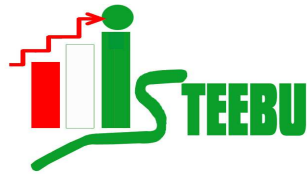


**INSTITUT DE STATISTIQUES ET D'ETUDES  
ECONOMIQUES DU BURUNDI**



**DEPERTEMENT DES ETUDES ET STATISTIQUES  
ECONOMIQUES ET FINANCIERES**

**SERVICE « ETUDES ET STATISTIQUES DES PRIX  
A LA CONSOMMATION »**

**Méthode de calcul des indices de prix à la consommation pour les  
agrégats élémentaires et de niveau supérieur au Burundi.**

**Par**

**IRANYIBUTSE Fidèle**  
*Ingénieur Statisticien*

**Bujumbura, Avril 2016**

## Résumé

Le document repose sur deux étapes de calcul de l'IPC. Dans un premier temps, les indices de prix sont estimés pour les agrégats de dépenses élémentaires. Une moyenne de ces indices d'agrégats élémentaires est ensuite établie pour obtenir des indices de niveau supérieur utilisant les valeurs relatives des agrégats de dépenses élémentaires comme pondérations. Nous expliquerons d'abord comment les agrégats élémentaires sont construits et quels sont les critères économiques et statistiques à prendre en considération dans la définition des agrégats. Les formules d'indice les plus communément utilisées pour calculer les indices élémentaires sont ensuite présentées tout en précisant le cas de mon pays, et leurs propriétés et comportements sont illustrés à l'aide d'exemples numériques. Dans le deuxième temps, les indices de niveau supérieur sont calculés simplement sous forme de moyennes arithmétiques pondérées d'indices d'agrégat élémentaire *appelé indice de Young*. Si certains pays révisent leurs pondérations au début de chaque année afin de se rapprocher autant que possible des schémas de consommation courants, nombreux sont ceux qui continuent d'utiliser les mêmes pondérations plusieurs années durant. Au Burundi jusqu'à en 2013 les pondérations étaient veilles de 20 ans.

**Mots clés : Indices élémentaires, pondérations, indices de niveau supérieur, Laspeyres.**

## 1. Introduction

L'indice des prix à la consommation des ménages calculé et diffusé par les offices statistiques nationaux est l'un des indicateurs économiques les plus largement utilisés. Il joue un rôle important dans l'élaboration et le suivi des politiques publiques. Il détermine l'orientation de la politique monétaire et est au cœur de multiples dérèglements qui touchent tous les aspects de la vie socio-économique.

Au Burundi, cet indicateur (IPC) est probablement le plus ancien à l'Institut des Statistiques et d'Etudes Economiques du Burundi (ISTEEBU). Il est aussi l'un des indicateurs que l'institut a régulièrement produit sur une fréquence mensuelle même pendant la période de crise qu'a connu le Burundi. Il a déjà connu plusieurs révisions dont la plus récente est celle de 2013.

Dans le cadre de l'intégration régionale, l'Indice des Prix à la Consommation a été retenu comme l'un des indicateurs qui seront utilisés pour mesurer la convergence des économies, en vue de l'union monétaire et douanière des zones de Common Market for Eastern and Southern Africa (COMESA) et East Africa Community (EAC).

## 2. Historique de l'indice des prix à la consommation au Burundi

L'histoire de l'Indice des Prix à la Consommation au Burundi, remonte de janvier 1966, date de la première publication de l'IPC sur une fréquence mensuelle. En effet, l'IPC, publié base 100 en avril 1965, est calculé trimestriellement jusqu'en décembre 1965. Ce n'est qu'à partir de janvier 1966 que cet indice est publié mensuellement.

En raison de l'insuffisance du système de pondération, cet indice base 100 avril 1965 s'inspirait des pondérations de l'ancien indice Ruanda-Urundi et reposait sur 97 articles, regroupés en 4 fonctions: (i) Alimentation, (ii) ménage, (iii) Habillement, (iv) Transport et divers.

Ainsi, la fonction « Alimentation » comptait 7 groupes, la fonction « Ménage » comptait également 7 groupes alors que les fonctions « Habillement » et « Transport et Divers » ne possédaient pas des groupes. Ils étaient directement suivis par les produits ou articles.

La première révision de l'IPC s'est effectuée en 1980 à l'issu de l'enquête auprès des ménages de 1979 qui portait sur un échantillon de 1122 ménages. Il a été déterminé une nouvelle structure des dépenses de consommations à partir de 343 ménages sélectionnés dans l'échantillon. La nouvelle structure ainsi déterminée comprenait 130 biens et services représentant 95,85% des dépenses effectuées par ces ménages. Les coefficients de pondérations représentant la part de chaque bien ou service dans les dépenses totales ont été dégagés à partir de cet échantillon.

Les biens et services correspondants reflétaient la structure type de consommation des ménages de Bujumbura. Ces biens et services étaient regroupés en 5 grandes fonctions : (i) Alimentation, (ii) Habillement, (iii) Habitation et Ménages, (iv) Transport-Culture et Loisirs, (v) Soins de santé et Divers pour lesquels on a également calculé les pondérations.

A cette époque, les prix relevés pour le calcul de cet indice étaient ceux réellement payés par les consommateurs, c'est-à-dire ceux auxquels les commerçants vendaient leurs biens et services directement aux consommateurs. Les rabais et les soldes étaient pris en compte.

De plus la formule utilisée pour son calcul était celle de type Laspeyres qui est égale à la moyenne arithmétique des indices élémentaires ou partiels pondérés par les coefficients de la période de base.

La deuxième révision de l'IPC s'est effectuée en 1991 après une enquête dénommée « Enquête sur les Dépenses de Consommation des Ménages de Bujumbura ».

Contrairement à l'IPC précédent où l'on utilisait un mois (janvier 1980) comme période de base, l'indice de cette époque se réfère à une année entière (1991), c'est-à-dire que les prix moyens annuels de l'année 1991 ont été considérés comme les prix de référence qui sont restés invariables pendant toute la durée de validité de l'IPC et auxquels ont été constamment comparés aux prix de la période courante qui, eux, varient avec le temps.

De même que l'IPC base 100 en avril 1965 et l'IPC base 100 en janvier 1980, l'IPC base 100 en 1991 portait également sur les ménages courants de Bujumbura (Mairie). En termes de couverture, l'IPC base 100 en 1991 excluait les ménages à revenus élevés qui ne constituaient du reste qu'une faible fraction de la population urbaine de Bujumbura.

Comme pour les indices précédents, les dépenses de consommation des ménages étaient des dépenses effectuées par la population de référence pour l'achat des biens et services destinés à sa consommation. Les impôts directs, les cotisations sociales, les dépenses d'investissement, l'autoconsommation et les dépenses d'épargne étaient également exclus.

Le nouveau indice de 1991 avait un panier qui comportait 163 biens et services, soit 33 de plus par rapport à l'ancien panier de 1980. Ainsi, ces biens et services étaient regroupés en 8 fonctions selon la classification des dépenses de consommation des ménages du système de comptabilité nationale des Nations-Unies 1968.

Cette nomenclature offrait, sous réserve des méthodes et définitions utilisées, l'avantage de permettre les comparaisons internationales d'une part, et de présenter d'une manière plus détaillée les différents secteurs de consommation des ménages d'autre part. On remarque que les 5 fonctions du précédent panier (de 1980) ont, en fait été décomposés pour obtenir les 8 fonctions de cette classification qui sont les suivantes : (i) Alimentation, (ii) Habillement, (iii) Logement-chauffage-Eclairage, (iv) Articles de ménage et entretien ménager, (v) Services médicaux et médicaments, (vi) Transport et communications, (vii) Loisirs - culture et enseignement et en fin (viii) Autres biens et services.

La troisième révision de l'indice des prix à la consommation date de 2013 à l'issue des données de l'enquête 1-2-3 réalisée en 2008. Ainsi, depuis janvier 2014, une nouvelle structure des consommations des ménages a été déterminée et utilisée.

Le nouveau panier de l'indice base décembre 2013 comptait 772 biens et services répartis en 12 fonctions: (i) Produits alimentaires et boissons non alcoolisés ; (ii) Boissons alcoolisés et tabac ; (iii) Articles d'habillement et articles chaussants, (iv) Logement, eau, électricité, gaz et autres combustibles, (v) Ameublement, équipement ménager et entretien courant de la maison, (vi) Santé, (vii) Transports, (viii) Communication, (ix) Loisirs et culture, (x) Enseignement, (xi) Hôtels et restaurants, (xii) Biens et services divers.

Les améliorations en termes de classification, des techniques de calcul et des progrès technologiques ont continué à guider les décisions, en vue d'améliorer la précision, la qualité et la comparabilité des données.

C'est ainsi qu'en mai 2016, il a été mis en place une nouvelle base en fonction des pondérations calculées à base de l'Enquête sur les Conditions de Vie des Ménages au Burundi (ECVMB 2013/2014). Cependant, le nouveau panier (2016) compte 769 biens et services subdivisés en 12 fonctions comme celui de 2013. La grande innovation de cette nouvelle série d'indice est, l'élargissement de la couverture tant en terme de produits qu'en termes d'espace géographique.

### **3. Indice élémentaire**

Les différents indices de prix élémentaires ne sont pas nécessairement assez fiables pour être publiés séparément, mais ils ne restent pas moins la pierre angulaire de tous les indices de niveau supérieur. Les offices de statistique ont utilisé ou utilisent encore largement trois formules de calcul des indices d'agrégat élémentaire.

On notera toutefois que ce ne sont pas les seules options possibles et que des formules de remplacement existent.

- La première est l'indice de Carli pour  $i = 1 \dots n$  produits élémentaires. Il est défini comme la moyenne arithmétique simple, ou non pondérée, des rapports de prix pour les deux périodes à comparer, 0 et t :

$$I_C = \sum_1^n \left( \frac{P_i^t}{P_i^0} \right)$$

- La seconde est l'indice de Dutot, défini comme le rapport des moyennes arithmétiques non pondérées des prix :

$$I_D = \frac{\frac{1}{n} \sum P_i^t}{\frac{1}{n} \sum P_i^0}$$

- La troisième est l'indice de Jevons, défini comme la moyenne géométrique non pondérée des rapports de prix, qui est identique au rapport des moyennes géométriques non pondérées des prix :

$$I_J = \prod \left( \frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{1/n} = \frac{\prod (P_i^t)^{1/n}}{\prod (P_i^0)^{1/n}}$$

Ainsi, l'Institut de Statistiques et d'Etudes Economiques du Burundi (ISTEEBU) utilisaient l'indice de carli depuis sa première publication en 1966. Mais la révision des pondérations en décembre 2013 a fait progresser la méthodologie de calcul des indices élémentaires en utilisant l'indice de Jevons.

Le tableau suivant montre les différences qui existent entre les trois indices élémentaires pour les publications réalisées par l'ISTEEBU pour le premier trimestre 2015.

**Tableau1 : Indices d'agrégat élémentaires**

	Pondérations	Déc 2013	Janvier 2015	Février 2015	Mars 2015	Avril 2015
<b>Riz local</b>	<b>52,13576</b>	<b>100,0</b>	<b>102,8</b>	<b>104,4</b>	<b>106,6</b>	<b>103,7</b>
<b>Riz importé</b>	9,12678	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
<b>Maïs et Autre céréales</b>	1,41448	<b>100,0</b>	<b>103,2</b>	<b>96,2</b>	<b>96,8</b>	<b>99,1</b>
<b>Farine de manioc</b>	15,27899	<b>100,0</b>	<b>96,9</b>	<b>95,9</b>	<b>95,2</b>	<b>94,5</b>
<b>Farine de blé</b>	2,90197	<b>100,0</b>	<b>103,4</b>	<b>103,4</b>	<b>105,0</b>	<b>103,5</b>
<b>Farine de maïs</b>	1,35266	<b>100,0</b>	<b>94,9</b>	<b>92,7</b>	<b>93,5</b>	<b>93,9</b>
<b>Autres Farines</b>	2,10601	<b>100,0</b>	<b>106,7</b>	<b>106,6</b>	<b>102,6</b>	<b>102,5</b>
<b>Pate Alimentaire</b>	0,90419	<b>100,0</b>	<b>104,1</b>	<b>103,8</b>	<b>103,2</b>	<b>101,7</b>
<b>Ubuswage</b>	1,76641	<b>100,0</b>	<b>97,4</b>	<b>97,8</b>	<b>106,0</b>	<b>104,4</b>
Indice de Dutot chaîné						
<b>Pain non coupé en forme de baguette</b>	17,38644	<b>100,0</b>	<b>96,3</b>	<b>97,5</b>	<b>111,2</b>	<b>113,4</b>
<b>Sandwich</b>	6,48043	<b>100,0</b>	<b>84,9</b>	<b>89,7</b>	<b>86,2</b>	<b>85,7</b>
<b>Autre Pains</b>	6,44557	<b>100,0</b>	<b>103,3</b>	<b>102,3</b>	<b>102,4</b>	<b>106,0</b>

	<b>Beignets</b>	1,90455	<b>100,0</b>	<b>108,4</b>	<b>101,1</b>	<b>109,5</b>	<b>106,0</b>
	<b>Riz local</b>	<b>52,13576</b>	<b>100,0</b>	<b>102,6</b>	<b>104,2</b>	<b>106,4</b>	<b>103,5</b>
	<b>Riz importé</b>	9,12678	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
	<b>Maïs et Autre céréales</b>	1,41448	<b>100,0</b>	<b>100,8</b>	<b>97,3</b>	<b>96,5</b>	<b>97,1</b>
	<b>Farine de manioc</b>	15,27899	<b>100,0</b>	<b>96,8</b>	<b>95,8</b>	<b>95,1</b>	<b>94,4</b>
	<b>Farine de blé</b>	2,90197	<b>100,0</b>	<b>103,1</b>	<b>103,0</b>	<b>104,4</b>	<b>103,0</b>
	<b>Farine de maïs</b>	1,35266	<b>100,0</b>	<b>94,8</b>	<b>92,6</b>	<b>93,4</b>	<b>93,7</b>
	<b>Autres Farines</b>	2,10601	<b>100,0</b>	<b>106,4</b>	<b>106,3</b>	<b>102,1</b>	<b>101,9</b>
	<b>Pate Alimentaire</b>	0,90419	<b>100,0</b>	<b>103,8</b>	<b>103,4</b>	<b>102,8</b>	<b>101,1</b>
	<b>Ubuswage</b>	1,76641	<b>100,0</b>	<b>97,4</b>	<b>97,8</b>	<b>106,0</b>	<b>104,4</b>
	<b>Pain non coupé en forme de</b>						
Indice	<b>baguette</b>	17,38644	<b>100,0</b>	<b>96,3</b>	<b>97,5</b>	<b>111,2</b>	<b>113,4</b>
de	<b>Sandwich</b>	6,48043	<b>100,0</b>	<b>84,9</b>	<b>89,7</b>	<b>86,2</b>	<b>85,7</b>
Jevons	<b>Autre Pains</b>	6,44557	<b>100,0</b>	<b>102,3</b>	<b>101,3</b>	<b>101,4</b>	<b>104,9</b>
chainé	<b>Beignets</b>	1,90455	<b>100,0</b>	<b>108,4</b>	<b>101,1</b>	<b>109,5</b>	<b>106,0</b>
	<b>Riz local</b>	<b>52,13576</b>	<b>100,0</b>	<b>102,6</b>	<b>104,3</b>	<b>106,5</b>	<b>103,7</b>
	<b>Riz importé</b>	9,12678	<b>100,0</b>	<b>98,6</b>	<b>99,3</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>
	<b>Maïs et Autre céréales</b>	1,41448	<b>100,0</b>	<b>104,2</b>	<b>104,2</b>	<b>103,8</b>	<b>102,9</b>
	<b>Farine de manioc</b>	15,27899	<b>100,0</b>	<b>97,3</b>	<b>97,1</b>	<b>94,5</b>	<b>95,6</b>
	<b>Farine de blé</b>	2,90197	<b>100,0</b>	<b>104,3</b>	<b>104,1</b>	<b>102,8</b>	<b>101,5</b>
	<b>Farine de maïs</b>	1,35266	<b>100,0</b>	<b>97,7</b>	<b>96,9</b>	<b>97,6</b>	<b>95,6</b>
	<b>Autres Farines</b>	2,10601	<b>100,0</b>	<b>107,5</b>	<b>108,8</b>	<b>106,8</b>	<b>107,3</b>
	<b>Pate Alimentaire</b>	0,90419	<b>100,0</b>	<b>106,0</b>	<b>104,0</b>	<b>104,0</b>	<b>102,8</b>
	<b>Ubuswage</b>	1,76641	<b>100,0</b>	<b>104,6</b>	<b>106,9</b>	<b>105,0</b>	<b>110,9</b>
	<b>Pain non coupé en forme de</b>						
Indice	<b>baguette</b>	17,38644	<b>100,0</b>	<b>95,7</b>	<b>95,7</b>	<b>93,9</b>	<b>94,1</b>
de Carli	<b>Sandwich</b>	6,48043	<b>100,0</b>	<b>91,6</b>	<b>91,3</b>	<b>93,1</b>	<b>95,0</b>
direct	<b>Autre Pains</b>	6,44557	<b>100,0</b>	<b>95,2</b>	<b>95,2</b>	<b>103,6</b>	<b>106,9</b>
	<b>Beignets</b>	1,90455	<b>100,0</b>	<b>109,4</b>	<b>102,0</b>	<b>98,7</b>	<b>106,3</b>

Les indices élémentaires du tableau suivant relèvent deux aspects :

- Les indices chaînes mensuels lient entre elles des variations d'un mois sur l'autre par des multiplications successives ;
- Les indices directs comparent directement les prix observés au cours de chacun des mois qui se succèdent à ceux du mois de référence (décembre 2013).

Un simple examen de ces divers indices montre clairement que le choix d'une formule et d'une méthode peut influencer fortement sur les résultats obtenus.

Premièrement, les différences entre les résultats obtenus à l'aide de ces formules tendent à s'accroître à mesure que la variance des rapports de prix augmente. Ainsi, plus la dispersion des mouvements de prix est grande, plus le choix de la formule d'indice et de la méthode est déterminant.

Il existe des caractéristiques systématiques et prévisibles, qui découlent des propriétés mathématiques de ces indices. Comme la moyenne arithmétique est toujours supérieure ou égale à la moyenne géométrique correspondante, l'égalité ne restant valable que dans le cas non significatif où les nombres dont on fait la moyenne sont les mêmes (exemple : ces trois indices sont égaux pour le riz importé pendant le mois d'avril 2015)

Les indices de Carli directs obtenus dans le tableau sont donc tous supérieurs aux indices de Jevons et des indices de Dutot, sauf pour certains cas où ces trois indices sont égaux. L'indice de Dutot obtenu dans le tableau peut être supérieur à celui de Jevons, mais tend en général à être inférieur à celui de Carli (exemple l'indice de Dutot est supérieur de l'Indice de Jevons du produit riz local pour le mois de janvier 2015).

Il importe de noter une propriété générale des moyennes géométriques quand on utilise l'indice de Jevons : il suffit qu'une seule des observations qui ont été faites soit égale à zéro pour que la moyenne géométrique soit égale à zéro, quelles que soient les valeurs des autres observations. L'indice de Jevons est sensible aux chutes extrêmes des prix et il peut être nécessaire d'imposer des limites supérieure et inférieure aux rapports de prix quand on utilise l'indice de Jevons. Bien évidemment, les observations extrêmes sont souvent le résultat d'erreurs commises sous une forme ou une autre. En tout état de cause, donc, les mouvements extrêmes des prix doivent être vérifiés.

Les indices présentés au tableau précédent ont une autre propriété importante :

- indices de Dutot et de Jevons sont transitifs, contrairement à celui de Carli. Il ya transitivité lorsque les indices-chaînes mensuels sont identiques aux indices directs correspondants. Cette propriété est importante dans la pratique, car beaucoup d'indices d'agrégat élémentaire sont en fait calculés comme des indices-chaînes liant ensemble des indices mensuels mobiles.
- dans le cas d'un indice élémentaire direct de carli, les prix de la période en cours sont comparés directement à ceux de la période de référence des prix du mois de décembre 2013.
- toute formule d'indice définie comme le rapport des prix moyens est transitive, ce qui veut dire que l'on obtiendra le même résultat, que l'indice soit calculé sous forme d'indice direct ou d'indice-chaîne. Les indices de Dutot et de Jevons sont donc tous deux transitifs. Ce n'est pas le cas, pour l'indice-chaîne de Carli, qui ne devrait pas être utilisé à cause de son biais positif. L'indice direct de Carli reste néanmoins une option.

#### 4. Axiomes du choix de l'indice.

L'une des façons de décider quelle est la formule d'indice appropriée consiste à vérifier laquelle satisfait à certains axiomes ou tests spécifiés. Ces derniers mettent en lumière les propriétés des différents types d'indices, dont certaines peuvent ne pas être évidentes intuitivement. Quatre tests essentiels sont utilisés pour illustrer l'approche axiomatique :

- **Test de proportionnalité.** si tous les prix représentent  $\lambda$  fois les prix dans la période de référence pour les prix (décembre 2013, dans l'exemple), l'indice devrait être égal à  $\lambda$ .
- **Le test d'identité est un cas particulier de ce test;** il requiert que, si le prix de chaque produit élémentaire est le même qu'à la période de référence. l'indice devrait être égal à l'unité (comme pour le mois de janvier 2015 correspondant au riz importé, dans l'exemple).

- **Test d'invariance à la modification des unités de mesure** (test de commensurabilité) l'indice des prix ne devrait pas varier si l'on modifie les unités dans lesquelles sont mesurés les produits (par exemple, si les prix sont exprimés par litre plutôt que par kilogrammes). Ainsi qu'il est expliqué ci-après, l'indice de Dutot ne satisfait pas à ce test, contrairement aux indices de Carli et de Jevons.
- **Test de réversibilité temporelle.** si toutes les données pour les deux périodes sont interverties, l'indice des prix qui en résulte devrait être égal à l'inverse de l'indice des prix initial. L'indice de Carli ne satisfait pas à ce test, contrairement aux indices de Dutot et de Jevons.
- **Test de transitivité**, l'indice-chaîne entre deux périodes devrait être égal à l'indice direct entre les deux mêmes périodes. Il ressort que les indices de Jevons et de Dutot satisfont tous deux à ce test, contrairement à celui de Carli.

### 5. Autres aperçus des indices d'agrégats élémentaires

D'autres formules d'indices d'agrégat élémentaire ont été proposées :

➤ **Indice de Laspeyres et indice de Laspeyres géométrique.**

Les indices de Carli, Dutot et Jevons sont tous calculés sans recourir aux pondérations explicites. Mais, il est des cas dans lesquels des informations sur les pondérations pourraient être exploitées dans le calcul des indices d'agrégat élémentaire. Si les dépenses de la période de référence pour tous les produits d'un agrégat élémentaire, ou les estimations de celles-ci, étaient disponibles, l'indice d'agrégat élémentaire pourrait être calculé lui-même sous forme d'indice de Laspeyres pour les prix ou d'indice de Laspeyres géométrique. L'indice de Laspeyres pour les prix est défini comme suit :

$$I_{La} = \sum W_i^0 \left( \frac{P_i^t}{P_i^0} \right) \cdot \sum W_i^0 = 1 \text{ où les pondérations, } \sum W_i^0 \text{ sont les parts de dépenses pour}$$

chaque produit élémentaire dans la période de référence.

Si toutes les pondérations étaient égales, cette formule se réduirait à l'indice de Carli; si toutes les pondérations étaient proportionnelles aux prix dans la période de référence, cette formule se réduirait à l'indice de Dutot.

➤ **La version géométrique de l'indice de Laspeyres.** Cette version s'écrit :

$$I_{JW} = \prod \left( \frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{w_i^0} = \frac{\prod (P_i^t)^{w_i^0}}{\prod (P_i^0)^{w_i^0}}, \quad \sum W_i^0 = 1$$

où les pondérations,  $\sum W_i^0$  sont à nouveau les parts de dépenses dans la période de référence. Lorsque les pondérations sont toutes égales, cette formule se réduit à l'indice de Jevons.

➤ **Autres formules d'indice.**

La moyenne harmonique est un autre type de moyenne largement utilisé.

Dans notre contexte, deux versions en sont possibles : la moyenne harmonique des rapports de prix ou le rapport des moyennes harmoniques de prix.

**La moyenne harmonique des rapports de prix est définie comme suit :**



$$I_{HR} = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum \frac{P_i^0}{P_i^t}}$$

*Le rapport des moyennes harmoniques de prix est défini comme suit :*

$$I_{RH} = \frac{\sum \frac{n}{P_i^0}}{\sum \frac{n}{P_i^t}}$$

comme l'indice de Dutot, ne satisfait pas au test de commensurabilité et ne constitue une option acceptable que lorsque les produits élémentaires sont relativement homogènes. Aucune des deux formules ne semble très utilisée dans la pratique, peut-être parce que la moyenne harmonique n'est pas un concept très connu et ne serait pas facile à expliquer aux utilisateurs. Quoiqu'il en soit, au niveau agrégé, l'indice de Paasche, très utilisé quant à lui, est une moyenne harmonique pondérée.

➤ *Indice par Carruthers, Sellwood et Ward*

Cet indice est obtenu par la moyenne géométrique de l'indice de Carli et l'indice obtenu en moyenne harmonique des rapports de prix.

$$I_{CSWD} = (I_C I_{HR})^{1/2}$$

La moyenne harmonique des rapports de prix présente les mêmes types de propriétés axiomatiques que l'indice de Carli, mais avec des tendances et des biais opposés. Elle ne satisfait pas aux tests de transitivité, de réversibilité temporelle et de bouncing des prix. Comme elle peut être considérée conceptuellement comme le complément, ou l'image approximative, de l'indice de Carli, certains ont soutenu que l'on pourrait obtenir un indice élémentaire approprié en faisant la moyenne géométrique des deux, de la même manière que l'on prend, à un niveau agrégé, la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche pour obtenir l'indice de Fisher.

Les propriétés axiomatiques sont excellentes, même si elles ne sont pas aussi bonnes que celles de l'indice de Jevons, qui est transitif alors que celui-ci ne l'est pas. On peut démontrer, toutefois, il est approximativement transitif, et il a été observé de façon empirique qu'il est très proche de l'indice de Jevons.

➤ *L'indice de Lloyd Moulton (LM) non pondéré*

La formule de cette indice permet de prendre en compte la substitution qui peut s'opérer au sein d'un agrégat élémentaire

$$I_{LM} = \left[ \sum \frac{1}{n} \left( \frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{1-\beta} \right]^{\frac{1}{1-\beta}}$$

où  $\beta$  est l'élasticité de substitution. Les indices de Carli et de Jevons peuvent être considérés comme des cas spéciaux de l'indice de LM dans lesquels  $\sigma = 0$  et  $\sigma = 1$ .

## 6. Traitement de prix manquants

Dans le calcul de l'indice d'agrégat élémentaire, il se peut que le prix d'un produit élémentaire ne soit pas relevé durant quelques périodes parce que le produit manque temporairement ou a définitivement disparu. Ces deux classes de prix manquants appellent un traitement différent.

L'indisponibilité temporaire peut s'expliquer par le caractère saisonnier de certains produits (fruits, légumes et vêtements, ), une pénurie de l'offre ou les difficultés rencontrées dans le relevé des prix (fermeture d'un point de vente ou maladie d'un enquêteur, par exemple). Le traitement des produits saisonniers soulève des problèmes spécifiques.

Dans le cas où des observations portant sur des produits élémentaires non saisonniers manquent temporairement, quatre options sont à prises en compte lors du traitement des prix manquants :

- ✚ ***omettre le produit élémentaire dont le prix manque, de manière à maintenir un échantillon apparié (comparant des choses comparables), même si celui-ci se trouve appauvri;***

Omettre une observation du calcul d'un indice élémentaire équivaut à supposer que le prix aurait évolué de la même manière que la moyenne des prix des produits élémentaires qui restent inclus dans l'indice. Cette omission modifie les pondérations implicites attachées aux autres prix dans l'agrégat élémentaire.

- ✚ ***reporter le dernier prix observé;***

Reporter la dernière observation de prix est une opération à éviter dans la mesure du possible, car elle n'est acceptable que pour un nombre de périodes très limité. Il faut faire particulièrement attention dans les périodes de forte inflation ou d'évolution rapide des marchés due à un rythme élevé d'innovation et de renouvellement des produits. Bien qu'il soit facile à opérer, le report des derniers prix observés biaise l'indice qui en résulte vers une variation nulle. En outre, il y aura probablement un saut compensateur dans l'indice lorsque le prix du produit élémentaire manquant sera enregistré à nouveau, et celui-ci sera oublié à tort par un indice-chaîne, mais inclus dans un indice direct pour ramener l'indice à sa valeur réelle. L'effet négatif sur l'indice sera de plus en plus prononcé si le produit élémentaire reste sans prix pendant une période prolongée. En général, le report n'est ni une procédure acceptable ni une solution au problème.

- ✚ ***imputer le prix manquant en utilisant la variation moyenne des prix disponibles dans l'agrégat élémentaire;***

On peut imputer le prix manquant en utilisant la variation moyenne des prix disponibles dans le cas d'agrégats élémentaires lorsque l'on peut s'attendre à ce que leurs prix évoluent dans la même direction.

- ✚ ***imputer le prix manquant en utilisant la variation du prix d'un produit élémentaire comparable relevé auprès d'un autre point de vente similaire.***

L'imputation peut se faire en utilisant tous les autres prix de l'agrégat élémentaire. Comme nous l'avons déjà noté, cela revient numériquement à omettre le produit élémentaire pour la période courante, mais il est utile de procéder à l'imputation de façon à ce que, si le prix est à nouveau disponible dans une période ultérieure, la taille de l'échantillon ne soit pas réduite durant cette période. Selon l'homogénéité de l'agrégat élémentaire, il peut être préférable dans certains

cas de n'utiliser qu'un sous-ensemble de l'agrégat élémentaire pour estimer le prix manquant. Il peut même s'agir parfois d'un seul produit élémentaire comparable venant d'un type de point de vente similaire et dont on peut s'attendre à voir le prix varier de la même manière que le prix manquant.

## 7. Calcul des indices de niveau supérieur

De nombreux pays y compris le Burundi ne cherchent pas à calculer un indice du coût de la vie et préfèrent le concept d'indice de panier-type. L'indice de panier-type mesure la variation de la valeur totale d'un panier de biens et services donné entre deux périodes. Cette catégorie générale d'indices est décrite comme indice de Lowe

La signification de l'indice de Lowe est claire et peut être aisément expliquée aux utilisateurs, ce qui est important pour de nombreux offices de statistique.

On notera qu'il n'est pas nécessaire, en général, que le panier-type soit le panier effectivement utilisé dans l'une ou l'autre des deux périodes comparées. Si l'on prévoit que l'indice cible théorique sera un indice de panier-type ou un indice de Lowe, la préférence pourrait aller à un indice attachant une importance égale aux paniers des deux périodes : celui de Walsh, par exemple. Les quantités qui constituent le panier dans l'indice de Walsh sont les moyennes géométriques des quantités dans les deux périodes. Le même type d'indice peut donc être choisi comme cible théorique dans l'approche du panier-type et dans celle du coût de la vie. Concrètement, un office de statistique peut préférer choisir comme cible l'indice de panier-type qui repose sur le panier effectivement utilisé dans la première des deux périodes, pour des raisons de simplicité et de commodité. En d'autres termes, l'indice de Laspeyres peut être l'indice cible.

L'indice cible théorique est affaire de choix. Dans la pratique, il s'agira probablement d'un indice de Laspeyres ou d'un indice superlatif. Même si l'indice cible est l'indice de Laspeyres, il peut y avoir un décalage considérable entre ce qui est effectivement calculé et ce que l'office de statistique considère comme sa cible.

### ➤ *Les indices de prix à la consommation en tant que moyennes pondérées d'indices d'agrégat élémentaire*

Un indice de niveau supérieur est un indice applicable à certains agrégats de dépenses de niveau supérieur à l'agrégat élémentaire, y compris l'IPC lui-même. Les éléments suivants entrent dans le calcul des indices de niveau supérieur :

#### *les indices d'agrégat élémentaire;*

Les indices de niveau supérieur sont calculés simplement sous forme de moyennes arithmétiques pondérées d'indices d'agrégat élémentaire. Cette catégorie générale d'indice est appelée *indice de Young*.

#### *les pondérations calculées à partir des valeurs des agrégats élémentaires d'une ou plusieurs années antérieures.*

Les pondérations restent d'ordinaire fixées pour une séquence d'au moins douze mois. Si certains pays révisent leurs pondérations au début de chaque année afin de se rapprocher autant que possible des schémas de consommation courants, nombreux sont ceux qui continuent d'utiliser les mêmes pondérations plusieurs années durant où le Burundi depuis 1990, il ya seulement deux révisions faites et une encours pour cette année 2016.

La seconde étape du calcul d'un IPC n'implique pas des prix ou des quantités données. L'indice de niveau supérieur est un indice de Young dans lequel on établit une moyenne des indices d'agrégat élémentaire en utilisant un ensemble de pondérations prédéterminées. La formule peut s'écrire ainsi :

$I^{0t} = \sum w_i^b I_i^{0t}$ ,  $\sum w_i^b = 1$  où  $I^{0t}$  représente l'IPC global (ou tout indice de niveau supérieur) de la période 0 à la période t,  $w_i^b$  est la pondération attachée à chacun des indices d'agrégat élémentaire, et  $I_i^{0t}$  est l'indice d'agrégat élémentaire correspondant. Les indices élémentaires sont identifiés par l'indice i, dont les indices de niveau supérieur sont dépourvus. Les pondérations sont calculées à partir des dépenses durant la période b, qui dans la pratique doit précéder 0, période de référence pour les prix.

**Il est bon de rappeler que trois types de période de référence peuvent être distingués quand on établit l'IPC :**

- **La période de référence des pondérations**, qui est la période couverte par les statistiques de dépenses utilisées pour calculer les pondérations. D'ordinaire, cette période est d'un an. Au Burundi l'enquête 1-2-3 de 2008 menée par l'Institut de Statistiques et d'Etudes Economiques du Burundi (ISTEEBU) servent pour le calcul des pondérations en décembre 2013.
- **La période de référence des prix**, qui est la période pour laquelle les prix sont utilisés comme dénominateurs dans le calcul de l'indice.
- **La période de référence des indices**, qui est la période pour laquelle les indices sont fixés à 100.

La période de référence des indices est souvent une année, mais elle peut être un mois ou de toute autre période. La période de référence d'un indice peut aussi être changée pour une autre période en divisant simplement la série des valeurs de l'indice par la valeur de l'indice dans la nouvelle période, sans modifier les taux de variation. L'expression «période de base» peut s'appliquer à n'importe laquelle des trois périodes de référence. Elle est donc ambiguë et ne doit être utilisée que si le contexte auquel il est fait référence est parfaitement clair.

### ➤ **Indice de Young et de Lowe**

Il est utile de préciser la relation entre les indices de Lowe et de Young. Les offices de statistiques expliquent leur IPC aux utilisateurs, ils le décrivent souvent comme un indice de Lowe mesurant la variation au cours du temps de la valeur d'un panier-type de biens et services. Mais lorsqu'ils calculent leur IPC, la formule qu'utilisent en fait les offices de statistique est celle d'un indice de Young.

La relation entre ces deux indices est donnée par :

$$I_{Lo} = \frac{\sum p_i^t q_i^t}{\sum p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum p_i^t q_i^t}{\sum p_i^b q_i^b} / \frac{\sum p_i^0 q_i^t}{\sum p_i^b q_i^b}$$

$$= \sum w_i \left( \frac{p_i^t}{p_i^0} \right) = I_{Yo}$$

$$\text{Où } W_i = \frac{p_i^0 q_i^b}{\sum p_i^0 q_i^b}$$

Les valeurs  $q_i^b$ , c'est-à-dire les différentes quantités utilisées dans la période de référence des pondérations  $b$ , constituent le panier-type. On suppose dans un premier temps que la période de référence des pondérations  $b$  a la même durée que les deux périodes 0 et  $t$  sur lesquelles porte la comparaison. On conclut que :

- ✚ l'indice de Lowe est égal à un indice de Young dans le quel les pondérations sont des parts de valeur hybrides obtenues en réévaluant les valeurs  $q_i^b$ , quantités utilisées dans la période de référence des pondérations  $b$ , aux prix du mois de référence des prix 0;
- ✚ l'indice de Lowe peut être exprimé comme le rapport de deux indices de Laspeyres pour les périodes  $t$  et 0, respectivement, en prenant pour base le mois  $b$ ;
- ✚ l'indice de Lowe se réduit à un indice de Laspeyres lorsque  $b = 0$ , et à un indice de Paasche lorsque  $b = t$ .

### ➤ Indice de Laspeyres et de Paasche

- L'indice de Laspeyres se calcule :

$$I_{Las}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum p_i^1 q_i^1}{\sum p_i^0 p_i^0}$$

Si  $t = 3$  l'indice devient :

$$I_{Las}(p^0, p^3, q^0, q^3) = \frac{\sum p_i^3 q_i^0}{\sum p_i^0 p_i^0} \text{ Ou encore :}$$

$$I_{FBLas}^{0 \rightarrow 3} = \frac{\sum_i (p_i^0 q_i^0) \frac{p_i^3}{p_i^0}}{\sum_i p_i^0 q_i^0}$$

$$I_{Las}^{0 \rightarrow 1} = \frac{\sum_i (p_i^0 q_i^0) \frac{p_i^1}{p_i^0}}{\sum_i p_i^0 q_i^0}$$

$$I_{Las}^{1 \rightarrow 2} = \frac{\sum_i (p_i^1 q_i^1) \frac{p_i^2}{p_i^1}}{\sum_i p_i^1 q_i^1} \quad I_{Las}^{2 \rightarrow 3} = \frac{\sum_i (p_i^2 q_i^2) \frac{p_i^3}{p_i^2}}{\sum_i p_i^2 q_i^2}$$

Le chaînage de l'Indice  $I_{CBLAS}$  à partir des Indices mobiles devient:

$$I_{CBLas}^{0 \rightarrow 3} = I_{Las}^{0 \rightarrow 1} \times I_{Las}^{1 \rightarrow 2} \times I_{Las}^{2 \rightarrow 3}$$

L'indice-chaîne de **Laspeyres** décrit ci-haut est utilisé par quelques Institut Nationaux de Statistique y compris l'ISTEEBU qui utilise la moyenne arithmétique pondérée des différents indices de niveau Supérieur. Pourtant, cet indice-chaîne de **Laspeyres** présente plusieurs caractéristiques importantes :

- La formule de l'indice-chaîne permet d'actualiser les pondérations et facilite l'adoption de nouveaux produits élémentaires ou sous-indices ainsi que la suppression de ceux qui sont devenus obsolètes.
- Pour pouvoir raccorder l'ancienne et la nouvelle séries, il est nécessaire de prévoir une période de chevauchement dans laquelle l'indice doit être calculé en utilisant à la fois l'ancien et le nouvel ensemble de pondérations.
- L'indice-chaîne peut comporter deux ou plusieurs chaînages. Entre chaque période de chaînage, l'indice peut être calculé sous forme d'indice à pondérations fixes ou toute autre formule d'indice. La période de chaînage peut être d'un mois ou d'un an, à condition que les pondérations et les indices fassent référence à la même période.
- Le chaînage a pour but d'assurer que les différents indices établis à tous les niveaux évoluent correctement dans le temps.
- Le chaînage conduit à la non additivité. Lorsque la nouvelle série est chaînée à l'ancienne, comme dans l'équation précédente les indices de niveau supérieur après le chaînage ne peuvent pas être obtenus sous forme de moyennes arithmétiques pondérées des différents indices utilisant les nouvelles pondérations.

Jusqu'à une période très récente, la formule de Laspeyres a été très largement utilisée comme fondement conceptuel des indices des prix à la consommation (IPC) à travers le monde. De même, cet indice a été retenu au Burundi dans le calcul de l'indice général pour la publication.

Pour l'appliquer, il suffit aux offices de statistique de recueillir des informations sur les parts de dépenses dans le domaine de définition de l'indice pour la période de référence 0, puis de recueillir en continu des informations sur les prix des produits élémentaires seulement. L'IPC de Laspeyres peut donc être produit rapidement sans qu'il soit nécessaire de disposer d'informations sur les quantités pour la période en cours.

Le tableau suivant montre l'indice de niveau supérieur de type Laspeyres dans le premier trimestre de l'année 2015.

**Tableau2. Indices de niveau supérieur publiés par l'ISTEEBU**

		Pondérations	déc-13	janv-15	févr-15	mars-15	avr-15
<b>Indice général</b>	<b>Tous les produits</b>	1000	100	103,7	103,5	106,2	109,3
Indice supérieur	<b>Céréales non transformés</b>	<b>62,67702</b>	<b>100</b>	<b>102,2</b>	<b>103,4</b>	<b>105,2</b>	<b>102,8</b>
	<b>Riz local</b>	<b>52,13576</b>	<b>100</b>	<b>102,6</b>	<b>104,2</b>	<b>106,4</b>	<b>103,5</b>
Indice élémentaire	<b>Riz importé</b>	<b>9,12678</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
	<b>Maïs et Autre céréales</b>	<b>1,41448</b>	<b>100</b>	<b>100,8</b>	<b>97,3</b>	<b>96,5</b>	<b>97,1</b>
Indice supérieur	<b>Farines, semoul et graux</b>	<b>21,63963</b>	<b>100</b>	<b>98,5</b>	<b>97,6</b>	<b>96,9</b>	<b>96,2</b>
	<b>Farine de manioc</b>	<b>15,27899</b>	<b>100</b>	<b>96,8</b>	<b>95,8</b>	<b>95,1</b>	<b>94,4</b>
	<b>Farine de blé</b>	<b>2,90197</b>	<b>100</b>	<b>103,1</b>	<b>103</b>	<b>104,4</b>	<b>103</b>
Indice élémentaire	<b>Farine de maïs</b>	<b>1,35266</b>	<b>100</b>	<b>94,8</b>	<b>92,6</b>	<b>93,4</b>	<b>93,7</b>
	<b>Autres Farines</b>	<b>2,10601</b>	<b>100</b>	<b>106,4</b>	<b>106,3</b>	<b>102,1</b>	<b>101,9</b>
Indice supérieur	<b>Pate Alimentaires</b>	<b>2,6706</b>	<b>100</b>	<b>99,6</b>	<b>99,7</b>	<b>104,9</b>	<b>103,3</b>
Indice élémentaire	<b>Pate Alimentaire</b>	<b>0,90419</b>	<b>100</b>	<b>103,8</b>	<b>103,4</b>	<b>102,8</b>	<b>101,1</b>
	<b>Ubuswage</b>	<b>1,76641</b>	<b>100</b>	<b>97,4</b>	<b>97,8</b>	<b>106</b>	<b>104,4</b>
Indice supérieur	<b>pains</b>	<b>30,31244</b>	<b>100</b>	<b>95,1</b>	<b>96,6</b>	<b>103,8</b>	<b>105,7</b>
	<b>Pain non coupé en forme de baguette</b>	<b>17,38644</b>	<b>100</b>	<b>96,3</b>	<b>97,5</b>	<b>111,2</b>	<b>113,4</b>
Indice élémentaire	<b>Sandwich</b>	<b>6,48043</b>	<b>100</b>	<b>84,9</b>	<b>89,7</b>	<b>86,2</b>	<b>85,7</b>
	<b>Autre Pains</b>	<b>6,44557</b>	<b>100</b>	<b>102,3</b>	<b>101,3</b>	<b>101,4</b>	<b>104,9</b>

Comme on l'a dit, les indices de niveau supérieur publiés sont la moyenne arithmétique pondérée des indices élémentaires où les pondérations sont en rapport avec les dépenses de consommations des ménages de l'enquête 1-2-3 de 2008. Par contre les prix de base sont calculés par les prix de décembre 2013

En appliquant la formule de Laspeyres pour calculer l'indice d'agrégat supérieur, on aura :

$$I^{0t} = \sum w_i^b I_i^{0t} ; \text{ Avec } b=0$$

C'est ainsi par exemple que l'Indice des céréales non transformés du mois de janvier 2015 = (52,12\*Indice du riz local du mois de janvier 2015 + 9,12\*riz importé du mois de janvier 2015 + 1,14\*Indice du maïs et autres céréales)/62,7 = (52,12\*12,5 + 9,12\*100 + 1,14\*100,8)/62,7 = 102,2

- L'indice de Paasche se calcule comme suit :

$$I_{Pa}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum p_i^1 q_i^1}{\sum p_i^0 p_i^1}$$

L'indice de Paasche peut aussi être écrit sous forme de parts de dépenses et de rapports des prix, de la façon suivante

$$\begin{aligned}
 I_{Pa}(p^0, p^1, q^0, q^1) &= 1/(\sum p_i^0 q_i^1)/(\sum p_i^1 q_i^1) \\
 &= 1/\{\sum (p_i^0/p_i^1) p_i^1 q_i^1 / (\sum p_i^1 q_i^1)\} \\
 &= 1/\left\{ \sum \left( \frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{-1} w_i^1 \right\} \\
 &\quad \left\{ \sum \left( \frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{-1} w_i^1 \right\}^{-1}
 \end{aligned}$$

L'indice de prix de Paasche peut donc s'écrire sous forme de moyenne harmonique des n rapports des prix des produits élémentaires, pondérée par les parts de dépenses pour la période 1 (période en cours). Le manque d'informations sur les quantités pour la période en cours empêche les offices de statistique de produire rapidement des indices de Paasche. Ainsi l'Institut de Statistiques et d'Etudes Economiques du Burundi (ISTEEBU) s'aligne aux autres nombreuses offices de statistiques en utilisant l'indice de Laspeyres pour sa simplicité de calcul et la manque des moyens financiers pour conduire l'enquête sur les dépenses de consommation des ménages.



## **Bibliographie**

*Guide pratique pour l'établissement de l'indice des prix à la consommation*  
*Manuel de l'indice des prix à la consommation : Théorie et pratique, publié en 2004.*

*Note méthodologique de l'Indice des Prix à la Consommation au Burundi*