être considérées comme plus qu'acceptables. Dans une situation faisant intervenir, par exemple, cinq détaillants, on pourrait fixer une marge de tolérance de 0,01 point de pourcentage par détaillant. L'impact des attributs non sélectionnés sur les cinq détaillants pris ensemble ne serait visible qu'au niveau de l'IPC, dans la mesure où les chiffres sont publiés jusqu'au dixième point de pourcentage. Ces idées pourraient servir de principe directeur au moment où l'on cherchera une solution au problème du choix des attributs dans la pratique, non seulement lorsqu'il s'agira de définir les produits avant de mettre une méthode en production mais aussi de contrôler les attributs une fois la production commencée. Il faudra se familiariser davantage avec ces questions à compter de cette année pour le calcul de l'IPC néerlandais.

IV. Méthode de calcul de l'indice pour les segments de consommation

A. Formule de l'indice des prix

41. Une fois que les segments de consommation et les produits homogènes de chaque segment ont été définis, il faut déterminer par quelle méthode les indices pourraient être calculés. Les aspects ci-après sont entrés en ligne de compte pour le choix d'une méthode de calcul de l'indice :

- Au vu de l'objectif de traitement de l'intégralité des données et de la dynamique en constante évolution de l'assortiment, la méthode de calcul devrait permettre d'incorporer directement les nouveaux produits, c'est-à-dire au cours de l'année de publication, sans attendre le mois de référence suivant ;
- La méthode ne devrait pas se solder par une dérivation en chaîne ;
- Un indice des prix devrait se ramener à un indice de la valeur unitaire quand tous les produits sont homogènes.

42. Avant de donner les formules qui sous-tendent la méthode de calcul de l'indice, nous devons présenter la notation utilisée. Considérons que G_0 et G_t sont des séries de produits homogènes dans un segment de consommation G aux périodes 0 et t . Les séries de

produits homogènes aux périodes 0 et t peuvent différer. Considérons que $p_{i,t}$ et $q_{i,t}$ sont les prix et les quantités vendues pour le produit $i \in G_t$, respectivement, pendant la période t^5 .

43. L'indice de prix pour la période t par rapport à une période de référence, disons 0, est désigné par P_t . La formule suivante est proposée pour le calcul des indices de prix :

$$P_t = \frac{\sum_{i \in G_t} P_{i,t} q_{i,t} / \sum_{i \in G_0} P_{i,0} q_{i,0}}{\sum_{i \in G_t} v_i q_{i,t} / \sum_{i \in G_0} v_i q_{i,0}}. \quad (1)$$

44. Le numérateur est un indice du chiffre d'affaires et le dénominateur un indice des quantités (ou du « volume ») pondérés. Les paramètres spécifiques du produit, ou pondérations par les quantités, v_i sont les seuls facteurs inconnus dans la formule (1). Les choix concernant le calcul des v_i sont décrits dans la section VI. B.

45. La formule de l'indice des prix (1) peut s'écrire sous la forme compacte suivante :

$$P_t = \frac{\bar{p}_t / \bar{p}_0}{\bar{v}_t / \bar{v}_0}, \quad (2)$$

où \bar{p}_t et \bar{v}_t sont les moyennes arithmétiques pondérées des prix et des v_i , respectivement, rapportées à la série de produits relevant de la période t, c'est-à-dire,

$$\bar{p}_t = \frac{\sum_{i \in G_t} P_{i,t} q_{i,t}}{\sum_{i \in G_t} q_{i,t}}, \quad (3)$$

$$\bar{v}_t = \frac{\sum_{i \in G_t} v_i q_{i,t}}{\sum_{i \in G_t} q_{i,t}}. \quad (4)$$

46. On remarquera que le numérateur (2) est égal à l'indice de valeur unitaire, alors que les valeurs unitaires se définissent comme le ratio de la somme du chiffre d'affaires et de la somme des quantités vendues et de la série de produits d'un segment de consommation, comme l'indique l'équation (3).

47. Si les produits d'un segment de consommation sont homogènes, alors les v_i de tous les produits ont la même valeur. Dans ce cas spécial, l'indice des prix (1) se ramène à un indice de valeur unitaire, une propriété que nous avons imposée à la méthode de calcul. Dans le cas plus général où un ensemble de produits n'est pas homogène, l'indice de valeur unitaire doit être ajusté. La formule de l'indice des prix (1) exprime avec précision la modalité d'ajustement, qui est le dénominateur de (2). Cette modalité mesure les variations des modes de consommation entre les différentes périodes. Une évolution en faveur des produits dont les poids sont plus élevés (« de qualité ») influe à la hausse sur l'indice de volume et, en conséquence, produit une baisse concomitante de l'indice des prix.

48. Comme la méthode est ajustée en fonction des transferts entre produits de différente qualité, nous appelons indice (1)-(2) un « indice de valeur unitaire ajusté en fonction de la qualité » (« indice QU » en abrégé).

⁵ Le présent document adopte une autre notation que la notation de temps communément utilisée en partie haute dans les prix, les quantités et les indices. Ici, la préférence est donnée à la notation des indices de produits et de temps en partie basse. L'idée est de réserver l'exposant à d'autres fins (voir Chessa (2015), sect. II. C).

B. Choix concernant les v_i

49. Les pondérations par les quantités v_i font partie de l'indice du volume. Aussi jouent-elles un rôle central dans la décomposition de la variation du chiffre d'affaires en variation des prix et variation du volume. Les méthodes classiques permettant de calculer un indice des prix au moyen d'un indice de quantités pondérées utilisent les prix pour la définition des v_i , qui sont maintenues constantes d'une certaine manière. Plusieurs exemples sont donnés ci-dessous, qui se posent comme des cas spéciaux de l'indice générique QU (1)-(2).

50. La formule (1) peut être considérée comme une famille d'indice des prix. Si nous considérons les v_i égales aux prix des produits issus de la période de publication t , alors (1) se ramène à un indice de Laspeyres. Si les v_i sont considérées égales aux prix des produits vendus pendant la période de référence 0, il résulte que (1) se transforme en indice des prix de Paasche. L'utilisation d'informations sur les prix et les quantités recueillies pendant les deux périodes nous mène à un indice de type Lowe :

$$P_t = \frac{\sum_{i \in G_0 \cap G_t} P_{i,t} h(q_{i,0}, q_{i,t})}{\sum_{i \in G_0 \cap G_t} P_{i,0} h(q_{i,0}, q_{i,t})}, \quad (5)$$

où h est la moyenne harmonique des quantités vendues pendant les deux périodes.

51. Les trois cas spéciaux ne permettent pas de prendre en compte les nouveaux produits pendant l'année de publication, à moins d'opérer une forme ou une autre d'imputation des prix. Le chaînage mensuel serait une solution envisageable mais étant donné les problèmes que Statistics Netherlands a rencontrés avec un indice-chaîne mensuel lors d'une phase d'essai à la fin des années 1990, cette option n'est pas envisagée ici⁶.

52. Les imputations de prix ne sont pas nécessaires si les v_i se fondent sur les informations sur les prix et les quantités issues de périodes multiples. Étant donné des prix et des quantités de produits correspondant à une période T , nous définissons les v_i pour le produit i comme suit :

$$v_i = \sum_{z \in T} \varphi_{i,z} \frac{P_{i,z}}{P_z}, \quad (6)$$

où

$$\varphi_{i,z} = \frac{q_{i,z}}{\sum_{s \in T} q_{i,s}} \quad (7)$$

indique la part de la période z dans le montant total de quantités vendues pour le produit i pendant la période T . Trois observations s'imposent :

- Il faut manifestement s'interroger sur la longueur de la période T qu'il convient de fixer ;
- Les v_i se définissent comme la moyenne pondérée des prix déflatés observés pendant la période T . La variation des prix est donc soustraite des prix des produits pour donner les pondérations par les quantités v_i dans l'indice de volume (1).

⁶ Cette méthode est la première que Statistics Netherlands a établie sur la base de données scannées. Elle s'est soldée par une dérivation en chaîne considérable, aussi n'a-t-elle pas été mise en production.

L'indice des prix à calculer apparaît aussi dans les v_i , qui à leur tour sont nécessaires pour calculer l'indice des prix. Dans la section IV. C, une méthode de calcul est présentée qui traite de cette caractéristique récursive de la méthode ;

- En reprenant (6)-(7) on obtient :

$$v_i = \sum_{z \in T} \frac{P_{i,z} q_{i,z}}{P_z} / \sum_{z \in T} q_{i,z} \quad (8)$$

53. L'expression (8) dit que les v_i équivalent au chiffre d'affaires « en prix constants » du produit i pendant la période T , divisé par le nombre total de produits i vendus pendant la même période. Le numérateur dans la formule (8) coïncide avec la notion de volume telle qu'elle est utilisée dans la comptabilité nationale. En ce sens, les v_i peuvent se définir comme le volume par unité de produit i vendue. Cette conformité avec la définition du volume de la comptabilité nationale est utile, par exemple, lorsque les spécialistes de la comptabilité nationale souhaitent décomposer les indices de prix à de plus bas niveaux.

54. La méthode de calcul de l'indice est entièrement décrite par les formules (1), (6) et (7). Ce système d'expressions est connu sous le nom de méthode de Geary-Khamis (GK) dans les comparaisons internationales des prix, le temps étant remplacé par le pays (Geary (1958), Khamis (1972), Balk (1996, 2001, 2012)). La terminologie « méthode QU » sera conservée dans la présente communication par suite de sa fonctionnalité que traduit l'expression (2). En outre, les expressions (1)-(2) représentent une famille de formules d'indices dont la méthode GK est un exemple. On peut faire plusieurs autres choix pour les v_i . La méthode sera qualifiée de « méthode de base » pour la distinguer de ses variantes et ailleurs dans le présent document simplement de « méthode QU ».

55. La méthode GK a été sujette à discussion essentiellement du fait de la pondération fondée sur la part de la quantité dans les v_i (Balk (1996), p. 214 ; Diewert (2011), p. 8). Le vecteur des prix internationaux des produits de base sera plus représentatif des prix des plus grands pays. Si ces derniers affichent des prix plus élevés, on considère alors que la méthode de calcul de l'indice souffre d'un « biais de substitution » ou de « l'effet Gerschenkron ». La question est de savoir dans quelle mesure cet effet se produit dans le domaine temporel. Pour y répondre, des dérogations à la méthode de base sont envisagées dans une étude empirique comparative figurant à la section V. C.

56. Les données scannées de différents détaillants ainsi que les données électroniques des téléphones portables ont été utilisées pour comparer des fenêtres temporelles d'une durée variant entre un et quatre ans. Des méthodes prévoyant des fenêtres de différentes durées ont été comparées en calculant ce que l'on appelle des « critères d'information », un type de mesures de la pertinence statistique utiles pour la comparaison des méthodes et des modèles suivant différents nombres de paramètres (Claeskens et Hjort, 2008).

57. Il n'est pas facile de faire un choix unique car différents résultats ont été obtenus pour différents types de marchandises. Ce sont finalement les fenêtres d'une durée d'un an qui se sont avérées un tout petit peu plus pertinentes pour les données scannées du grand magasin. Les fenêtres plus longues ont tendance à mieux convenir pour les données scannées des drugstores mais les écarts entre les indices de prix pour différentes longueurs de fenêtre sont négligeables dans la plupart des cas. Il en est de même pour les téléphones portables. Une fenêtre d'un an est bien adaptée à la pratique actuelle de l'IPC néerlandais et se montre avantageuse du point de vue de la maintenance du système par comparaison avec les fenêtres de plus longue durée car seuls les articles vendus dans un intervalle d'un an doivent faire l'objet d'un suivi.

C. Calcul des indices de prix dans la pratique

58. Les indices de prix sont calculés pour des fenêtres d'un an. Cela s'effectuera en prenant le mois de décembre de l'année précédente comme mois de référence, ce qui coïncide avec la pratique suivie pour l'IPC/IPCD, décembre étant le mois où s'opèrent les révisions annuelles du schéma de pondération. Les pondérations par les quantités par produit v_i sont calculées à partir des données mensuelles sur les prix et les quantités collectées l'année de publication. C'est une importante divergence par rapport aux méthodes traditionnelles qui présente plusieurs avantages : les pondérations par les quantités se fondent sur les modes de consommation courants et les nouveaux produits peuvent être inclus dans les calculs d'indices en temps voulu.

59. La méthode, comme d'autres méthodes multilatérales similaires, se distingue aussi par le fait que les indices de prix et de quantités sont transitifs pour les v_i fixes. Nous désignons l'indice transitif comme « indice de référence ». Les v_i sont calculées à partir des prix et des quantités de produits sur toute la durée de la fenêtre complète de treize mois. Or on ne dispose de l'ensemble complet de prix et de quantités annuels que le dernier mois de l'année, aussi les pondérations par les quantités de produits des mois précédents ne peuvent être calculées à partir des treize mois de données dans la pratique. On peut donc se demander quelle méthode pourrait être concrètement conseillée, comment actualiser les pondérations chaque mois et comment les indices résultants se situent par rapport à l'indice de référence.

60. Nous proposons l'approche ci-après pour le calcul des « indices des prix en temps réel » :

- Les v_i sont mises à jour chaque mois de publication avec les prix et les quantités de produits devenus disponibles le mois en question ;
- Les indices de prix sont calculés par rapport au mois de référence en utilisant les v_i mises à jour. Autrement dit, un indice direct est utilisé au lieu d'un indice-chaîne mensuel.

61. Ces choix permettent d'assurer que les indices de référence et en temps réel sont égaux à la fin de l'année afin que les indices en temps réel ne présentent pas non plus de dérivation en chaîne. C'est une propriété essentielle de la méthode. La question est de savoir comment les deux indices de prix se situent l'un par rapport à l'autre les mois précédents. Cela sera examiné dans la section V. B pour le grand magasin néerlandais.

62. Les indices de prix ne peuvent pas être calculés directement, comme les v_i en dépendent. Nous proposons une méthode simple qui suit un schéma itératif :

4) Supposons qu'un indice des prix pour le mois de publication t doit être calculé. Pour commencer, choisir des valeurs initiales P_z pour les indices de prix du mois de référence (disons 0) jusqu'au mois $t \geq z \geq 0$, avec $P_0 = 1$;

5) Calculer les v_i pour chaque produit vendu entre le mois de référence et le mois t en utilisant les prix et les quantités des produits jusqu'au mois t :

$$v_i = \sum_{z=0}^t \varphi_{i,z} \frac{P_{i,z}}{P_z}, \quad (9)$$

où

$$\varphi_{i,z} = \frac{q_{i,z}}{\sum_{s=0}^t q_{i,s}}. \quad (10)$$

6) Substituer les v_i obtenus à l'étape 2 dans l'expression (1) et calculer les indices de prix actualisés jusqu'au mois t ;

7) Répéter les étapes 2 et 3 jusqu'à ce que les écarts entre les indices de prix obtenus dans les deux dernières itérations soient « faibles », suivant une mesure de distance préétablie.

63. Plusieurs observations s'imposent :

- Les valeurs initiales pour les indices de prix de l'étape 1 peuvent être choisies arbitrairement, par exemple $P_0 = P_1 = \dots = P_t = 1$, car il peut être démontré que l'algorithme converge vers une solution unique. Cette solution existe dans des conditions modérées (Khamis (1972), p. 101)⁷ ;
- Les temps de calcul peuvent être réduits par la construction d'indices de prix initiaux satisfaisants. Une méthode est décrite dans Chessa (2015), qui a démontré que les indices initiaux donnent déjà de bonnes approximations des indices finaux ;
- Les v_i de l'étape 2 sont calculés en utilisant les prix et les quantités de produits du mois de référence jusqu'au mois de publication t . Cela veut dire qu'une période plus courte est utilisée au début de chaque année. Autre possibilité, nous pourrions utiliser une fenêtre mobile d'un an et inclure des données de l'année précédente. Les résultats découlant des choix susmentionnés ont été satisfaisants comme l'ont montré les premiers résultats des essais effectués avec la méthode QU (Chessa et al., 2015). Nous conservons donc la méthode présentée plus haut à ce stade, qui est plus simple à mettre en œuvre. Nous reviendrons sur ce point dans la section V. B ;
- Les indices de prix sont recalculés pour chaque mois précédant le mois de publication. Toutefois, les indices de prix jusqu'au mois $t - 1$ ne seront pas révisés, car ce n'est pas autorisé dans l'IPC (sauf cas exceptionnels). Cela signifie que seul l'indice des prix pour le mois de publication sera retenu des calculs, lequel ne sera pas lui-même modifié lors des mois successifs.

64. Les indices de prix sont donc calculés en choisissant décembre comme mois de référence fixe et en calculant les indices directs avec des pondérations par quantités actualisées mensuelles. Krsinich (2014) adopte aussi les fenêtres d'un an, mais elle fait glisser les fenêtres qui sont décalées à chaque période de publication. Les indices de prix pour les périodes de publication sont calculés en chaînant les indices en glissement annuel à chaque décalage de fenêtre.

65. La méthode dite FEWS (pour « fixed effects window splice ») de Krsinich a également été appliquée aux données scannées du grand magasin néerlandais (Chessa, 2015). Les indices FEWS se sont révélés être très instables et ont fait état de vastes écarts par rapport aux indices pour lesquels on fait la moyenne des effets du choix du mois de référence.

⁷ Transposée dans la pratique de l'IPC, cela revient à vérifier chaque mois de publication s'il existe un produit qui a été vendu pendant le mois en cours et l'un des mois précédents. Si ce n'est pas le cas, alors l'indice des prix du segment de consommation sera imputé dans le mois de publication (par exemple, du L-COICOP correspondant).

V. Résultats et examen de certaines questions

A. Contribution de nouveaux produits

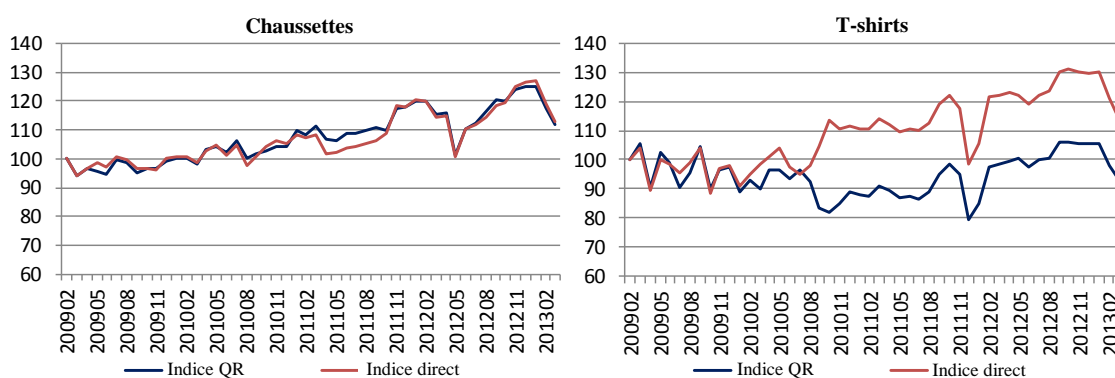
66. L'un des objectifs de la recherche d'une méthode de calcul d'indices plus générique est le traitement intégral des ensembles de données. Cela consiste à inclure de nouveaux produits dans les calculs lorsqu'ils sont introduits dans l'assortiment. La présente section donne un exemple qui montre la mesure dans laquelle les nouveaux produits peuvent contribuer à un indice des prix. Les indices QU sont comparés à l'indice bilatéral (5). Celui-ci est calculé comme un indice direct, et les nouveaux produits ne sont inclus que dans le mois de référence de l'année de publication suivante.

67. La figure 4 compare les deux indices des prix pour les chaussettes et les t-shirts pour hommes⁸. Les résultats révèlent d'importants écarts pour les t-shirts. La méthode directe ne permet pas de prendre en compte la contribution des nouveaux produits aux variations des prix pendant l'année de l'introduction dans l'assortiment. De nouveaux types de t-shirts, fabriqués en coton biologique, ont été mis en gamme en 2010 à des prix initiaux élevés, qui ont commencé à diminuer au bout de quelques mois. Cette baisse des prix est transcrite dans l'indice QU. L'indice direct n'établit que le comportement des prix de la part existante de l'assortiment, qui, contrairement aux nouveaux articles, enregistre principalement une hausse des prix en 2010.

68. Les exemples montrent qu'il est important de disposer d'une méthode de calcul d'indice dans laquelle non seulement les articles existants entrent dans les calculs, mais dans laquelle également les nouveaux articles sont inclus en temps voulu. Il s'ensuit que les v_i devraient être calculés pour les nouveaux produits dès que ceux-ci apparaissent dans un assortiment⁹.

Figure 4

Comparaison entre les indices QU en temps réel et les indices directs (5) pour les chaussettes et les t-shirts pour hommes, sur la base des données scannées du grand magasin (février 2009 = 100)



⁸ Les résultats obtenus pour les t-shirts diffèrent de ceux figurant dans Chessa (2015) et Chessa *et al.* (2015), dans la mesure où un sous-ensemble de données a été utilisé dans les documents cités. Toutefois, les conclusions sont les mêmes que dans la présente étude.

⁹ On notera toutefois que les nouveaux produits contribuent à l'indice QU dès le deuxième mois auquel ils sont vendus.

B. Comparaisons avec un indice de référence transitif

69. Les indices de prix pour les segments de consommation sont calculés suivant l'algorithme indiqué à la section IV. C, qui calcule les indices en temps réel. Les indices résultants ne sont pas susceptibles de dériver en chaîne par la construction, car ils sont égaux aux indices de référence transitifs à la fin de chaque année. Les indices de référence sont calculés chaque mois avec des pondérations par les quantités fixes annuelles par produit v_i , qui se fondent sur les données relatives aux prix et aux quantités collectées sur une période de treize mois. Dans l'indice en temps réel, les v_i sont actualisées chaque mois, ce qui soulève la question de savoir comment les indices en temps réel et de référence évoluent l'un par rapport à l'autre tout au long de l'année de publication.

70. Les indices en temps réel et de référence ont été comparés pour un large échantillon des données scannées du grand magasin néerlandais qui couvre près de 60 % du chiffre d'affaires total de quatre ans correspondant à la période de février 2009 à mars 2013. La comparaison a porté sur sept classes COICOP : produits alimentaires et boissons non alcoolisées, vêtements pour hommes, vêtements pour femmes, vêtements pour enfants et bébés, articles de ménage en textile, produits pour soins personnels et restauration. Les indices QU ont été calculés pour chaque segment de consommation dans cette nomenclature, puis agrégés aux indices COICOP et général conformément aux indices de type Laspeyres, les parts de chiffre d'affaires de l'année précédente servant de pondérations.

71. Les indices de prix globaux sont indiqués à la figure 5, pour l'ensemble des sept classes (L-)COICOP. Les écarts sont faibles tout au long de la période de quatre ans. Les indices en glissement annuel diffèrent d'un à plusieurs dixièmes de point de pourcentage. Si on fait la moyenne sur toute la période de 4 ans, les indices de prix sont égaux jusqu'au dixième point de pourcentage.

72. Les écarts au niveau des (L-)COICOP sont également faibles. Pour 6 des 28 cas (7 classes COICOP multipliées par quatre ans), les écarts en glissement annuel étaient supérieurs à 0,5 point de pourcentage. La figure 6 indique à la fois les indices de prix pour les vêtements pour hommes et pour femmes, les codes L-COICOP qui présentent les écarts les plus élevés. Mais même dans ces exemples, les indices en temps réel et de référence accusent de petits écarts. Les chiffres ne font état que de différences locales, qui se produisent principalement les premiers mois de l'année. Les indices en temps réel sont calculés à partir des données relatives aux prix et aux quantités collectés pendant quelques mois dans ces situations, ce qui explique les plus grands écarts constatés les premiers mois de certaines années.

Figure 5
**Indice en temps réel et indice de référence transitif
 pour sept classes COICOP prises ensemble pour
 le grand magasin néerlandais (février 2009 = 100)**

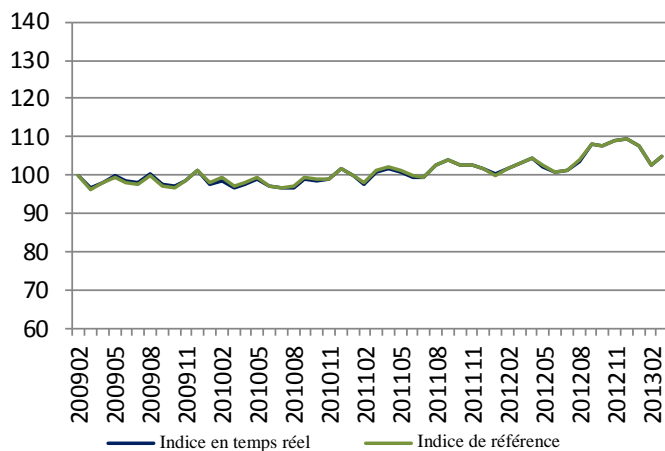
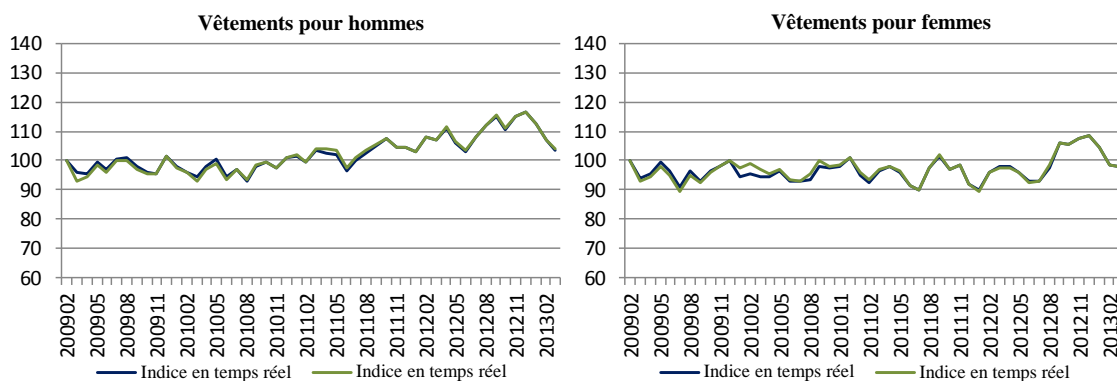


Figure 6
**Indice en temps réel et indice de référence transitif pour les vêtements pour hommes
 et pour femmes pour le grand magasin néerlandais (février 2009 = 100)**



C. Comparaisons avec deux variantes

73. Comme nous l'avons indiqué précédemment dans le présent document, la méthode Geary-Khamis a été discutée dans le cadre de comparaisons de prix internationaux pour ce qui concerne un phénomène connu sous le nom d'effet de Gerschenkron ou de biais de substitution. Les prix de référence internationaux des produits de base (soit les v_i , le temps étant remplacé par le pays) tendent vers les prix pratiqués dans les plus grands pays en raison de la pondération des prix à partir des quantités. Si les plus grands pays enregistrent des prix plus élevés que les autres pays dans la comparaison, les prix de référence qui en résultent semblent contredire la théorie économique dans la mesure où les consommateurs ont tendance à acheter ces biens en plus grande quantité quand les prix baissent.

74. La question est de savoir dans quelle mesure ce biais de substitution influencerait sur les résultats des comparaisons intertemporelles. Chessa (2015) a déjà étudié les formes non linéaires pour les v_i . Les indices de prix qui en résultent varient à peine de la méthode QU de base. Les premiers résultats de la comparaison de la méthode de base avec des variantes

qui, en théorie, devraient être moins sujettes au biais de substitution ont donc été encourageants.

75. Le présent document envisage deux variantes de plus de la méthode. La seule différence avec la méthode de base tient à la définition des v_i , cette fois dans la pondération appliquée aux prix déflatés dans l'expression (7) :

- Dans la première variante, les prix déflatés sont pondérés suivant la part d'un mois dans la somme des parts de dépenses d'un produit sur une période de plusieurs mois ;
- Dans la seconde variante, chaque mois reçoit une pondération égale.

76. La première variante conduit à une méthode appelée « méthode GK équipondérée » (Hill, 2000). Dans cette étude, nous nous rapportons simplement à cette méthode comme variante avec des pondérations fondées sur la part de chiffre d'affaires. Si nous désignons la part des dépenses correspondant au produit i pendant la période t par $w_{i,t}$, les pondérations des prix déflatés dans les v_i deviennent

$$\varphi_{i,z} = \frac{w_{i,z}}{\sum_{s=0}^t w_{i,s}}, \quad (11)$$

où $t \geq z \geq 0$ est le mois de publication. L'expression (11) est utilisée dans le calcul des indices en temps réel, qui remplace l'expression (10) dans l'algorithme de la section IV. C¹⁰.

77. La seconde variante s'applique à la pondération ci-après dans les v_i :

$$\varphi_{i,z} = \frac{\delta_{i,z}}{\sum_{s=0}^t \delta_{i,s}}, \quad (12)$$

où $\delta_{i,t} = 1$ si $q_{i,t} > 0$ et $\delta_{i,t} = 0$ par ailleurs. Autrement dit, les prix déflatés les mois où se produisent les ventes se voient attribuer la même pondération. Cette méthode est décrite comme la variante équipondérée de la méthode de base.

78. À première vue, il pourrait sembler étrange d'ignorer les chiffres de ventes effectifs dans les pondérations à partir des quantités de produits et de ne mentionner que le fait de savoir si un produit a été vendu ou non au cours d'un mois. Toutefois, une analyse plus approfondie montre que le schéma de pondération (12) mène à une variante intéressante de la méthode QU de base : dans certaines conditions, l'indice de prix dans le cas bilatéral est égal à l'indice Fisher¹¹. Cette seule observation justifierait que l'on soumette la seconde variante à la comparaison. Mais aussi parce que le schéma de pondération (12) peut mener à des poids complètement différents par rapport à (10). La question est alors de savoir dans quelle mesure les différences entre les schémas (10) et (12) jouent sur les indices de prix.

¹⁰ Il convient de noter qu'il n'est pas permis de faire la somme des parts de chiffre d'affaires ou de dépenses pendant différentes périodes de temps du point de vue de la théorie des échelles de mesure. Les parts correspondant à différentes périodes représentent des mesures effectuées à partir d'échelles proportionnelles avec différents facteurs d'échelle. La première variante figure dans la comparaison car on l'a suggérée comme alternative à la méthode GK dans les études de PPP. La pondération fondée sur la part des dépenses est aussi utilisée dans d'autres méthodes de calcul d'indice des prix comme la méthode des variables indicatrices temporelles par produit.

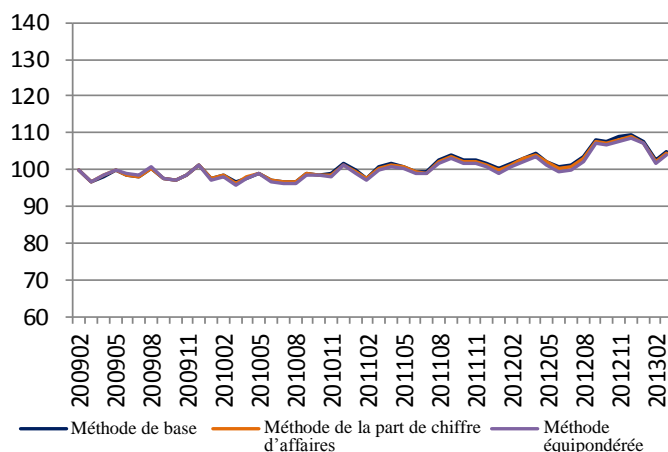
¹¹ Ceci est valable lorsque la part du chiffre d'affaires des produits appariés est la même pour les deux périodes et dans le cas où les prix de tous les articles non appariés sont imputés. L'expression générale de la formule de l'indice est plus complexe. On n'en donne pas le détail dans la présente étude.

79. Les indices de prix en temps réel ont été calculés pour les deux variantes suivant l'algorithme de la section IV. C, qui sont comparées ci-après avec la méthode de base. Les mêmes données que celles figurant dans la section V. B étaient utilisées dans ce but. Il doit être souligné qu'un seuil a été appliqué dans la variante équipondérée. Cela a été fait pour empêcher que les prix hors saison et les prix cassés des GTIN reçoivent des pondérations exagérément fortes par rapport aux ventes très faibles habituelles. Toutefois, un seuil très modéré a été fixé : les prix ont été exclus des calculs de l'indice si les quantités vendues diminuent de plus de 90 % par rapport aux « ventes ordinaires » (moyenne des quantités vendues les mois précédents où le seuil est atteint).

80. La figure 7 montre les indices en temps réel pour la méthode de base et les deux variantes pour le grand magasin néerlandais, pour les sept classes (L-)COICOP prises ensemble. Les trois indices de prix peuvent à peine se distinguer. La variante équipondérée est relativement proche de l'indice des prix pour la méthode de base. Les indices en glissement annuel pour la méthode de base sont supérieurs de 0,25 point de pourcentage en moyenne. Les écarts entre la méthode de base et la variante avec pondérations à partir de la part de chiffre d'affaires sont inférieurs de 0,1 point de pourcentage en moyenne.

Figure 7

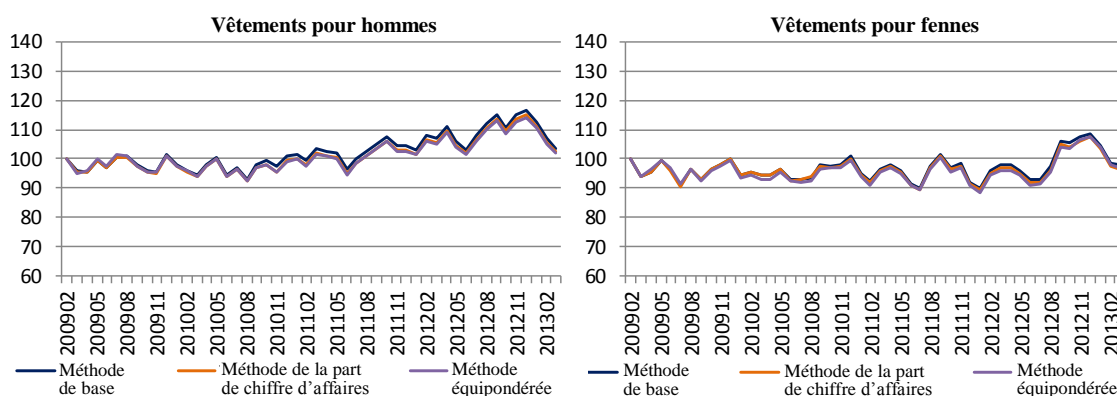
Comparaison de l'indice général des prix pour le grand magasin néerlandais suivant la méthode de base et des indices de prix pour les deux variantes de la méthode (février 2009 = 100)



81. Les écarts constatés pour les sept classes COICOP sous-jacentes sont également faibles. Les plus importants s'observent pour les vêtements. La figure 8 montre les trois indices de prix pour les vêtements pour les hommes et les vêtements pour les femmes. Les écarts entre les indices d'une année sur l'autre se situent dans les limites de 0,5 point de pourcentage la plupart des années.

Figure 8

Indices de prix pour les vêtements pour les hommes et pour les femmes pour le grand magasin néerlandais, pour la méthode de base et les deux variantes (février 2009 = 100)



82. Bien que l'étude comparative réalisée dans la présente section soit empirique, il importe de souligner les petits écarts constatés entre la méthode de base et les deux variantes. Les résultats montrent que l'effet de substitution, lorsqu'il se produit, est très faible, non seulement au niveau global, mais aussi pour les (L-)COICOP sous-jacents. Les écarts au niveau du segment de consommation sont légèrement supérieurs, mais restent aussi systématiquement plus faibles à ce niveau très détaillé.

83. Il importe de poursuivre ces analyses comparatives pour d'autres détaillants et biens de consommation, ainsi que les analyses figurant dans la section V. B. C'est ce qui a également été fait dans le cadre de la présente recherche pour les téléphones portables et pour un petit sous-ensemble d'articles vendus dans les magasins de bricolage. Les conclusions sont les mêmes que celles rapportées plus haut. On peut en déduire que les résultats pour la méthode de base semblent très solides, faisant état de petites variations selon le choix opéré pour la pondération des prix déflatés.

VI. Premières expériences de la production d'IPC

84. La méthode a été mise en œuvre l'an dernier après une année de recherche méthodologique. Elle a été testée sur des données scannées du grand magasin et sur des données sur les transactions électroniques des téléphones portables. On peut trouver dans Chessa *et al.* (2015) une synthèse des différentes phases de recherche et de mise à l'essai préalable pour les données collectées par le grand magasin depuis la fouille de texte et la sélection d'attributs jusqu'au calcul de l'indice et la validation des résultats. Pour le grand magasin, on en est à la phase d'essai finale. Différents scénarios sont actuellement échafaudés pour prendre des décisions finales sur l'homogénéité des produits pour certains groupes d'articles.

85. La méthode est utilisée en vue de l'établissement de l'IPC pour les téléphones portables depuis janvier 2016. La présente section fait le résumé des différents stades du processus, de l'analyse des données et de la sélection des attributs jusqu'à la production.

1. Analyse des données

86. Les données visent la période allant de décembre 2013 à décembre 2015. Pour chaque appareil, les données portent sur le prix de la transaction, le nombre d'appareils vendus et les informations sur les attributs des articles, s'agissant de variables d'enregistrement séparées ou de renseignements figurant dans le descriptif de l'article. Les

variables d'enregistrement ont été rapportées pour chaque appareil chaque mois. On n'a pas constaté d'observations aberrantes parmi les prix des appareils. Plusieurs attributs d'articles potentiellement pertinents ne figurent pas dans les données, parmi lesquels les caractéristiques des processeurs (par exemple, la vitesse, le nombre de cœurs), la mémoire de travail et la résolution de l'écran.

2. Sélection des attributs et produits homogènes

87. D'autres attributs ont été extraits d'un site Web pour un plus petit ensemble de 70 appareils, qui, ensemble, recouvrent 75 % environ du chiffre d'affaires sur deux ans. Une série de 12 attributs a été soumise à l'analyse de sensibilité décrite à la section III. La première étape de cette analyse consistait à quantifier l'impact de chaque attribut séparément sur l'indice de la valeur unitaire. Puis l'on a procédé à la sélection de l'attribut le plus influent et d'autres attributs ont été ajoutés pour quantifier la contribution additionnelle qu'ils peuvent apporter à l'index en glissement annuel. Cinq attributs déterminent entièrement l'indice. La plupart des attributs semblent corrélés, en ce sens que, pour donner un exemple, les appareils possédant une résolution d'écran plus élevée tendent à avoir un processeur plus puissant.

88. La technologie NFC (pour Near Field Communication – communication en champ proche) n'a pas été retenue parmi les cinq attributs car les paiements par téléphone intelligent en sont encore au stade pilote aux Pays-Bas. Cela pourrait changer dans les années à venir auquel cas la NFC pourrait être ajoutée aux attributs pertinents. La norme Long Term Evolution (LTE/4G) ajoute moins de 0,01 point de pourcentage à l'indice d'une année sur l'autre, aussi l'a-t-on également omise. Qui plus est, la majorité des téléphones intelligents sont équipés de cette technologie de nos jours. Cette part continue de croître, de sorte que cet attribut a peu de chances de beaucoup contribuer à la différenciation des produits.

89. Trois attributs ont été sélectionnés au final : la marque, la capacité de stockage interne et les « performances ». Celles-ci sont mesurées par les résultats d'un test de performances (Geekbench) qui indique comment les différentes composantes d'un appareil interagissent pour effectuer les tâches de l'unité centrale de traitement et du processeur graphique (type/modèle de processeur, nombre de cœurs, mémoire de travail). Les résultats des tests de performances ne sont évidemment pas inclus dans les données aussi devons-nous aller les chercher sur Internet. Cela a déjà été fait pour plus de 130 appareils, qui recouvrent 88 % du chiffre d'affaires total sur deux ans. Les résultats des tests sont subdivisés en trois catégories (appareils à performances élevées, moyennes et faibles). On n'a pas obtenu de modification significative de l'indice en affinant les résultats dans 4 à 5 catégories.

3. Indice des prix

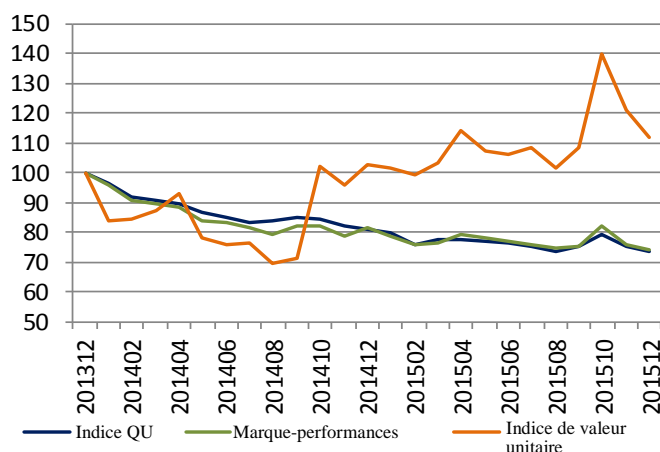
90. Les calculs d'indice ont été effectués après avoir choisi trois attributs comme indiqué précédemment. La prise en compte des produits homogènes et la méthode de calcul ont été assujetties à un contrôle et jugées valables après une série d'essais. Les séries dérivées constituent une partie importante de ces contrôles. La TVA est la seule mesure fiscale intéressant les téléphones portables. La méthode QU traite correctement les modifications de TVA (ainsi que les droits d'accise).

91. La figure 9 donne l'indice des prix (« indice QU ») pour la série actuelle de téléphones portables dont la différenciation en tant que produits s'effectue selon les trois attributs sélectionnés. Elle indique la contribution des différents attributs à l'évolution des prix. L'indice des prix est comparé à l'indice de valeur unitaire et à un indice des prix pour des produits caractérisés par leur marque et leurs performances, mais pas par la capacité de

stockage. Il ressort des résultats que la capacité de stockage interne ne contribue pas beaucoup à l'indice si on l'ajoute à la marque et à aux performances.

Figure 9

Indice des prix pour les téléphones mobiles, comparé à l'indice de valeur unitaire et à un indice pour des produits caractérisés par la marque et les performances (décembre 2013 = 100)



92. L'indice de valeur unitaire s'écarte fortement de l'indice des prix. Son instabilité s'explique en grande partie par l'introduction de nouveaux appareils haut de gamme. Par exemple, le lancement de l'iPhone 6 en octobre 2014 et de l'iPhone 6s en octobre 2015 peuvent être facilement désignés. L'indice des prix est au-dessus de l'indice de valeur unitaire jusqu'au lancement de l'iPhone 6. On peut en déduire que l'habitude de consommation s'est orientée initialement vers des appareils de moins bonne qualité. Le lancement de l'iPhone 6 a attiré de nombreux consommateurs qui se sont tournés vers des appareils de qualité supérieure.

4. Travaux de production mensuels

93. La méthode a été introduite pour la publication mensuelle de l'IPC en janvier 2016. À la date d'établissement du présent rapport, cet exercice mensuel s'était produit une fois. Les travaux consistaient à collecter des résultats de tests de performances pour les nouveaux appareils ainsi que des données sur le stockage interne pour certains appareils lorsque cette information ne figurait pas sur le descriptif de l'article. Le spécialiste des questions de consommation a mis quarante-cinq minutes pour effectuer cette tâche (pour la première fois). C'est extrêmement plus rapide que l'enquête traditionnelle qui prenait deux ou trois jours chaque mois.

94. La série d'attributs des articles doit faire l'objet d'un suivi. Il est prévu de s'en acquitter deux fois par an. Les attributs qui n'ont pas été sélectionnés initialement peuvent devenir pertinents. De nouveaux attributs peuvent intervenir en raison d'évolutions technologiques. L'approche décrite à la section III s'appliquera à l'évaluation et à la sélection d'attributs additionnels.

VII. Remarques finales

95. Les différences observables entre les méthodes de calcul d'indice qui s'appuient sur des séries de données électroniques pour établir l'IPC néerlandais et, en parallèle, le recours croissant à ce type de données, justifient la recherche d'une méthode plus générique. Une méthode permettant de caractériser les produits homogènes et de calculer les indices de prix a été élaborée à cette fin. On peut répondre par l'affirmative à la question de savoir si la méthode peut s'appliquer à des séries de données de différents détaillants et biens de consommation.

96. Cette méthode qui englobe la différenciation des produits et le calcul des indices de prix (sect. III et IV) permet le traitement de l'intégralité des données, sans appliquer de filtres de prix et de chiffre d'affaires, quel que soit le détaillant et le type de bien de consommation. Elle a été appliquée à un large éventail de biens de consommation, notamment au vaste assortiment d'un grand magasin, à des téléphones portables, aux articles de magasins de bricolage et de drugstores.

97. La méthode a été récemment mise en service pour la production mensuelle d'IPC pour les téléphones portables. Les premières expériences ont montré qu'elle fonctionne bien et n'exige pratiquement pas de travail manuel, puisque quarante-cinq minutes suffisent contre deux à trois jours pour l'enquête traditionnelle. Le temps nécessaire devrait diminuer une fois que l'on sera plus rodé.

98. La production d'un IPC pour les données scannées du grand magasin devrait prendre plusieurs mois. Dans l'intervalle, l'application de la méthode à d'autres données scannées est à l'examen, en particulier pour les magasins de bricolage. Un ensemble de données d'essai comprenant des renseignements sur des attributs additionnels pour la peinture et le matériel électrique a été analysé, qui inclut aussi les UGS pour chaque article. Les UGS nous permettent de relier les GTIN sortants aux articles de réassort, ce qui permet de saisir les augmentations possibles des prix à l'occasion des réintroductions. Les premières analyses sur l'utilisation possible des UGS semblent prometteuses. En outre, les UGS n'exigent pas de travail de production mensuel dans la mesure où les attributs des articles ne sont pas nécessaires pour mettre en relation les anciens et les nouveaux GTIN.

99. La méthode QU fait qu'il est possible d'inclure de nouveaux articles dans les calculs d'indices dès introduction des articles dans un assortiment. C'est une propriété appréciable dans la mesure où l'inclusion de nouveaux articles jusqu'au mois de référence suivant peut avoir un gros impact sur un indice des prix (sect. V. A). Les pondérations par les quantités de produits se fondent exclusivement sur les habitudes de consommation à compter de l'année de publication en cours. La méthode apporte une différence et une contribution majeures par rapport aux méthodes traditionnelles.

100. Les pondérations par les quantités de produits sont actualisées chaque mois, ce qui les rend variables dans le temps. Toutefois, les indices de prix pour les mois de publication ne présentent pas de dérivation en chaîne par construction. Les écarts par rapport aux indices de référence transitifs semblent très faibles tout au long de l'année, et disparaissent à la fin de chaque année. Il pourrait être possible d'améliorer les calculs de l'indice des prix pour les premiers mois de l'année, car on utilise les renseignements collectés pour un petit nombre de mois pour établir les pondérations par les quantités. Cela pourrait être un nouveau thème de recherche. Toutefois, étant donné le peu d'écart entre l'indice en temps réel et l'indice de référence dont il est question dans la section V. B, cela ne semble pas poser un gros problème.

101. Il ressort de l'étude empirique figurant à la section V. C que l'impact possible du biais de substitution est très faible au point de pouvoir même être ignoré. L'une des deux variantes de la méthode QU s'est révélée être très intéressante, celle qui applique

des pondérations égales aux prix déflatés. Les indices de prix pour cette variante présentent de (très) petits écarts par rapport aux indices de prix obtenus avec la méthode de base. C'est un résultat déroutant, qui demande à être étudié plus avant, non seulement de façon empirique, mais aussi d'un point de vue théorique.

102. À ces remarques il semble utile d'ajouter deux observations. Premièrement, les résultats comparables obtenus pour les variantes équipondérées peuvent s'avérer très utiles étant donné que les méthodes de calcul d'indice s'appuient de plus en plus fréquemment sur les prix disponibles sur Internet que l'on collecte avec un logiciel de « web scraping ». Cette variante mérite d'être examinée plus avant par suite évidemment des pondérations des prix déflatés dans l'expression (12), qui n'exige pas de chiffres exacts sur les quantités vendues, mais requiert seulement que l'on sache si un article a été vendu ou non. En revanche, on peut raisonnablement supposer qu'il faudra une forme ou une autre de pondération entre les produits. Il incombera aux travaux futurs de déterminer le niveau de détail nécessaire et le type de sources secondaires qui pourraient être utilisées à cette fin.

103. Une seconde observation pourrait être faite concernant les comparaisons des prix internationaux : la variante équipondérée pourrait-elle être intéressante à étudier, étant donné les débats suscités par le passé par l'effet de substitution pour la méthode GK ?

104. Les sujets retenus plus haut comme objets possibles de recherches plus approfondies pourraient être examinés dans le contexte du programme de quatre ans de Statistics Netherlands, qui a commencé en 2015. L'un des objectifs du programme est d'étendre les études comparatives à un plus large éventail de méthodes de calcul d'indice (de Haan et al., 2016).

Références

- Balk, B.M. (1996). A comparison of ten methods for multilateral international price and volume comparison. *Journal of Official Statistics*, 12: 199-222.
- Balk, B.M. (2001). Aggregation methods in international comparisons: What have we learned? Communication établie initialement en vue du Séminaire conjoint Banque mondiale – OCDE sur les parités de pouvoir d’achat, 30 janvier-2 février 2001, Washington.
- Balk, B.M. (2012). *Price and Quantity Index Numbers: Models for Measuring Aggregate Change and Difference*. Cambridge, RU: Cambridge University Press.
- Chessa, A.G. (2013). Comparing scanned data and survey data for measuring price change of drugstore articles. Communication présentée à l’Atelier sur les données scannées pour l’IPCH tenu les 26 et 27 septembre 2013 à Lisbonne (Portugal).
- Chessa, A.G. (2015). Towards a generic price index method for scanned data in the Dutch CPI. Réunion du groupe d’Ottawa tenue du 20 au 22 mai 2015 à Urayasu (Japon).
- Chessa, A.G., Boumans, S., et Walschots, J. (2015). Towards a new methodology for processing scanned data in the Dutch CPI. Communication présentée à l’Atelier sur les données scannées les 1^{er} et 2 octobre 2015 à Rome (Italie).
- Claeskens, G., et Hjort, N.L. (2008). *Model Selection and Model Averaging*. Cambridge University Press, RU.
- Diewert, W.E. (2011). Methods of aggregation above the basic heading level within regions. In *Measuring the Size of the World Economy*. ICP Book, chap. 5.
- Geary, R. C. (1958). A note on the comparison of exchange rates and purchasing power between countries. *Journal of the Royal Statistical Society A*, 121: 97-99.
- van der Grient, H.A., et de Haan (2010). The use of scanned data in the Dutch CPI. Communication présentée à l’Atelier conjoint CEE/OIT sur les données scannées tenu le 10 mai 2010 à Genève.
- de Haan, J. (2006). The re-design of the Dutch CPI. *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*, 23: 101-118.
- de Haan, J. et van der Grient, H.A. (2011). Eliminating chain drift in price indexes based on scanned data. *Journal of Econometrics*, 161: 36-46.
- Haan, J. de, Willenborg, L., et Chessa, A.G. (2016). An overview of price index methods for scanned data. Rapport interne, Statistics Netherlands.
- Hill, R.J. (2000). Measuring substitution bias in international comparisons based on additive purchasing power parity methods. *European Economic Review*, 44, 145-162.
- Khamis, S. H. (1972). A new system of index numbers for national and international purposes. *Journal of the Royal Statistical Society A*, 135: 96-121.
- Krsinich, F. (2014). The FEWS Index: Fixed Effects with a Window Splice – Non-revisable quality-adjusted price indexes with no characteristic information. Communication présentée à la Réunion du Groupe d’experts sur les indices des prix à la consommation tenue du 26 au 28 mai 2014 à Genève (Suisse).
- Walschots, J. (2016). Fifteen years of new data collection: Looking back and forward. Communication qui sera présentée à la Réunion du Groupe d’experts sur les indices des prix à la consommation qui se tiendra du 2 à 4 mai 2016 à Genève (Suisse).