

# L'INDICE DES PRIX DE LA C.G.T. : UNE ANALYSE CRITIQUE

par

Jean-Paul PIRIOU (\*)

RÉSUMÉ. — Cet article propose une analyse de la définition et des résultats de l'indice des prix calculé chaque mois depuis janvier 1972 par la Confédération Générale du Travail.

Les pondérations, la liste des articles et le traitement des changements de la qualité des produits posent de nombreux problèmes. L'auteur pense que la C.G.T. ne parvient pas à les résoudre de façon satisfaisante.

Les résultats de l'indice par fonction (alimentation, habillement, etc.) ne semblent guère compatibles avec les évolutions des prix moyens d'un certain nombre de variétés publiés dans le *Bulletin Mensuel de Statistique*, données que la C.G.T. n'a jamais critiquées.

L'analyse des variations temporelles des écarts entre les évolutions de l'indice C.G.T. par fonction et celles des indices analogues calculés par l'I.N.S.E.E. conduit l'auteur à conclure qu'il n'y a pas d'interprétation rationnelle plausible de l'indice de la C.G.T.

ABSTRACT. — THE PRICE INDEX OF THE C.G.T.: A CRITICAL ANALYSIS. — *The author presents an analysis of the definition and results of the price index computed each month by the 'Confédération Générale du Travail', since January 1972.*

*There are many problems about weights, the list of items, and the handling of quality change. The author thinks C.G.T. did not solve them.*

*The series of index obtained per function (food, clothing...) do not look coherent with the change over time of average prices of a number of articles as published in the BMS (monthly bulletin produced by I.N.S.E.E.: National Institute of Statistics), and never criticized by the C.G.T.*

*After studying differences occurring on a long period between the C.G.T. index per function and comparable indexes issued by I.N.S.E.E., the author concludes that it is not possible to explain rationally the C.G.T. index.*

---

(\*) Maître-Assistant à l'Université de Paris-I.

## SOMMAIRE

<b>1. La définition de l'indice</b> .....	37
1.1. La population de référence .....	37
1.2. Les pondérations .....	39
1.3. Les articles .....	44
1.4. Le traitement des changements de qualité et de produits .....	47
1.5. Relevés de prix et secret statistique .....	50
<b>2. Les résultats de l'indice C.G.T.</b> .....	51
2.1. Analyse critique des résultats par fonction .....	53
2.2. Les explications des écarts entre les indices de l'I.N.S.E.E. et de la C.G.T. ....	59
2.3. Conclusion .....	63
<b>3. Les arrondis de l'indice de la C.G.T. : une énigme ?</b> .....	64
3.1. Le constat .....	64
3.2. Les explications .....	65
<b>4. Conclusion</b> .....	67

L'indice actuel de la C.G.T. (base 100 en janvier 1972) s'est substitué depuis 1972 au chiffrage trimestriel du budget-type de la Commission supérieure des conventions collectives qu'effectuait jusqu'alors cette confédération. La C.G.T. explique en 1972 qu'elle « a établi son propre indice parce qu'elle n'a pas obtenu satisfaction à sa demande de discuter l'élaboration de nouveaux indices »<sup>(1)</sup>. 5 ans après, la C.G.T. affirme : « nous demandons enfin qu'il soit admis — une bonne fois pour toutes — un fait scientifiquement établi, à savoir qu'un indice de prix, fût-il officiel, est au fond une tentative de mesurer d'aussi près que possible un phénomène très complexe et ne constitue pas une mesure irréfutable. C'est la raison pour laquelle, même si nous obtenons satisfaction pour l'indice officiel, nous continuerons à relever les prix et à calculer un indice C.G.T. à titre de comparaison »<sup>(2)</sup>.

L'indice des prix de la C.G.T. risque donc de rester longtemps d'actualité. Une analyse critique en est ici présentée. Elle considère successivement la définition, puis les résultats de l'indice. Si les informations disponibles sur cet indice sont assez peu nombreuses, elles permettent cependant de mettre en évidence un certain nombre de problèmes, par exemple l'existence très probable d'un lissage intermittent des résultats mensuels de l'indice.

---

(1) Centre Confédéral d'Etudes Economiques et Sociales (C.C.E.E.S.) de la C.G.T., L'indice des prix de la C.G.T. : Réponse à l'I.N.S.E.E., *Le Peuple*, n° 890, 20-31 mars 1972 et MOYNOT (J.L.), Conférence de presse, *Le Peuple*, n° 888, 1-15 mars 1972.

(2) MOYNOT (J.L.), Pour un indice des prix honnête, *Le Peuple*, n° 1007, 1-15 février 1977.

## 1. LA DÉFINITION DE L'INDICE

Au fur et à mesure de la présentation des caractéristiques de l'indice C.G.T. — population de référence, pondérations, articles, effet qualité, relevés de prix et secret statistique — on tentera d'évaluer comment la C.G.T. intègre, dans son indice, les conséquences logiques des diverses critiques qu'elle adresse à celui de l'I.N.S.E.E., considéré comme « le plus faux de tous », les instruments qui interviennent dans la mesure du pouvoir d'achat <sup>(1)</sup>.

### 1.1. La population de référence

La « catégorie sociale » de référence de l'indice est constituée par les familles comprenant 4 personnes (2 enfants de 10 et 15 ans), dont le chef est ouvrier qualifié, qui vivent dans la région parisienne et sont locataires d'un « logement décent » <sup>(2)</sup>.

La C.G.T. admet qu'un indice de prix reflétant la consommation réelle doit être différent d'un budget-type correspondant à certaines normes de satisfaction des besoins. « Toutefois, pour un indice destiné à défendre le pouvoir d'achat des travailleurs, il importe que la consommation prise en considération ne soit pas misérable. C'est pourquoi nous avons choisi l'ouvrier qualifié, dont la consommation n'est pas à un niveau trop bas, qui a toujours lutté pour défendre le prix de sa force de travail ». La C.G.T. semble ainsi considérer l'ouvrier qualifié comme l'archétype de la classe ouvrière, mais elle semble faire fi du fait que l'évolution d'un indice ne dépend pas du niveau de la consommation, mais de la structure des pondérations qui lui sont associées.

Cette conception est normative : défendre le pouvoir d'achat avec un indice de prix défini à partir des seuls ouvriers qualifiés, c'est en fait transformer celui-ci en budget-type pour l'ensemble des travailleurs. Pour prévenir cette critique, la C.G.T. met en avant la représentativité plus large de sa population de référence, mais ses arguments semblent peu convaincants :

— la famille de 4 personnes ne correspond pas à la plus grande fréquence statistique : en 1970, 35,9% des ménages dont le chef était ouvrier n'avaient pas d'enfant à charge, 21,6% en avaient un et 19,2% en avaient deux <sup>(3)</sup>;

— la consommation moyenne des ménages d'ouvriers qualifiés est certes peu différente de celle de l'ensemble des catégories socio-professionnelles (en 1972, elle était supérieure de 4,1%), mais elle est plus proche de celle des employés (+ 1,5%) ou des exploitants agricoles (— 1,2%) que de celle des autres ouvriers (— 7,9%). La recherche d'une population de référence proche

---

(1) MOYNOT (J.L.), Pour un indice des prix honnête, art. cité; voir également L'escroquerie de l'indice officiel, *Le Peuple*, n° 985, 1-15 mars 1975, et L'intervention de MOYNOT au Conseil Economique et Social, *Le Peuple*, n° 916, 16-30 avril 1973. MOYNOT est alors responsable du service d'études économiques et sociales de la C.G.T.

(2) Sauf exceptions précisées en notes, les citations et informations proviennent de la « Présentation de l'indice des prix de la C.G.T. », *Le Peuple*, n° 888, 1-15 mars 1972.

(3) BANDERIER (G.) et GHIGLIAZZA (P.), Les revenus des ménages en 1970, *Collections de l'I.N.S.E.E.*, Série M, n° 40, décembre 1974.

de la consommation moyenne aurait dû conduire la C.G.T. à choisir l'ensemble des ménages ouvriers dont la consommation n'est inférieure que de 0,7% à cette moyenne<sup>(1)</sup>.

Ce souci d'être proche de la moyenne est quelque peu contradictoire avec l'affirmation de la C.G.T. selon laquelle « la moyenne de situations très diverses ne représente rien de concret »<sup>(2)</sup>, ou avec son approbation des enquêtes et études selon lesquelles « la structure de la consommation est différente suivant la catégorie sociale ».

Le choix d'une population de référence n'est pas en soi critiquable, mais de deux choses l'une :

— soit la C.G.T. a choisi comme population de référence la catégorie des ouvriers qualifiés parce qu'elle est spécifique et/ou correspond à l'idée que la C.G.T. se fait (ou veut imposer) de la classe ouvrière et/ou de ses propres syndiqués. Mais alors, il est curieux de prétendre que la spécificité de cette population est représentative de la plupart des catégories sociales, c'est-à-dire non spécifique ;

— soit la population de référence est choisie pour être représentative de toutes les catégories sociales ou de la plupart d'entre elles. Mais alors, il serait plus logique de prendre comme référence l'ensemble des ménages, ou l'ensemble des ménages salariés, ou l'ensemble des ouvriers, employés et petits cadres.

En prétendant avoir trouvé une population de référence à la fois spécifique et représentative, la C.G.T. ne peut surmonter cette contradiction. En imposant aux ouvriers qualifiés de sa population de référence le statut de locataires et d'habitants de la région parisienne, la C.G.T. se heurte à de nouveaux problèmes.

La référence à des locataires est cohérente avec la critique adressée à l'I.N.S.E.E. qui ne prend pas en considération (dans l'indice mensuel) les « loyers fictifs » que se versent les propriétaires occupants, ce qui est d'ailleurs contraire aux conventions de la Comptabilité Nationale dont l'I.N.S.E.E. affirme s'inspirer pour évacuer certains postes du champ de son indice (intérêts, etc.)<sup>(3)</sup>. Le choix de la région parisienne apparaît, par contre, impossible à justifier et rend vaine toute affirmation de la représentativité de la population de référence<sup>(4)</sup>. La C.G.T. justifie ce choix par la nécessité de

(1) BIGATA (G.) et BOUVIER (B.), Les conditions de vie des ménages en 1972, *Collections de l'I.N.S.E.E.*, Série M, n° 32, février 1974.

(2) L'indice des prix de la C.G.T. : Réponse à l'I.N.S.E.E., art. cité.

(3) ... Par ailleurs, les ménages dont le chef est ouvrier qualifié sont ceux où la proportion de locataires est la plus forte : 57,9% en 1972. L'agglomération parisienne est celle où la proportion de locataires est la plus élevée : 58,1% (BIGATA et BOUVIER, art. cité, p. 19).

(4) Cf. BIGATA et BOUVIER, art. cité, dont les travaux indiquent de sensibles différences de structure de la consommation selon la taille des agglomérations. Parmi les caractéristiques de sa population de référence, la C.G.T. semble privilégier la dimension « ouvrier qualifié ». Ainsi, dans la présentation de l'actualisation des pondérations de son indice en 1975, se réfère-t-elle — même si cela reste vague — aux « ouvriers qualifiés » de l'enquête I.N.S.E.E. sur la consommation des ménages en 1972, alors que les résultats sont également disponibles par région. Cf. Actualisation de la structure de l'indice C.G.T. en 1975, *Le Peuple*, n° 1010, 15-31 mars 1977, p. 13 : le tableau et la note<sup>(5)</sup>.

limiter ses relevés à la région parisienne pour minimiser les coûts de l'élaboration de son indice. C'est confondre, nous semble-t-il, le champ de la population de référence et le champ des relevés de prix. Compte tenu de la similitude des évolutions de prix dans l'agglomération parisienne — similitude précisément relevée par la C.G.T. pour défendre la représentativité nationale de son propre indice <sup>(1)</sup> — il aurait été en effet logique et possible de concilier le caractère national de la population de référence et le caractère parisien des relevés de prix.

## 1.2. Les pondérations

Les 363 articles de l'indice C.G.T. sont répartis dans une nomenclature de fonctions voisine de celle de l'indice I.N.S.E.E. des 259 articles et analogue à celle des enquêtes de l'I.N.S.E.E. sur la consommation des ménages. Les pondérations doivent être révisées tous les trois ans, mais, entre 1975 et 1981, aucune révision n'a eu lieu. Ces pondérations posent de nombreux problèmes.

### 1.2.1. Le constat

Les pondérations de l'indice C.G.T. sont presque aussi éloignées de celles qui correspondent à la consommation des ménages d'ouvriers qualifiés que le sont celles des cadres supérieurs. En dehors de ceux-ci, aucune C.S.P. n'a une structure de consommation aussi éloignée de celle des ouvriers qualifiés. Telle est la conclusion principale qui se dégage de la première colonne du tableau I. Si la référence choisie pour mesurer les écarts de pondérations n'est plus la structure de la consommation des ouvriers qualifiés, mais celle de l'indice C.G.T. (3<sup>e</sup> colonne), la conclusion n'est pas moins brutale : l'indice C.G.T. n'apparaît représentatif d'aucune C.S.P., puisque l'écart moyen de pondération pour chacun des 7 postes retenus est supérieur à 3 % pour la catégorie la moins éloignée (ouvriers autres que les ouvriers qualifiés).

Ce manque de représentativité semble, *a priori*, lié au poids du poste « loyers et charges » dans l'indice C.G.T. : 16,8 contre 5,9 % pour les ouvriers qualifiés (de 2,8 à 6,7 % pour les autres C.S.P.). Cette différence peut-elle être due aux caractéristiques de la population de référence choisie, ainsi que l'affirme la C.G.T. ?

Cette population est *locataire*. Sachant — d'après l'enquête déjà citée de 1972 — que les ouvriers qualifiés sont locataires dans 57,9 % des cas, on peut en déduire que les ouvriers qualifiés locataires affectent 10,2 % de leurs dépenses de consommation aux « loyers et charges », contre 12,1 % pour l'ensemble des ménages locataires. Cette caractéristique de la population C.G.T. ne permet d'expliquer que les 2/5 de l'écart qui sépare pour la pondération des « loyers et charges » les 5,9 % des ouvriers qualifiés (d'après l'enquête de 1972) des 16,8 % de l'indice C.G.T. <sup>(2)</sup>.

(1) Réponse à l'I.N.S.E.E., art. cité.

(2)  $100 : 57,9 \times 5,9 = 10,189$ . L'hypothèse sur laquelle repose ce calcul est la seule qui puisse être chiffrée.

**TABLEAU I**  
**Comparaison des pondérations pour diverses populations**  
**selon la catégorie du chef de ménage en 1972**

Catégorie du chef de ménage	Somme des valeurs absolues des écarts (%) entre les pondérations de diverses catégories et les pondérations <sup>(1)</sup>			
	Des ouvriers qualifiés		De l'indice C.G.T.	
		Hors loyers et charges		Hors loyers et charges
Agriculteurs exploitants . . . . .	11,6	9,0	31,6	14,6
Salariés agricoles . . . . .	19,8	16,7	34,4	16,9
Professions indépendantes . . . . .	9,7	10,7	27,1	23,2
Cadres supérieurs . . . . .	24,9	25,2	41,1	35,2
Cadres moyens . . . . .	14,7	14,7	29,9	24,7
Contremaîtres . . . . .	9,2	7,9	24,6	17,1
Employés . . . . .	8,9	10,2	24,5	18,4
Ouvriers . . . . .	4,4	5,3	22,0	9,7
dont : <i>ouvriers qualifiés</i> . . . . .	0,0	0,0	23,2	14,8
<i>autres ouvriers</i> . . . . .	8,4	8,9	21,4	6,5
Inactifs . . . . .	13,7	12,6	28,3	18,6
<i>Région parisienne</i> . . . . .	10,8	13,1	27,5	21,6
<i>Couples avec deux enfants</i> . . . . .	10,1	9,6	25,7	20,2
Moyenne arithmétique des trois catégories soulignées . . . . .	—	—	23,5	18,4
Ensemble des ménages . . . . .	7,2	5,2	23,0	16,2
Population de référence C.G.T. . . . .	23,2	14,8	0,0	0,0

(<sup>1</sup>) Les pondérations sont regroupées en sept postes : alimentation, habillement, habitation, hygiène et soins, transports-télécommunications, culture et loisirs, divers. On a calculé pour un même poste la différence de pondération entre les deux catégories comparées, puis additionné la somme des valeurs absolues des différences pour les sept postes. Hors loyers et charges : mêmes calculs mais à partir des pondérations recalculées sans les loyers et les charges.

Sources : Calcul à partir de BIGATA et BOUVIER (op. cit.) et *Le Peuple*.

Cette population est locataires en *région parisienne* : ceci n'explique que 60% de la surpondération, puisque les « loyers et charges » (en 1972) y sont de 12,35% pour les locataires (de 9,9 à 11,6% selon la taille de l'agglomération de résidence pour les autres locataires). La faiblesse relative de cet écart vient du fait que le niveau des loyers est supérieur en région parisienne (de 30% en

1973 par rapport à la moyenne nationale), mais que les revenus des ménages y sont également supérieurs (de 25 % pour les ménages ouvriers en 1970) (1).

Les locataires de l'indice C.G.T. occupent un *logement décent* : cette notion imprécise introduit un élément de budget-type dans l'indice — ce que nie la C.G.T. (2) — mais aucune information de source C.G.T. n'est disponible pour tenter une évaluation. Les ménages de la C.G.T. ont deux enfants à charge : d'après l'enquête de 1972, ce type de ménage a un coefficient budgétaire « loyers et charges » plus faible — 11 % — que celui de l'ensemble des ménages (12,1 %).

Le seul facteur qui devrait aggraver — d'assez peu — le coefficient budgétaire « loyers et charges » de la population de référence par rapport à celui de l'ensemble des ménages *locataires* est donc la résidence en région parisienne. Les autres facteurs (C.S.P. et taille de la famille) l'atténuent. Il n'existe donc aucun fondement objectif à une pondération « loyers et charges » aussi élevée que celle retenue par la C.G.T. Le choix d'une population de locataires peut expliquer un écart d'environ 4 points par rapport aux résultats de l'enquête de 1972 pour les ouvriers qualifiés, mais certainement pas de 11 points (16,8 % - 5,9 %). En toutes hypothèses, *si une pondération aussi élevée pouvait être trouvée pour une population de référence très particulière, elle priverait de toute prétention à la représentativité l'indice des prix en découlant.*

Poursuivons l'analyse des pondérations de l'indice C.G.T. en neutralisant le poste « loyers et charges ». Le tableau I (2<sup>e</sup> colonne) montre que la structure des pondérations de l'indice C.G.T. est — dans cette hypothèse — plus éloignée de celle des ouvriers qualifiés que celle-ci ne l'est de celles de toutes les autres C.S.P., à l'exception des salariés agricoles et des cadres supérieurs. Le tableau I (4<sup>e</sup> colonne) indique que, seuls, les ouvriers non qualifiés ne sont pas trop éloignés de l'indice de la C.G.T. quant à la structure de leur consommation. Les autres C.S.P. ont un écart de plus de 2 points pour chacune des 7 fonctions avec la population de référence de la C.G.T. La prise en compte simultanée des trois critères de la population de référence de la C.G.T. (C.S.P., région, taille de la famille) pourrait conduire — par compensation partielle des écarts — à des résultats plus favorables à la C.G.T. : le tableau I montre qu'il n'en est rien (*cf.* 14<sup>e</sup> ligne, 3<sup>e</sup> et 4<sup>e</sup> colonnes).

La conclusion ne peut, dès lors, qu'être nette : la structure de la consommation correspondant à l'indice C.G.T. n'est ni spécifique de la population de référence dont elle est théoriquement issue, ni représentative des structures de consommation d'autres C.S.P. ou de l'ensemble des ménages.

(1) Les revenus des ménages en 1970, art. cité.

(2) « Sans être normative, la consommation prise en compte en matière de logement élimine les cas extrêmes ». Phrase rajoutée — mais la C.G.T. ne le précise pas — dans la réédition en 1977 du texte de présentation de l'indice C.G.T. en 1972 (*cf. Le Peuple*, n° 1010, mars 1977). D'après le texte de 1972, il n'est pas évident que cette notion de logement décent intervienne dans les pondérations. J.L. MOYNOT indique simplement : « Je n'ai pas besoin d'ajouter qu'il n'y a que des logements modestes, mais convenables dans l'échantillon dont nous suivons les prix » (Conférence de presse, art. cité, février 1972), ce qui laisserait supposer que la notion de décence n'intervient que dans le choix de l'article logement. En mars 1972, la C.G.T. définit ainsi sa population de référence : « ménage d'ouvrier qualifié de la région parisienne ayant deux enfants, locataires d'un logement décent » (Réponse à l'I.N.S.E.E., art. cité).

L'affirmation de la C.G.T. selon laquelle les « divergences de structure entre l'indice C.G.T. et l'indice officiel s'expliquent facilement » s'avère d'autant plus hardie que la C.G.T. a précisément choisi une population de référence pour laquelle les données nécessaires à la détermination des pondérations sont à peu près inexistantes. En toutes hypothèses, la C.G.T. ne peut affirmer simultanément que « le choix d'un cas concret très significatif (sa population de référence, J.-P. P.) est plus proche de la réalité générale qu'une moyenne abstraite » <sup>(1)</sup> et qu'une situation est représentative lorsqu'elle « est proche de la moyenne française et de la plus forte densité statistique ».

### *1.2.2. Les pondérations ont-elles été choisies pour biaiser systématiquement les résultats de l'indice de la C.G.T. ?*

La surpondération manifeste du poste « loyers et charges », c'est-à-dire d'un poste dont le rythme de hausse des prix est resté, pendant plusieurs années *avant la construction de l'indice C.G.T.*, très supérieur à celui de la moyenne des prix, incite à tester l'hypothèse suivante : le choix des pondérations de l'indice C.G.T. résulte-t-il d'une volonté de biaiser la mesure du mouvement des prix (par rapport à celle effectuée par l'I.N.S.E.E.) en faisant un pari sur le maintien des tendances dans la déformation de la structure des prix relatifs ? Pour répondre à cette question, il suffit de comparer les pondérations C.G.T. et I.N.S.E.E. (indice mensuel des 295 postes) au mouvement des prix relatifs sur moyenne période avant la construction de l'indice C.G.T. La déformation des prix relatifs est repérée à l'aide du niveau de l'indice des prix (259 articles) atteint par chaque poste en janvier 1971 (base 100 en 1962). En raison du nombre limité de séries d'indices publiées sur la base 1962, l'hypothèse précédente ne peut malheureusement être testée à un niveau très détaillé. Les résultats sont regroupés dans le tableau II.

En ne considérant que les postes « loyers et charges » et « autres postes », l'indice de la C.G.T. aurait dû — si la déformation des prix relatifs de 1962 à 1970 s'était poursuivie — s'établir au niveau 150,1 lorsque celui de l'I.N.S.E.E. aurait atteint 141,2. Ceci signifie que, pour une hausse des prix de 10% mesurée par l'I.N.S.E.E., celle de la C.G.T. aurait été de 12,16% : un biais de 21,6% <sup>(2)</sup>.

Lorsque l'on passe à une nomenclature en trois postes (alimentation, produits manufacturés, services), le biais n'est plus que de 14,1%. Avec une nomenclature en 6 fonctions, la corrélation entre surpondération et hausse des prix relatifs n'est plus complète ; « hygiène-santé » et « transports-télécommunications » font exception. Le biais final n'est plus que de 4,1%.

Les données disponibles permettent de décomposer en 6 postes la fonction « alimentation » et en 2 postes la fonction « habitation ». Le tableau II indique que la structure de l'indice C.G.T. biaise vers le bas l'indice de prix de la fonction « alimentation » et — bien entendu — vers le haut celui de « habitation ».

(1) Réponse à l'I.N.S.E.E., p. 6 (art. cité).

(2)  $50,1/41,2 = 1,216$ .

**TABLEAU II**  
**Indices C.G.T. et I.N.S.E.E. à pondérations 1972 si les tendances affectant les mouvements de prix relatifs de 1962 à 1971 s'étaient maintenues**

Postes	Pondérations 1972 (%)		Indices (259 articles) janv. 71/100 en 62	Indice C.G.T. hypothétique	Indice I.N.S.E.E. hypothétique
	C.G.T.	I.N.S.E.E.			
Loyers (et charges pour la C.G.T.) . . . . .	16,8	5,1	205,7		
Autres postes . . . . .	83,2	94,9	138,9		
<i>Ensemble</i> . . . . .	100	100	141,1 <sup>(3)</sup>	150,1	141,2
Alimentation <sup>(1)</sup> . . . . .	30,5	31,2	137,5		
Services . . . . .	39,9	28,3	183,4		
Produits manufacturés . . . . .	29,6	40,5	126,6		
<i>Ensemble</i> . . . . .	100	100	141,1	152,6	146,1
Alimentation <sup>(2)</sup> . . . . .	36,0	40,2	138,7		
Habillement . . . . .	8,9	10,6	126,4		
Habitation . . . . .	27,8	17,9	152,6		
Hygiène et santé <sup>(4)</sup> . . . . .	7,6	9,4	153,3		
Transports-télécommunic. . . . .	9,7	10,4	143,9		
Culture-loisirs-divers . . . . .	10,0	11,5	136,2		
<i>Ensemble</i> . . . . .	100	100	141,1	142,8	141,5
Prod. à base de céréales . . . . .	3,0	3,67	147,4		
Légumes et fruits . . . . .	5,15	4,87	123,5		
Viandes - volailles - œufs - poissons - lait - fromages - corps gras . . . . .	17,35	16,39	143,0		
Prod. alimentaires divers . . . . .	1,05	1,6	129,7		
Boissons . . . . .	3,95	4,68	131,1		
Repas et consom. hors dom. . . . .	5,5	8,97	161,4		
<i>Alimentation</i> . . . . .	36,0	40,2	138,7	141,7	143,2
Loyers (et charges p. C.G.T.) . . . . .	16,8	5,1	205,7		
Autres dépenses habitation . . . . .	11,0	12,8	140,5		
<i>Habitation</i> . . . . .	27,8	17,9	152,6	179,9	159,0
<i>Ensemble</i> (6 fonctions avec alimentation en 6 postes et habitation en 2 postes) . . . . .	100	100	141,1	151,5	144,5

<sup>(1)</sup> Hors repas à l'extérieur et consommation dans les cafés.

<sup>(2)</sup> Y compris les postes exclus par la note <sup>(1)</sup>.

<sup>(3)</sup> Correspond aux pondérations 1962 de l'indice des 259 articles.

<sup>(4)</sup> L'hôpital est hors du champ de l'indice I.N.S.E.E. 295 postes.

N.B. : Les indices hypothétiques sont à pondérations C.G.T. ou I.N.S.E.E. 1972.

Sources : B.M.S. et sources du tableau III.

A l'intérieur des autres fonctions, on trouve aussi bien des postes qui confirment la validité de notre hypothèse (viande, réparation et entretien des vêtements, frais de scolarité, télécommunications) que des postes qui la démentent (pâtisserie fraîche, produits de la pêche, achats de véhicules individuels, transports publics, essence), mais le manque de données ne permet pas de synthétiser ces constatations contradictoires.

En définitive, sur la base des données disponibles, c'est-à-dire en tenant compte des 6 fonctions dont 2 peuvent être désagrégées, on peut mettre en évidence un biais de 15,7%. Ce biais n'est pas négligeable, mais il est inférieur à celui qui résulte de la seule prise en compte de la surpondération des loyers et des charges (21,6%). La conclusion est donc dépourvue d'ambiguïté : les données disponibles démentent une quelconque volonté de la C.G.T. de biaiser l'évolution de son indice en surpondérant les postes dont les prix relatifs ont augmenté dans les années qui ont précédé la définition de cet indice. La surpondération du poste « loyers et charges » aurait pu avoir des conséquences importantes, puisque le maintien de la tendance antérieure de l'évolution du prix relatif des « loyers et charges » aurait fait apparaître, par rapport à l'indice I.N.S.E.E., un écart d'une ampleur équivalente à celle qui a été effectivement constatée entre 1972 et 1980.

En fait, depuis 1972, les prix des loyers se sont élevés moins rapidement que l'ensemble des prix (146% contre 181% de janvier 1972 à janvier 1982, d'après l'indice des 295 postes). On peut en conclure que la surpondération des loyers ne peut pas expliquer l'écart entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E.

Depuis 1975, la C.G.T. n'insiste guère sur les problèmes de pondérations, affirmant que « l'évolution d'un indice n'est pas déterminée en premier lieu par sa structure », ce que confirment les estimations des indices de prix pour différentes catégories sociales calculés par l'I.N.S.E.E. depuis cette date (sur la base 100 en 1970, ces indices s'échelonnent en décembre 1981 de 303,3 pour les ouvriers qualifiés à 307,4 pour les professions indépendantes, c'est-à-dire différent en moyenne chaque année de moins de 0,13%)<sup>(1)</sup>.

### 1.3. Les articles

L'indice de la C.G.T. comprend 363 articles (367 depuis 1975) dont les pondérations sont très inégales (*cf.* tableau III). On peut, par exemple, s'étonner du fait que 4 articles seulement couvrent les « loyers et charges » (16,8% du total de l'indice), alors que 3 articles correspondent au poste « riz » (0,075% du total). Les définitions des articles vont de la précision extrême à l'imprécision presque absolue<sup>(2)</sup>.

---

(1) Quelques explications au sujet de l'actualisation de la structure de l'indice des prix, *Le Peuple*, n° 965, 1-15 mars 1975.

(2) Structure de l'indice, 1975. Centre Confédéral d'Etudes Economiques et Sociales, note économique n° 101, 3, IX, 1974, 41 p. Je n'ai pas pu obtenir de la C.G.T. la liste des articles en 1972. A partir de 1975, le poste « divers » est intégré dans les autres postes.

**TABLEAU III**  
**Répartition des articles entre les fonctions**  
**de l'indice C.G.T. en 1975**

Fonctions	Nombre d'articles	Pondérations (%)	Poids moyen par article (%)
Alimentation . . . . .	151	36,0	0,24
Habillement . . . . .	95	9,7	0,10
Habitation . . . . .	56	27,0	0,48
dont : Loyers et charges . . . . .	4	16,2	4,05
Autres articles . . . . .	52	10,8	0,21
Hygiène et santé . . . . .	21	7,6	0,36
dont : Pharmacie . . . . .	1	1,9	1,9
Hospitalisation . . . . .	1	2,13	2,13
Autres articles . . . . .	19	3,57	0,19
Transports-télécommunications. . . . .	13	10,8	0,83
Culture et loisirs . . . . .	31	8,9	0,29
dont : Frais de scolarité . . . . .	1	2,65	2,65
Autres articles . . . . .	30	6,25	0,21
Ensemble . . . . .	367	100,0	0,27

*Sources : Indice des prix C.G.T., structure de l'indice 1975, note économique n° 101 du Centre Confédéral d'Etudes Economiques et Sociales de la C.G.T., 3 septembre 1974.*

Du côté de la précision : « biscuits secs petits-beurres - petits exquis 120 g », « riz au curry 150 g de riz, 50 g de curry Uncle Ben's », « mixer Moulinex 1 pièce bivoltage », « R 4 L, Peugeot 304 », « appareil photo Kodak Instamatic », etc.

Du côté de la précision trompeuse : « choucroûte garnie, boîte 4/4 » (poids de la garniture ?), « poisson surgelé pané, 8 croquettes » (quel poisson ? quel poids ?), « nettoyage costume homme » (économique ou « soigné » ?), « liquide pour vaisselle, modèle géant » (mais son volume n'est pas normalisé), « électricité, le kWh » (quelle tranche tarifaire ?), « assurance auto tous risques R 4 L, 304 » (avec bonus, malus, franchise ?), « S.N.C.F. : 100 km » (quel mode de tarification ?) (1).

(1) L'I.N.S.E.E. suit le prix de l'électricité à l'aide d'une quarantaine de variétés et le prix des transports ferroviaires avec un échantillon de 1700 trajets représentatif de la répartition des recettes par tranches de kilométrage et modes de tarification.

Du côté de l'imprécision surprenante : « crème dessert, chocolat, caramel, vanille, la petite boîte », « café en grains 250 g (toutes les qualités d'une marque) », « repas de cantine d'entreprise » (quelle composition ?), « chemise ville » (quelle matière ?), « logement ancien (sans charges) » (soumis à la loi de 1948 ? de quelle taille ? avec quels éléments de confort ?), « logement H.L.M. Paris avec charges » (idem, quelles charges ?), « jeu de construction Lego (les 5 boîtes les moins chères) », « pharmacie » (quelles spécialités ?), « hospitalisation », « frais de scolarité (rentrée scolaire) » (1).

L'hétérogénéité qui apparaît à travers ces exemples est assez surprenante. Certains articles ont un statut de variété (au sens de l'indice des 295 postes) et on voit mal comment ils pourraient faire l'objet « de relevés sous des variétés et des formes très diverses » comme l'indique la C.G.T. Ils sont définis de telle façon que leur présence dans les points de vente de l'échantillon doit être relativement fugace, d'où un sérieux problème pour maintenir l'homogénéité de la série ; certains doivent sans doute être difficiles à trouver régulièrement dans les points de vente (par exemple, le riz au curry Uncle Ben's).

D'autres articles ont manifestement un statut de poste (pharmacie), mais la C.G.T. ne donne pas d'explication sur leur présence dans une liste d'articles.

Pour les articles dont la définition est problématique, il semble bien que la C.G.T. n'aît pas de système de désignation de variétés plus précis. A la suite d'un entretien avec le responsable actuel de l'indice C.G.T., nous avons acquis la conviction que, pour de nombreux articles — notamment les articles textiles — les enquêteurs relevaient les prix des *articles* tels qu'ils sont (imprécisément) définis dans la liste, sans maintenir constant l'échantillon des *variétés* observées, mais en éliminant les prix extrêmes (2). Cette méthode risque bien évidemment de conduire à enregistrer les changements de structures des variétés d'un article comme une hausse du prix moyen, alors qu'il peut s'agir d'un glissement vers les qualités supérieures. Cette pratique ne peut évidemment pas être mise en œuvre pour des « articles » aussi imprécis que « pharmacie », mais on ne dispose d'aucune indication sur les méthodes alors effectivement utilisées par la C.G.T.

On peut remarquer que, lorsque la C.G.T. oppose au secret de la liste des variétés de l'I.N.S.E.E. le caractère public de la sienne, son argument souffre de cette hétérogénéité dans les définitions des articles. Pour de nombreux articles, les précisions ne sont guère supérieures à celles qu'apporte la liste des 295 postes de l'I.N.S.E.E. Même si l'on néglige les 89 articles textiles d'habillement et chaussures et les 29 articles de légumes et fruits frais, il reste

---

(1) En matière de logement, il est essentiel de prendre en compte les caractéristiques précises des logements observés. De 1963 à 1973, par exemple, le loyer moyen a été multiplié par 3,7, alors que l'indice du prix des loyers a été multiplié par 2. Cf. *Données sociales*, I.N.S.E.E., 1978, p. 188, note (2).

(2) A l'automne 1980, M. MADIEU du C.C.E.S. de la C.G.T. nous a ainsi indiqué que, lorsqu'un enquêteur trouvait dans un point de vente 5 pardessus hommes en laine étiquetés 350, 600, 700, 800 et 1 800 francs, il avait pour consigne de ne pas tenir compte de ceux à 350 et 1 800 francs.

au moins 45 articles dont la précision des définitions est très insuffisante. C'est relativement peu, mais à ces articles correspondent près de 40% du total des pondérations (1).

#### 1.4. Le traitement des changements de qualité et de produits

Rendre compte de la pratique de la C.G.T. en ce domaine n'est pas facile. Un examen préalable des critiques adressées par la C.G.T. à l'I.N.S.E.E. à ce sujet peut aider à le comprendre.

L'I.N.S.E.E. reconnaît que le traitement des changements de produits et des variations de qualité est « la difficulté principale de l'établissement d'un indice de prix » et qu'il « n'a pas de solution décisive ». « Diverses écoles de pensée s'affrontent sur ce sujet; sous couvert d'un problème technique, on est d'ailleurs vite confronté à la signification du calcul économique dans son principe même » (2). On sait que l'I.N.S.E.E. assimile les changements de qualité à des variations en volume de la consommation et corrige empiriquement les variations de prix de deux façons.

Lorsqu'une ou plusieurs caractéristiques du produit sont modifiées, il compare le prix du produit modifié à un prix de base fictif déterminé compte tenu de la relation liant les caractéristiques au prix (méthode économétrique). Lorsqu'un produit entièrement nouveau apparaît, l'I.N.S.E.E. suppose qu'entre la période de base et le mois d'entrée dans l'indice, son prix aurait évolué comme celui d'un produit voisin ou technologiquement proche. Ce traitement repose donc sur l'hypothèse que l'apparition du produit n'implique pas elle-même variation des prix.

La C.G.T. récuse « dans son principe cette méthode qui aboutit à minorer nettement la mesure de la hausse des prix » (3). Pour elle, l'assimilation d'une amélioration de la qualité à une variation en volume est irrecevable car les changements de qualité sont imposés au consommateur : on ne peut remplacer « les repas de la famille par un supplément réel ou supposé de qualité des pardessus et vice-versa » (4). La C.G.T. accuse l'I.N.S.E.E. — qui le nie — de prendre en considération des améliorations factices et de négliger les baisses de qualité (durée de vie, etc.). L'hypothèse de l'I.N.S.E.E. sur les produits entièrement nouveaux lui paraît enfin totalement irrecevable.

Ces critiques nous semblent en partie valables, encore que les données empiriques qui permettraient de les étayer soient difficiles à rassembler. Il n'en va pas de même de la critique de la méthode économétrique, ou, plus précisément, des conséquences que la C.G.T. tire de cette critique.

---

(1) Les définitions des 118 articles négligés sont souvent vagues, notamment pour les fruits où aucune variété n'est précisément définie. Conformément à sa critique du traitement des produits frais de l'I.N.S.E.E., la C.G.T. suit un panier saisonnier à pondérations mensuelles variables.

(2) REMPP (J.M.), Les nouveaux indices des prix à la consommation, *Economie et Statistique*, n° 21, mars 1971, p. 6.

(3) Intervention de MOYNOT au C.E.S. déjà citée.

(4) Réponse à l'I.N.S.E.E., art. cité.

On sait que l'utilisation de cette méthode reste controversée, mais ses résultats peuvent difficilement être réduits à des « impressions subjectives sur la qualité », même s'il est effectivement assez arbitraire d'admettre que les données du marché — dont part la méthode économétrique — « reflètent des choix qui seraient effectués par les consommateurs en proportion directe de la valeur d'usage » (1).

La C.G.T. admet qu'il existe des cas où la correction de la variation de prix pour modification de la qualité « ne pose pas de problème ». La C.G.T. affirme ainsi : « Parfois, le service rendu est « mesurable » : le nombre de kilos de linge qu'on peut mettre dans une machine à laver, la puissance d'une automobile, etc... On peut, dans ce cas, effectuer si nécessaire une correction chiffrée qui rend le nouvel article comparable à l'ancien dans la structure de l'indice » (2). Cette conception semble correspondre à une acceptation de la « méthode de la variable privilégiée » utilisée par l'I.N.S.E.E. lorsqu'une relation de proportionnalité entre la variable et le prix peut être acceptée (3). Pour le lait, le charbon et les boissons alcoolisées, l'I.N.S.E.E. prend ainsi en compte respectivement la teneur en matière grasse, la chaleur dégagée et le degré alcoolique. Mais les deux exemples cités par la C.G.T. ne correspondent précisément pas aux hypothèses nécessaires à la validité de cette démarche simple.

Ces exemples sont tout d'abord justiciables de la critique adressée aux méthodes de l'I.N.S.E.E. par... l'intersyndicale C.G.T.-C.F.D.T. de l'Institut : « Pourquoi choisir la puissance plutôt que la sécurité comme critère de qualité ? » Choisir la puissance comme critère de qualité, c'est en effet retenir un des critères qui « résultent directement de l'idéologie dominante, c'est-à-dire de ce que les fabricants veulent nous faire croire et qui apparaît par exemple dans leur publicité ». Dans les exemples qu'elle choisit, la C.G.T. serait ainsi victime de cette idéologie (4).

Indépendamment de cette dernière remarque, il semble que les exemples de la C.G.T. soient mal choisis : la valeur d'usage d'une automobile ne saurait être réduite à sa puissance et celle d'une machine à laver ne s'identifie pas à sa capacité. Si le cas de l'automobile est amplement traité dans la littérature sur la méthode économétrique, c'est précisément parce que le nombre de caractéristiques qu'il faut prendre en compte pour expliquer la hiérarchie des prix est particulièrement élevé (5). Quant aux machines à laver le linge, l'I.N.S.E.E. lui-même a été conduit à estimer le prix de base des nouveaux

---

(1) Quelques précisions sur des questions techniques en débat, *Le Peuple*, n° 1010, 15-31 mars 1977. A l'époque, la C.G.T. aurait pu s'appuyer sur G. MALIGNAC, Indices de prix et changements de qualité, *Annales de l'I.N.S.E.E.*, n° 5, septembre-décembre 1970, p. 17.

(2) *Ibidem*.

(3) PICARD (H.), Elaboration et calcul de l'indice des prix à la consommation, *Economie et Statistique*, n° 65, mars 1975.

(4) Intersyndicale C.G.T.-C.F.D.T. de l'I.N.S.E.E., *L'indice des prix est-il truqué?* ronéoté, février 1974.

(5) KUCAB (F.), *Concepts et mesure du changement qualitatif dans les biens d'usage*, Thèse d'Etat, Université de Paris-I, 1979, p. 253-460.

modèles à partir de quatre caractéristiques : capacité de lavage, vitesse d'essorage, nature du revêtement extérieur et degré d'automatisme <sup>(1)</sup>.

Quoi qu'il en soit, il n'est pas aisé de comprendre quelle est la méthode qu'utilise la C.G.T. pour tenir compte des variations de qualité des produits, car ses déclarations sur ce sujet ne sont pas vraiment claires. D'un côté, la C.G.T. affirme : « Nous n'appliquons pas d'effet qualité. Pour éviter des sautes brusques dues à des variations de qualité, nous suivons non pas un article par poste dans chaque magasin, mais un assortiment d'articles dans un éventail de niveaux de qualités courants. Ainsi, lorsqu'un article disparaît et qu'il est remplacé par un autre, l'échantillonnage présente une certaine inertie à la variation de qualité ». Cette pratique serait voisine de celle dite « des classes d'équivalence » mise en œuvre par l'I.N.S.E.E. pour les variétés dont la définition précise est problématique (par exemple, textiles et meubles) <sup>(2)</sup>, mais l'absence de contrôle de l'échantillon — *cf. supra* § 1.3 in fine — rend impossible l'appréciation de sa portée. Elle apparaît en outre absolument impossible à mettre en œuvre pour les nombreux articles définis très précisément.

D'un autre côté, la C.G.T. indique qu'elle se refuse « à effacer toute une part de la hausse des prix à partir d'impressions subjectives sur la qualité lorsque celle-ci est impossible à mesurer » <sup>(3)</sup>. Cela signifie-t-il *a contrario* que la C.G.T. accepte de tenir compte du changement de qualité dans les cas où la « méthode de la variable privilégiée » (un seul facteur explique le prix) peut être appliquée ?

En toutes hypothèses, la principale faiblesse de la C.G.T. en la matière nous semble être de ne pas tenir compte de la nature de sa population de référence pour poser et résoudre le problème de la qualité. En effet, autant que par la structure de sa consommation, une population de référence se caractérise par ses attitudes vis-à-vis des changements de qualité et des produits nouveaux. S'agissant des produits nouveaux, une évidence nous semble s'imposer : on ne peut les introduire dans un indice que lorsque la population de référence les achète. Il faut donc tenir compte, pour déterminer la date d'introduction, non pas de statistiques générales de commercialisation — comme semble le faire l'I.N.S.E.E. — mais de données plus précises. Il ne fait, par exemple, aucun doute que les téléviseurs couleur ne peuvent être introduits à la même date dans un indice dont la population de référence est constituée de « smicards » que dans un indice où elle est composée d'ouvriers qualifiés. La C.G.T. n'a, semble-t-il, aucune position sur cette question, mais sa pratique paraît un peu étonnante. C'est ainsi, par exemple, qu'en 1975 elle introduit dans son indice le lave-vaisselle, mais ni le téléviseur couleur, ni le congélateur, alors qu'en novembre 1976, le taux d'équipement des ouvriers n'est que de 4,9 % pour le premier, contre 14,9 % pour le second et 22,5 % pour le troisième <sup>(4)</sup>.

---

(1) I.N.S.E.E., *Pour comprendre l'indice des prix*, Imprimerie Nationale, Paris, 1977, p. 41.

(2) PICARD, art. cité.

(3) Quelques précisions sur des questions techniques en débat, art. cité.

(4) *Données sociales*, op. cité, p. 158. Pour les ouvriers qualifiés et les contremaîtres, ces taux sont 5,8, 16,6 et 22,7 %. La liste des articles de la C.G.T. est particulièrement pauvre en produits nouveaux durables.

S'agissant des changements de qualité, la pratique de la C.G.T. (refus d'enregistrer la substitution) nous semblerait plus justifiée pour une population de « smicards ». Il est, en effet, plus facile d'admettre que certaines améliorations de qualité sont imposées à ceux-ci par une dynamique de la consommation à laquelle ils sont vraisemblablement beaucoup plus étrangers que ne peuvent l'être les ouvriers qualifiés de la région parisienne. Le refus d'enregistrer la substitution ne peut être concilié avec les hypothèses de la théorie du consommateur sur lesquelles repose la construction des indices de prix que dans la mesure où la croissance en volume de la consommation d'une population de référence s'opère par un accroissement de la quantité plutôt que de la qualité, ce qui n'est sans doute le cas que pour des populations de référence très spécifiques auxquelles les ouvriers qualifiés n'appartiennent manifestement pas.

### 1.5. Relevés de prix et secret statistique

On sait que l'I.N.S.E.E. n'effectue de relevés de prix que chez ceux des petits commerçants qui l'acceptent, considérant qu'il vaut mieux biaiser légèrement l'échantillon que d'obtenir des réponses difficilement contrôlables ou des mesures faites dans de mauvaises conditions. Pour la C.G.T., cette pratique est « inacceptable en principe, car elle introduit un biais subjectif. C'est un facteur évident de minoration de la mesure » <sup>(1)</sup> car « le rapport enquêteur/enquêté (...) est influencé par le rapport social entre l'administration de l'Etat et les commerçants individuels ou les capitalistes du commerce » <sup>(2)</sup>.

Pour que cette critique ait une portée pratique, il faudrait que l'écart relatif entre les prix relevés et les autres s'accroisse sans cesse.

En cohérence avec cette critique, la C.G.T. s'efforce de maintenir le secret auprès des commerçants sur les variétés observées. Lorsque c'est impossible, l'enquêteur remet au commerçant une lettre de la C.G.T. lui expliquant « que son intérêt est que le pouvoir d'achat de la masse de ses clients soit efficacement défendu grâce notamment à une appréciation exacte de la hausse des prix, et lui demandant de laisser opérer l'enquêteur sans intervenir ». La C.G.T. laisse entendre que cette formalité résout le problème car « le rapport social entre la C.G.T. et les petits commerçants est radicalement différent de celui qui existe entre eux et l'Etat » <sup>(3)</sup>. Si cette dernière affirmation ne fait guère de doute, elle laisse entière la question de la *nature* précise du rapport social entre la C.G.T. et les commerçants. On peut cependant être quelque peu perplexe sur le fait que même après la remise de la lettre, « les commerçants ignorent quels sont les articles dont les prix sont relevés ».

---

(1) Intervention de MOYNOT au Conseil Economique et Social, art. cité.

(2) Pour un indice des prix honnêtes, art. cité.

(3) *Ibidem*.

S'agissant, d'une façon plus générale, du secret gardé sur de nombreux éléments de son propre indice, la C.G.T. s'affirme prête à le lever dans la mesure où l'I.N.S.E.E. publierait des informations équivalentes (1). Il est difficile d'admettre en fait que la publicité de l'indice C.G.T. « est à la mesure de celui de l'I.N.S.E.E. » (2). On a précédemment souligné le caractère flou d'une bonne partie de la liste des articles C.G.T. ; il faut maintenant insister sur le caractère trop agrégé des résultats publiés mensuellement par la C.G.T.

La C.G.T. ne publie — outre le résultat d'ensemble de l'indice — que 6 indices partiels correspondant aux 6 fonctions de sa nomenclature, alors que l'I.N.S.E.E. publie dans le *Bulletin Mensuel de Statistique* 136 indices partiels de l'indice des 295 postes, que les indices de chacun des 295 postes sont communiqués mensuellement aux membres du Conseil National de la Statistique — les organisations syndicales y sont représentées — et que près de 300 prix moyens parisiens de variétés (principalement alimentaires) sont publiés au B.M.S.

Il est clair que la C.G.T. ne dispose pas des moyens de l'I.N.S.E.E., mais on peut s'étonner du fait qu'alors qu'en février 1977, la C.G.T. annonce que « le calcul en vue de la publication de prix moyens par poste est en cours », rien ne soit encore publié aujourd'hui.

L'examen de la définition de l'indice C.G.T. souligne la différence qui existe entre le fait de critiquer les conventions suivies par l'I.N.S.E.E. et le fait d'élaborer rigoureusement des conventions alternatives opérationnelles.

## 2. LES RÉSULTATS DE L'INDICE C.G.T.

En janvier 1980, c'est-à-dire après huit années de fonctionnement de l'indice C.G.T., celui-ci s'établit à 263 sur la base 100 en janvier 1972 ; rapporté à la même base, l'indice national des 295 postes est alors à 218,7.

L'écart moyen annuel entre les taux de croissance des prix mesurés par l'I.N.S.E.E. et la C.G.T. est donc de 2,3 (12,85 contre 10,27%), ce qui correspond à 22% de la hausse enregistrée par l'I.N.S.E.E. (3).

Pour illustrer l'ampleur de cet écart, on peut indiquer que, selon que l'on utilise l'indice I.N.S.E.E. ou l'indice C.G.T., de janvier 1972 à janvier 1980, le pouvoir d'achat du S.M.I.C. a progressé de 50,1 ou de 24,8%, celui du salaire horaire des ouvriers de 36 ou de 13,1%, celui du salaire horaire dans le bâtiment (région parisienne) de 29,7 ou de 7,9%, enfin celui des fonctionnaires a augmenté de 12,1% ou baissé de 6,8% (4).

---

(1) Réponse à l'I.N.S.E.E., art. cité.

(2) Pour un indice des prix honnête, art. cité.

(3) Par « écart », on entend dans la suite du texte non pas 12,85% - 10,27%, mais (112,85/110,27) - 1.

(4) I.N.S.E.E., *Bulletin Mensuel de Statistique*, S.M.I.C. horaire : indice général des taux de salaire horaire des ouvriers, toutes activités, France ; indice du salaire horaire du bâtiment, région parisienne ; indice des traitements de la fonction publique.

## Les évolutions des indices C.G.T. et I.N.S.E.E. de 1972 à 1979

Indices des fonctions	Janvier 1980 (base 100 en janvier 1972)	Taux d'accroissement annuel (de janvier <i>n</i> à janvier <i>n</i> + 1, en %)									
		1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1972-1979	
Ensemble	C.G.T. ....	263,0	9,0	12,5	17,8	13,6	12,4	11,2	12,6	13,9	12,85
	I.N.S.E.E. ....	218,7	6,7	10,3	14,5	9,6	9,0	9,2	10,2	12,9	10,27
	I.N.S.E.E. (parisien) ....	(218,6)	(6,4)	(10,6)	(14,0)	(10,1)	(9,1)	(9,0)	(10,3)	(12,8)	(10,27)
	Ecart <sup>(1)</sup> ....		2,2	2,0	2,9	3,6	3,2	1,8	2,2	0,9	2,34
Alimentation	C.G.T. ....	266,5	10,5	14,8	17,4	15,2	13,0	11,8	11,5	10,4	13,0
	I.N.S.E.E. ....	225,5	8,4	12,1	11,8	11,3	11,5	11,5	8,6	10,5	10,7
	Ecart ....		1,9	2,4	5,0	3,5	1,3	0,3	2,7	0,0	2,1
Habitation	C.G.T. ....	249,9	9,6	12,7	16,5	9,7	12,0	12,0	10,2	14,6	12,1
	I.N.S.E.E. ....	224,3	4,8	10,4	16,7	8,6	9,3	7,7	10,7	17,4	10,6
	Ecart ....		4,6	2,1	-0,2	1,0	2,5	4,0	-0,5	-2,4	1,4
Hygiène et santé	C.G.T. ....	247,3	7,6	10,6	20,2	9,9	6,4	10,5	16,3	15,1	12,0
	I.N.S.E.E. ....	182,9	3,8	6,2	13,5	7,6	4,0	9,8	9,0	9,0	7,8
	Ecart ....		3,7	4,1	5,9	2,1	2,3	0,6	6,7	5,6	3,9
Transports-Télécommunic.	C.G.T. ....	229,9	2,1	11,8	12,7	10,9	12,6	5,9	13,5	18,75	11,0
	I.N.S.E.E. ....	236,4	4,0	12,6	17,0	11,4	10,4	6,6	14,3	15,2	11,4
	Ecart ....		-1,8	-0,7	-3,7	-0,4	2,0	-0,7	-0,7	3,1	-0,4
Culture-loisirs	C.G.T. ....	300,3	8,8	8,8	22,5	15,0	14,1	10,2	18,1	21,2	14,7
	I.N.S.E.E. ....	205,5	7,7	7,2	15,9	7,2	6,7	6,5	10,7	13,8	9,4
	Ecart ....		1,0	1,5	5,7	7,3	6,9	3,5	6,7	6,5	4,8
Habillement	C.G.T. ....	301,0	9,6	9,2	22,6	23,4	13,2	13,1	14,7	13,2	14,8
	I.N.S.E.E. ....	226,6	6,1	11,6	18,1	9,5	8,1	10,5	10,3	11,7	10,8
	Ecart ....		3,3	-2,2	3,8	12,7	4,7	2,4	4,0	1,3	3,6

<sup>(1)</sup> Les écarts annuels ne sont pas obtenus par différence mais à partir du rapport de deux indices. Exemple pour 1972 (ensemble)  $109/106,7 = 1,02156$  d'où 2,2%.

Sources : indices C.G.T. : *Le Peuple* ; indices I.N.S.E.E. : B.M.S.

Alimentation : 295 postes, série nationale, regroupements divers (y compris « restaurants... »).

Habitation : idem.

Hygiène et santé : idem ; l'hôpital est hors du champ de l'indice des 295 postes.

Transports-Télécommunications : idem ; les télécommunications ne sont que dans la fonction C.G.T. (8% de la fonction C.G.T. en 1975 ; 5% pour l'I.N.S.E.E. en 1979).

Culture et loisirs : idem ; ligne « distractions, divers ».

Habillement : poste « habillement et articles textiles », série parisienne (la série nationale augmente moins vite : 215 contre 226,6).

Depuis 1975, la fonction « Divers » a disparu de l'indice C.G.T. (pondération en 1972 : 3,3%). L'essentiel en a été intégré à la fonction « culture et loisirs ».

Le tableau IV permet une première description des écarts entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E. On ne discerne aucune corrélation entre l'ampleur des écarts et le niveau des taux de hausse des prix mesurée par l'I.N.S.E.E., que l'examen ait lieu en comparant les années ou les postes. Par contre, l'ampleur de la dispersion des écarts entre les résultats de l'I.N.S.E.E. et ceux de la C.G.T. est impressionnante. Pour l'indice d'ensemble, l'écart varie de 0,9 (1979) à 3,6% (1975) et le rapport de l'écart à la hausse enregistrée par l'I.N.S.E.E. de 7 à 37,5%. Pour les différents postes, l'écart sur l'ensemble de la période considérée varie de -0,4 à 4,8% et le rapport de l'écart à la hausse de la série correspondante de l'I.N.S.E.E. de -4 à 51%.

Après s'être interrogé sur les évolutions de l'indice C.G.T. par fonction et avoir présenté quelques critiques relatives à leur vraisemblance, on s'interrogera sur les raisons qui pourraient expliquer de tels écarts.

## 2.1. Analyse critique des résultats par fonction

Pour critiquer les résultats de la C.G.T., on utilisera principalement les prix moyens de vente au détail dans l'agglomération parisienne publiés mensuellement au B.M.S. Cette utilisation est fondée, dans la mesure où ces prix sont susceptibles d'être confrontés à des sources indiscutables (par exemple, le prix du « ticket de métro, 2<sup>e</sup> classe, plein tarif, en carnet ») ou à des vérifications empiriques qui permettraient d'établir leur invraisemblance si un biais systématique les avait affectés sur une longue période ou s'ils étaient éloignés significativement des prix effectifs. On peut d'ailleurs constater que *la C.G.T. ne les a jamais remis en cause.*

### 2.1.1. L'alimentation

En utilisant les pondérations détaillées (367) de la C.G.T. pour 1975 et les prix moyens publiés au B.M.S., il est possible de retrouver les prix de biens correspondant à environ 72,8% du poste « alimentation » (en pondération) de l'indice C.G.T. Pour les autres biens, on ne peut que suivre les prix moyens de variétés dont la définition est différente. Par exemple, les conserves de pêches au sirop remplacent celles d'abricots au sirop de la C.G.T., les conserves de petits pois à l'étuvée (extra fins) remplacent celles de macédoines de légumes, les conserves de thon blanc au naturel celles de sardines à l'huile, etc. Pour les « plats cuisinés avec viande », aucun produit de substitution n'a pu être trouvé dans la liste des prix moyens de l'I.N.S.E.E. et on a utilisé la série « autres produits contenant de la viande » de l'indice des 295 postes (3,6% de l'alimentation C.G.T.). De même pour les « repas hors domicile » de la C.G.T. remplacés par la série « repas dans les restaurants » (10% de l'alimentation C.G.T.).

Le calcul d'un indice C.G.T. « alimentation » pour juin 1979 sur la base 100 en juin 1975 a été effectué à l'aide de ces prix moyens ou de leurs substituts (1). L'indice des prix des variétés qui correspondent assez bien aux définitions

---

(1) Les détails de ce calcul ne peuvent être repris ici car le poste alimentation C.G.T. comprend 151 articles.

de la C.G.T. (72,8% des pondérations) s'établit alors à 142 et l'indice d'ensemble de l'alimentation à 143,8. A la même date et sur la même base, l'indice C.G.T. « officiel » de l'alimentation est à 157,1 et celui de l'I.N.S.E.E. à 148,8 (148 pour la série parisienne). Il faudrait supposer que l'indice des prix des articles C.G.T. qui ne correspondent pas approximativement aux variétés de l'I.N.S.E.E. s'est établi à 197,5 pour expliquer le niveau atteint en fait par l'indice C.G.T. Cette hypothèse peut difficilement être retenue.

Sur une période plus longue, on ne peut pas calculer de la même manière l'indice « alimentation » de la C.G.T. car les prix moyens publiés en 1972 au B.M.S. sont trop peu nombreux. Il est, par contre, possible de comparer l'évolution des prix moyens de 64 variétés à celles des indices C.G.T. et I.N.S.E.E. En janvier 1980 (base 100 en janvier 1972), l'indice C.G.T. « alimentation » est à 266,5 contre 225,5 pour l'indice national I.N.S.E.E. correspondant (215,2 pour la série parisienne). La moyenne arithmétique des 64 variétés suivies par le B.M.S. s'établit à 212,9. On constate que 4 variétés seulement ont des indices supérieurs à celui de la C.G.T. (poireaux, choux-fleurs, pommes de terre anciennes, soles). Le graphique 1 montre que l'indice C.G.T. se situe nettement dans la queue de la distribution des indices des 64 variétés ; ceci jette un doute sur sa pertinence compte tenu du caractère peu discutable des prix moyens des variétés publiés au B.M.S.

### 2.1.2. *L'habillement*

L'écart entre la C.G.T. et l'I.N.S.E.E. est particulièrement net pour l'indice « habillement » : 3,6% en moyenne annuelle. La comparaison de l'évolution des prix moyens du B.M.S. et de l'indice C.G.T. est très suggestive. En décembre 1979, sur la base 100 en mars 1975, l'indice C.G.T. « habillement » s'établit à 196,3. Sur la même période, une seule des variétés dont les prix moyens sont publiés au B.M.S. augmente plus vite (« slip féminin 100% synthétique » : 217,6). La variété la plus proche est ensuite à l'indice 185,8 et la moyenne des variétés à 163,7. L'indice I.N.S.E.E. « habillement, textiles » (hors services, série parisienne) est, sur la même période, à 158,8. L'indice C.G.T. apparaît ainsi très supérieur aux seuls prix indiscutables auxquels il est possible de le comparer.

Un tel indice conduit à des évolutions en volume très défavorables aux ménages. D'après les Comptes de la Nation, les dépenses « habillement, textiles » ont augmenté en francs courants, de 1975 à 1979, de 47,8% (1). Si l'on accepte les résultats de la C.G.T., il faut admettre une diminution de 14,7% de la consommation en volume (de 19% par ménage) (2). On peut comparer ceci aux résultats en volume des Comptes de la Nation pour la même période : baisse de 3,5% pour « laveries, blanchisseries, teintureries »

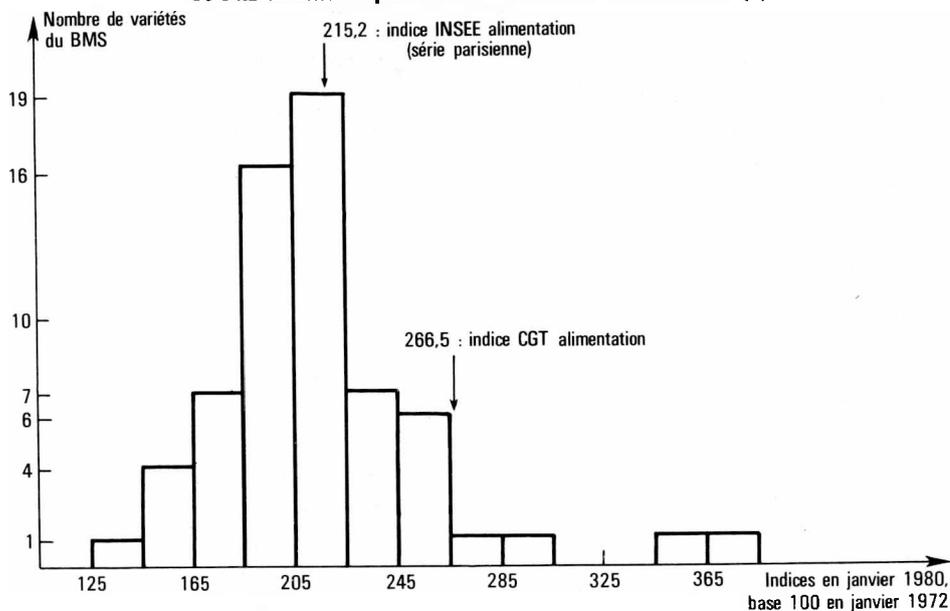
---

(1) I.N.S.E.E., *Consommation des ménages* (Rapport sur les Comptes de la Nation, 1979), Série Rectangle, avril 1980. Sont repris les postes 352 et 353 de la nomenclature par grand groupe de produits et le poste 44275 de la nomenclature par produit.

(2) C.G.T. : 279,8 en 1980 ; 161,4 en 1975. La moyenne annuelle du nombre de ménages s'élève de 5,3% de 1975 à 1979.

## GRAPHIQUE 1

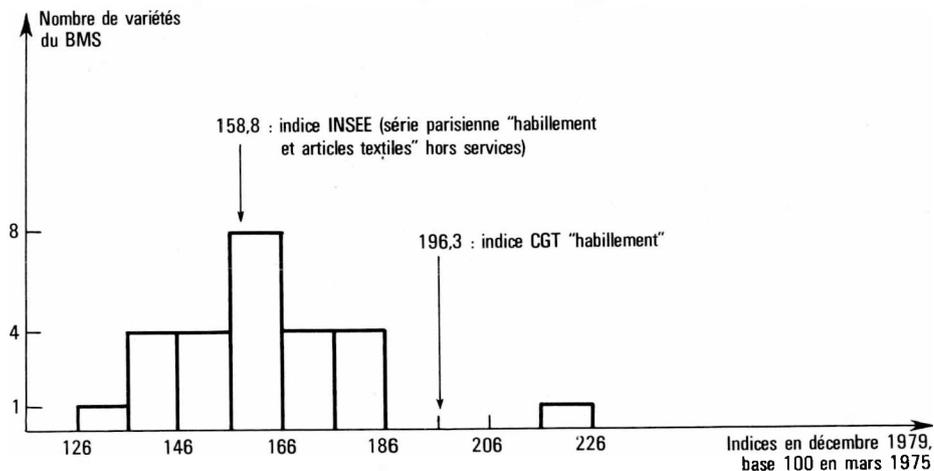
### Dispersion des évolutions des prix moyens des variétés de l'alimentation publiés au B.M.S. de 1972 à 1979 (\*)



(\*) Les prix moyens des variétés dont la définition a changé pendant cette période ne sont pas pris en considération.

## GRAPHIQUE 2

### Dispersion des évolutions des prix moyens des variétés « textiles et habillement » (y compris soins de l'habillement) publiés au B.M.S. (\*)



(\*) Des prix moyens de variétés textiles sont publiés depuis 1975 au B.M.S. Il s'agit de prix moyens calculés sur une période de 3 mois se terminant au mois pour lequel le prix est publié. L'indice C.G.T. « habillement » de novembre 1979 sur la base 100 en février 1975 est à 197,9.

(<sup>1</sup>), hausses de 2,8 % pour les produits textiles et articles d'habillement, et de 8,9 % pour les cuirs et chaussures.

### 2.1.3. *Transports et télécommunications*

L'indice de cette fonction est exceptionnel, puisqu'il est le seul à évoluer à peu près comme celui de l'I.N.S.E.E.

Les prix moyens de 8 des 13 articles de cette fonction sont publiés au B.M.S. ; ils correspondent à 44 % du poids de la fonction. L'indice de ces prix (pondération C.G.T.) s'établit à 180 en janvier 1980 (base 100 en janvier 1975), alors que l'indice C.G.T. « transports-télécommunications » est à 178,4 (172,6 pour l'I.N.S.E.E.). Si l'on intègre l'article « automobile » de la C.G.T. par l'intermédiaire de l'indice des automobiles — 168,1 — (indice des 295 postes), on a alors 81 % du poids de la fonction et l'indice ainsi reconstitué est à 174,6.

Il est naturel qu'il y ait ici un parallélisme relatif entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E. car les articles de la C.G.T. sont à peu près définis précisément et ont des prix qui peuvent pratiquement tous être relevés d'une façon simple et indiscutable (ce sont soit des tarifs publics, soit des prix uniformes sur l'ensemble du territoire) (<sup>2</sup>).

### 2.1.4. *Hygiène et santé*

La constatation précédente n'est pas démentie par l'évolution de l'indice C.G.T. de la fonction « hygiène et santé ». Certes, 77 % du poids de cette fonction correspondent à des articles dont les prix sont uniformes sur l'ensemble du territoire et publics (soins et services médicaux); mais ces articles ne sont pas définis avec précision et ont un statut indiscutable de poste (« pharmacie », « hospitalisation », etc.). Dans ces conditions, l'existence d'un écart considérable entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E. (3,9 % en moyenne annuelle) n'infirme pas la conclusion du paragraphe 2.1.3. L'existence d'un article « hospitalisation » dans l'indice C.G.T. rend impossible une comparaison rigoureuse des deux indices puisque l'hôpital est hors du champ de l'indice mensuel des 295 postes.

Supposons que l'indice de l'article « hospitalisation » C.G.T. évolue comme le prix d'une « journée d'hôpital en médecine dans un C.H.U. à Paris » publié au B.M.S. — on fait donc totalement abstraction du traitement de l'effet qualité (<sup>3</sup>) — et que celui des autres articles évolue comme l'indice I.N.S.E.E. correspondant. Alors, en janvier 1980, sur la base 100 en janvier 1975, l'indice C.G.T. ainsi reconstitué s'établirait à 164,7 contre 172,9 pour l'indice C.G.T.

---

(1) Elles représentaient environ 3,4 % des dépenses d'habillement.

(2) Dans le poste C.G.T., seules les assurances font exception ; elles sont hors du champ de l'indice I.N.S.E.E.

(3) En 1979, sur la base 100 en 1975, l'indice des prix « hôpitaux et cliniques » est à 149,7 contre 184,3 pour le prix de la journée de médecine en C.H.U. du B.M.S. ; ceci fournit une première indication sur l'ampleur de l'effet qualité admis par l'I.N.S.E.E. (cf. *Rapport sur les Comptes de la Nation*, op. cité).

réel et 146,1 pour celui de l'I.N.S.E.E. <sup>(1)</sup>. L'écart entre les deux indices n'est pas comblé malgré la hardiesse de l'hypothèse.

**TABLEAU V**  
**Reconstitution d'un indice « hygiène et santé »**  
**C.G.T. pour janvier 1980 (base 100 en janvier 1975)**

Articles (C.G.T.)	Variétés ou postes (I.N.S.E.E.)	Pondérations C.G.T. 1975 (%)	Indices prix moyens B.M.S.	Indices (295 postes)
Savon, parfumerie, autres articles d'hygiène (11 art.)	Articles de toilettes et de soins, hors produits pharmaceut.	1,36		150,8
Coupe de cheveux homme	Coupe hommes ordinaire aux ciseaux, catég. B	0,14	151,5	
Shampooing dame	Coupe dames shampooing permanente, catég. B	0,13	178,3	
Mise en plis dame	Coupe dames, colorat., trait., brushing, catégorie A	0,13	154,1	
Pharmacie	Produits pharmaceutiques	1,9		128
Lunetterie	Optique médicale	0,08		129,5
Médecins	Consultation de généraliste ; visite de génér. ; consultation de pédiâtre	0,72	152,4 ( <sup>1</sup> )	
Dentistes	Obturation d'une cavité dentaire	0,67	175	
Auxiliaires	Injection intramusculaire	0,21	148,2	
Analyses	Glycémie	0,13	119	
Hospitalisation	Journée d'hôpital en médecine dans un C.H.U. à Paris	2,13	212,7	
Articles suivis avec les indices des prix moyens des variétés publiés au B.M.S.		4,26	185,7	
Articles suivis avec des indices de prix (295 postes)		3,34	137,3	
Ensemble « hygiène et santé »		7,6	164,4	
<p>(<sup>1</sup>) L'indice retenu est la moyenne des indices des prix des trois variétés suivis par le B.M.S.  Sources : B.M.S. et note économique n° 101 du Centre Confédéral d'Etudes Economiques et Sociales de la C.G.T.</p>				

$$(1) (0,72 \times 146,1) + (0,28 \times 212,7) = 164,7.$$

En utilisant les prix moyens du B.M.S. — ce qui ne va pas de soi car les définitions de la C.G.T. sont imprécises — et les séries d'indices (295 postes) pour les articles auxquels ne correspondent pas les variétés du B.M.S., on arrive à un résultat très voisin pour l'indice « hygiène et santé » calculé avec les pondérations C.G.T. : 164,4. Pour expliquer l'écart 164,4-172,9, il faut alors supposer que l'indice des prix des articles qui ne peuvent pas être rattachés aux variétés suivies par le B.M.S. se serait élevé à 156,6 contre 137,3 selon les séries correspondantes de l'indice des 295 postes <sup>(1)</sup>. Il faudrait donc admettre que la hausse réelle des postes non couverts par des prix moyens du B.M.S. aurait été supérieure de 50 % à celle qu'a mesurée l'I.N.S.E.E.

#### 2.1.5. Culture et loisirs

C'est pour la fonction « culture et loisirs » que l'écart entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E. est le plus élevé : 4,8 % en moyenne chaque année de 1972 à 1979. Aucun des prix moyens de variétés publiés au B.M.S. ne peut servir d'élément d'appréciation. On peut toutefois remarquer qu'en janvier 1980 (base 100 en janvier 1972), un seul des douze indices de postes correspondant à « culture et loisirs » se situe au-dessus de l'indice C.G.T. (300,1) : c'est celui des journaux (359,2); l'indice suivant est à 244,5.

Appliqué à l'évolution en francs courants, de 1975 à 1979, des 15 postes de la nomenclature par produit de la Comptabilité Nationale qui correspondent à la fonction « culture et loisirs » de la C.G.T. <sup>(2)</sup>, l'indice C.G.T. — 172,6 en 1979 sur base 100 en 1975 — fait apparaître une baisse de 2,4 % de la consommation en volume (de 7,3 % par ménage), alors que la moyenne arithmétique des accroissements en volume indiqués par les comptes de la nation, pour ces 15 postes, est de 30,1 % <sup>(3)</sup>.

#### 2.1.6. Habitation

Pour cette fonction, l'écart entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E. est relativement faible : 1,4 % par an de 1972 à 1979. Dans la présentation la plus détaillée des articles de son indice, la C.G.T. ne distingue pas les loyers des charges, ce qui rend difficile le commentaire de l'écart, compte tenu du poids des « loyers et charges » dans la fonction habitation (60 %).

Le tableau VI présente l'évolution annuelle (en glissement) des indices C.G.T. « habitation » et I.N.S.E.E. « habitation », « loyers » (séries nationale et parisienne), « fuels », et à partir de 1975, de la série « loyers fictifs, eau, éclairage, chauffage ». L'indice C.G.T. semble beaucoup moins sensible que celui de l'I.N.S.E.E. aux variations brutales du prix du fuel (un élément important des charges). Plus que l'ampleur des écarts entre les indices « habitation » I.N.S.E.E. et C.G.T., c'est leur fluctuation qui surprend : l'écart-type des écarts annuels est de 2,4. Cette fluctuation résiste à l'analyse : ni l'évolution des loyers, ni celle du prix du fuel ne permettent d'en rendre compte.

(1) Cf. Tableau V  $(185,7 \times 426/760) + (156,6 \times 334/760) = 172,9$ .

(2) Op. cité, p. 15 et suivantes.

(3) Obtenue à partir des indices de volume enchaînés, *ibidem*, p. 45 et suivantes.

**TABLEAU VI**  
**Indices divers relatifs à l'habitation de 1972 à 1979**

Indices	Taux d'accroissement annuel (de janvier $n$ à janvier $n + 1$ ) (%)								Moyenne annuelle (%) <sup>(1)</sup>
	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1972-1979
1. Habitation C.G.T. . . . .	9,6	12,7	16,5	9,7	12,0	12,0	10,2	14,6	12,1 (0,2)
2. Habitation I.N.S.E.E. . . . .	4,8	10,4	16,7	8,6	9,3	7,7	10,7	17,4	10,6 (0,4)
3. Loyers série parisienne . . . .	7,3	10,3	8,3	10,0	10,4	6,5	11,8	11,1	9,4 (0,2)
4. Loyers série nationale . . . . .	6,3	8,3	8,8	10,1	9,3	6,6	10,8	11,2	8,9 (0,2)
5. Fuels . . . . .	5,7	64,3	29,2	9,7	8,8	10,4	11,7	55,0	20,9 (1,08)
6. Loyers fictifs, eau, chauffage, éclairage . . . . .	n.d.	n.d.	n.d.	8,6	10,4	7,1	11,0	18,6	n.d.
Ecart I.N.S.E.E.- C.G.T. habitation . . . .	4,6	2,1	-0,2	1,0	2,5	4,0	-0,5	-2,4	1,4

<sup>(1)</sup> Les chiffres entre parenthèses sont les coefficients de variation.  
N.B. : sur la période 1975-1979, les coefficients de variation des indices 1, 2 et 6 sont respectivement 0,16, 0,36 et 0,4.  
Sources : B.M.S. et tableau IV.

On peut remarquer, à ce sujet, la différence entre les coefficients de variation (rapport de l'écart-type à la moyenne) des séries I.N.S.E.E. et C.G.T. Alors que, pour toutes les autres fonctions de l'indice, ils sont comparables — « alimentation » est une exception évidente — leur différence est ici notable : 0,2 pour la C.G.T. contre 0,4 pour l'I.N.S.E.E. Le coefficient de variation de l'indice C.G.T. « habitation » est analogue à celui des loyers parisiens (0,2), mais la fonction de la C.G.T. intègre des charges qui ont dû pourtant s'accroître irrégulièrement (le coefficient de variation des hausses annuelles du prix du fuel est supérieur à 1 et celui relatif aux « loyers fictifs, eau, éclairage, chauffage » est de 0,4).

## 2.2. Les explications des écarts entre les indices de l'I.N.S.E.E. et de la C.G.T.

Les développements précédents ont permis de prendre la mesure des écarts entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E. L'I.N.S.E.E. et la C.G.T. ont l'un et l'autre produit un certain nombre d'explications sur la divergence de leurs indices. Après les avoir présentées, on proposera quelques réflexions complémentaires.

### 2.2.1. *Les conséquences logiques de l'évolution de l'indice de la C.G.T. selon l'I.N.S.E.E.*

L'I.N.S.E.E. n'essaie pas d'expliquer directement l'évolution de l'indice C.G.T., considérant que trop peu d'informations sont disponibles sur celui-ci. A l'occasion du conflit sur l'indice des 295 postes, l'Institut s'est efforcé de montrer que celui-ci était cohérent avec les évaluations de la Comptabilité Nationale, avec les prix moyens publiés au B.M.S. et avec un certain nombre de données et enquêtes diverses <sup>(1)</sup>.

L'I.N.S.E.E. s'est également efforcé de répondre au moins en partie à la question suivante : quelles sont les conséquences logiques en longue période d'une acceptation des résultats de l'indice de la C.G.T. ? En enchaînant les indices successifs de l'I.N.S.E.E. et de la C.G.T., l'I.N.S.E.E. constate que, de 1949 à 1975, les prix ont été multipliés par 8,31 pour la C.G.T. et par 4,58 pour l'I.N.S.E.E. <sup>(2)</sup>. Selon la C.G.T., les prix de 1975 sont donc supérieurs de 81 % à ceux de l'I.N.S.E.E. Un tel écart devrait conduire à un système de prix tel que les prix moyens publiés au B.M.S. — compatibles avec l'indice I.N.S.E.E. — n'auraient absolument aucune vraisemblance. Or la C.G.T. elle-même n'a jamais formulé une telle critique des prix moyens.

L'I.N.S.E.E. s'est particulièrement attaché aux conséquences de l'indice C.G.T. dans le domaine alimentaire. Au terme d'une étude trop longue pour être ici résumée, l'Institut montre qu'accepter l'indice C.G.T. « alimentation » conduit logiquement à admettre qu'il y a eu une baisse de 17 % du nombre de calories consommées par personne entre 1959 et 1975 <sup>(3)</sup>. Ceci est évidemment exclu.

Pour récuser les tests de cohérence de l'I.N.S.E.E. entre l'indice des prix et les évaluations en volume de la Comptabilité Nationale, la C.G.T. fait observer que celles-ci sont obtenues à partir de données en valeur déflatées avec l'indice des prix, ce qui par construction assure nécessairement la cohérence. Dans le domaine alimentaire, cet argument n'a aucune validité, puisque les évaluations en volume de la Comptabilité Nationale sont obtenues directement pour environ 96 % d'entre elles à partir de statistiques exprimées en quantités physiques. Si l'on veut concilier ces données quantitatives et l'indice de la C.G.T., il faut majorer les revenus des agriculteurs et du commerce alimentaire et minorer les dépenses de consommation non alimentaire des autres ménages de telle sorte qu'en 26 ans (1949-1975), celle-ci n'aurait pratiquement pas augmenté, compte tenu de l'indice C.G.T. non alimentaire (dans le domaine alimentaire, l'indice C.G.T. conduit à un accroissement des dépenses des ménages en valeur puisqu'on dispose de

---

(1) I.N.S.E.E., *Eléments de cohérence entre l'indice des prix à la consommation et d'autres données*, Dossier, avril 1976, 15 p. ; *L'indice des prix à la consommation, Réponses aux critiques*, Dossier, janvier 1976, 93 p. ; *Pour comprendre l'indice des prix*, 1977, 104 p. ; différentes notes présentées par J.M. REMPP au Conseil National de la Statistique (disponibles à l'I.N.S.E.E.).

(2) Chiffrage du budget-type du Conseil Supérieur de la Fonction Publique de 1949 à 1956, de la Commission Supérieure des Conventions Collectives de 1957 à 1971.

(3) *Eléments de cohérence entre l'indice des prix à la consommation et d'autres données*, op. cité.

statistiques quantitatives fiables ; pour le non alimentaire, il suppose une baisse du volume puisque les données disponibles sont en valeur). Les résultats auxquels on parvient supposent — entre autres choses — un accroissement considérable du coefficient budgétaire de l'alimentation (20 points de plus à la fin de la période) <sup>(1)</sup>. On remarquera que la validité de cette démonstration par l'absurde n'est pas liée au choix d'une longue période (26 ans) par l'I.N.S.E.E., mais pourrait s'accomoder d'une période ne correspondant qu'au nouvel indice de la C.G.T.

Pour l'I.N.S.E.E., les raisons de la divergence entre l'indice C.G.T. et son propre indice ne doivent pas être recherchées dans l'imperfection des méthodes de l'I.N.S.E.E., mais dans le manque de rigueur de celles de la C.G.T. L'I.N.S.E.E. est persuadé que la raison principale de la divergence est le manque d'homogénéité des observations de prix de la C.G.T. au cours du temps : celles-ci se déplaceraient vers les produits de meilleure qualité et seraient reprises sur des produits de qualité inférieure lorsque l'enquêteur ou le lieu d'observation changent, ce qui expliquerait la poursuite du phénomène <sup>(2)</sup>.

### 2.2.2. *Les explications de la C.G.T.*

La C.G.T. n'a jamais répondu aux analyses de l'I.N.S.E.E. relatives aux conséquences de son indice en longue période <sup>(3)</sup>. Pour expliquer les écarts entre son indice et celui de l'I.N.S.E.E., la C.G.T. invoque le fait que les échantillons de variétés et de points de vente de la C.G.T. ne sont pas les mêmes que ceux de l'I.N.S.E.E., ce qui est évident mais ne permet pas d'expliquer quoi que ce soit en moyenne période. Elle invoque également le rapport enquêteurs-commerçants. On a déjà ramené cet argument à sa juste valeur. On peut se demander si l'invocation de celui-ci n'indiquerait pas que l'homogénéité des relevés de prix est bien effectivement, comme le suppose l'I.N.S.E.E., une question capitale.

La C.G.T. commet, nous semble-t-il, l'erreur qui consiste à penser que le fait que l'indice I.N.S.E.E. puisse être critiqué suffit à justifier celui de la C.G.T. et, donc, à expliquer les écarts. Ceci est particulièrement net à propos du problème de l'effet qualité lorsque la C.G.T. reprend à son compte la position des syndicats nationaux C.G.T. et C.F.D.T. de l'I.N.S.E.E. selon laquelle « c'est la prise en compte différente de cet « effet qualité » qui est la *cause principale* des hausses plus fortes enregistrées par l'indice C.G.T. » — affirmation qui n'est assortie d'aucun début de démonstration <sup>(4)</sup>. A ce sujet,

(1) *Éléments de cohérence entre l'indice des prix à la consommation et d'autres données*, op. cité ; la cohérence de l'indice des prix avec les résultats des évaluations de la comptabilité nationale ne semble poser de sérieux problèmes que pour le textile ; les soldes d'articles textiles représentent une part croissante des ventes mais l'indice mensuel ne mesure pas les prix des articles en solde, d'où des difficultés pour équilibrer la fiche emplois-ressources de la branche correspondante, puisque l'indice des prix des 295 postes sous-estime la hausse des prix de ce poste (source : entretien avec M. REMPP).

(2) *L'indice des prix à la consommation, Réponses aux critiques*, op. cité, p. 9.

(3) Pour un indice des prix honnête, art. cité ; la réponse de la C.G.T. élude le problème en évoquant l'incertitude attachée aux évaluations relatives à une année et en ne disant rien sur les divergences en longue période.

(4) Déclaration de février 1976, *Le Peuple*, n° 1010, 15-31 mars 1977, p. 25.

quelques remarques complémentaires qui nous sont suggérées par l'observation des résultats des indices C.G.T. et I.N.S.E.E. semblent essentielles.

### 2.2.3. *L'effet qualité explique-t-il la divergence des indices C.G.T. et I.N.S.E.E. ?*

Si le traitement de l'effet qualité expliquait les écarts entre les résultats de l'I.N.S.E.E. et ceux de la C.G.T., on devrait observer des écarts différents selon la nature des postes, mais les indices partiels publiés par la C.G.T. restent trop globaux pour permettre une analyse précise dans cette perspective. Si l'effet qualité est bien la cause principale de la divergence, on peut cependant s'interroger (en observant le tableau IV) sur l'ampleur de l'effet qualité pour l'alimentation (écart annuel de 2,1%) dans la mesure où les articles retenus par la C.G.T. se prêtent peu aux changements de qualité; s'interroger sur l'inexistence d'un effet qualité en matière de transports (écart annuel de -0,4%), alors que les achats d'automobiles correspondent à près de 40% du poste; s'interroger enfin sur l'importance de l'effet qualité pour « culture et loisirs » (écart de 4,8%), alors que les produits manufacturés (hors tabac) ne correspondent qu'à 20% du poste et qu'il est difficile de conceptualiser une amélioration de la qualité pour une pièce de théâtre, un film ou un journal.

Le manque de résultats plus détaillés n'est cependant pas dirimant pour répondre à la question posée. Si l'effet qualité expliquait les écarts entre la C.G.T. et l'I.N.S.E.E., ceux-ci devraient en effet rester relativement stables au cours du temps. Compte tenu du nombre d'observations par poste, on ne peut pas comprendre pourquoi on assisterait à des fluctuations importantes de l'écart entre un indice qui considère les hausses de prix pour amélioration de la qualité comme une hausse de prix et un indice qui les assimile à des variations en volume.

Les tableaux IV et VII indiquent à quel point il n'en est pas ainsi. L'amplitude entre les écarts extrêmes est déjà de 2,6% pour l'indice d'ensemble. Elle est de 5% pour « alimentation », de 7% pour « habitation », de 6,1% pour « hygiène et santé », de 6,8% pour « transports-télécommunications », de 6,3% pour « culture et loisirs » et de 14,9% pour « habillement ». A quels mouvements de la qualité peut-on référer de telles fluctuations dans les écarts entre les indices? Comment expliquer l'alternance d'effets qualité négatifs et positifs (cf. « transports-télécommunications » dans le tableau IV)? De telles amplitudes entre les écarts, de telles fluctuations d'une année sur l'autre nous semblent tout à fait suffisantes pour infirmer la thèse d'une explication de la divergence entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E. par le traitement de l'effet qualité.

Pour les mêmes raisons, l'explication des écarts par les relevés de prix n'est pas convaincante. En effet, si l'on suppose que le rapport social entre les enquêteurs de l'I.N.S.E.E. et les commerçants est biaisé, comment admettre qu'il le soit aussi inégalement selon les années et les postes? Comment admettre que, pour certains postes, il se traduise de temps en temps par un biais négatif? Comment admettre également qu'il explique un écart (variable)

pour des postes où les relevés de prix chez les petits commerçants correspondent à une faible proportion des pondérations (« transports-télécommunications », « hygiène et santé »)?

**TABLEAU VII**  
**Les écarts entre les taux annuels de croissance**  
**des indices I.N.S.E.E. et C.G.T. de 1972 à 1979**

Fonctions	Ecart annuel moyen (%)	Différence maximale entre deux écarts annuels (%)	Coefficient de variation des écarts annuels	Différence moyenne entre deux écarts annuels consécutifs (%)	Différence maximale entre deux écarts annuels consécutifs (%)
Alimentation . . . . .	2,1	5	0,77	1,8	2,7
Habillement . . . . .	3,6	14,9	1,12	5	8,9
Habitation . . . . .	1,4	7	1,71	2,2	4,5
Hygiène et santé . . .	3,9	6,1	0,55	2,2	6,1
Transports-télécommunications . . .	-0,4	6,8	5,82	2,1	3,8
Culture et loisirs . . .	4,8	6,3	0,52	1,9	4,2
Ensemble . . . . .	2,3	2,6	0,37	0,8	1,4
<i>Sources : Calculs à partir du tableau IV.</i>					

### 2.3. Conclusion

Cette deuxième partie a mis en lumière l'ampleur des divergences entre les résultats de l'indice C.G.T. et ceux de l'indice I.N.S.E.E. Elle a souligné les problèmes posés par les résultats de la C.G.T., que l'on explore leurs conséquences logiques en longue période comme l'a fait l'I.N.S.E.E.; ou que l'on essaie de concilier les fluctuations et l'ampleur des écarts C.G.T.-I.N.S.E.E. avec les explications générales proposées par la C.G.T.; ou que, plus simplement, on les compare aux données difficilement contestables — et non contestées par la C.G.T. — que constituent les prix moyens de certaines variétés publiées au B.M.S.

Nous partageons la thèse de l'I.N.S.E.E. sur le manque d'homogénéité des relevés de prix de la C.G.T. comme élément décisif pour expliquer la divergence entre les indices. Ce manque de rigueur ne peut évidemment pas être directement démontré puisque la C.G.T. ne publie pas les prix moyens qui permettraient d'explicitier le système de prix cohérent avec l'évolution de son indice. Si cette thèse s'impose, c'est finalement parce que toutes les autres explications rationnelles (pondérations, effet qualité, rapport social enquêteurs-commerçants) ne peuvent qu'être rejetées.

### 3. LES ARRONDIS DE L'INDICE DE LA C.G.T. : UNE ÉNIGME ?

Le taux mensuel de croissance de l'indice *annoncé* par la C.G.T. (ou l'I.N.S.E.E.) n'est donné qu'avec une décimale. Il dépend donc en partie du hasard, en ce sens qu'il est l'arrondi soit vers le haut, soit vers le bas, du taux mensuel *réel* obtenu à partir du rapport de deux niveaux successifs de l'indice. Ces deux niveaux étant a priori quelconques, on doit avoir en moyenne autant d'arrondis dans un sens que dans l'autre, et le sens de l'arrondi doit être indépendant du niveau du taux réel. En observant attentivement les résultats *mensuels* de l'indice de la C.G.T., nous avons détecté quelques phénomènes un peu inhabituels.

#### 3.1. Le constat

54% des taux réels mensuels conduisent à des arrondis vers le haut. Cette proportion ne diffère pas significativement de 50% (tableau VIII).

La proportion de taux arrondis vers le haut *n'est pas indépendante de leur niveau*. De 38% pour les taux réels supérieurs à 1%, elle passe à 52% pour ceux qui sont compris entre 0,8 et 1%, s'élève à 78% pour ceux qui sont entre 0,6 et 0,8%, et atteint 85% pour ceux qui sont inférieurs à 0,6% (plus précisément sur les 13 taux inférieurs à 0,6%, 11 conduisent à un arrondi vers le haut et 2 sont « neutres » : 0,50% et 0,55%).

Selon que les taux réels sont ou non inférieurs à 0,9%, la proportion des arrondis vers le haut est de 71 ou de 40%. Il y a 99,7% de chances que cette différence de proportion ne soit pas due au hasard (si la limite n'est plus 0,9 mais 0,8 ou 1%, la probabilité est de 0,9998 ou de 0,994, tous ces résultats sont obtenus par la méthode traditionnelle qui, à partir de l'écart-type de la différence des proportions à comparer et de leur différence, utilise la table de la loi normale réduite).

Selon que les taux mensuels réels sont inférieurs ou non à la moyenne des taux des deux mois précédents, la proportion d'arrondis vers le haut est de 68 ou 42,5%. Il y a 98,3% de chances que cette différence de proportion ne soit pas due au hasard (si on classe les taux en fonction de leur niveau par rapport à celui du mois précédent ou de la moyenne de ceux des trois mois précédents, les probabilités sont de 0,8 et 0,95).

Les résultats précédents sont obtenus à partir de la série utilisée par la C.G.T. pour calculer le taux mensuel (série en base 100 pour janvier 1972). Les mêmes tests effectués à partir des indices I.N.S.E.E. (295 postes), C.F.D.T., F.O. et de la série en base 100 en 1970 de l'indice C.G.T. ne font apparaître aucun phénomène anormal (*cf.* tableau IX).

*Résumons* ces très fortes présomptions statistiques :

1° La C.G.T. modifie les niveaux mensuels de son indice de telle sorte que les arrondis des taux mensuels réels soient plutôt vers le haut lorsque ces taux sont faibles et plutôt vers le bas lorsqu'ils sont élevés. Il y a moins de 5 chances pour 1 000 que cette affirmation soit fausse.

2° La C.G.T. modifie ces niveaux mensuels de telle sorte que les arrondis des taux mensuels réels soient plutôt vers le haut lorsque ceux-ci sont inférieurs à la tendance précédente de la hausse des prix et réciproquement. Lorsque cette tendance est mesurée par la moyenne des taux des deux mois précédents, il y a moins de 2 chances sur 100 que cette affirmation soit erronée.

### 3.2. Les explications

La première hypothèse qui vient à l'esprit est celle selon laquelle la C.G.T. lisserait l'indice pour atténuer ses évolutions erratiques. Cette explication nous semble cependant appeler quelques remarques :

— S'il s'agit d'un lissage, il est bien particulier puisqu'il n'est pas *systématique* : les arrondis ne sont pas tous dans le même sens pour un niveau donné des taux mensuels. Quel sens peut donc avoir l'utilisation *intermittente* d'une technique de lissage aussi inhabituelle ?

— La C.G.T. n'a *jamais* annoncé qu'elle lissait son indice et elle a toujours reproché vivement à l'I.N.S.E.E. de lisser partiellement l'indice des 295 postes en raison de la méthode utilisée pour enregistrer l'évolution des prix des produits frais. Pourquoi ferait-elle sans le dire quelque chose d'analogue à ce qu'elle reproche à l'I.N.S.E.E. de faire (et qu'il n'a jamais caché) ?

— Contrairement à ce qu'on pourrait attendre, compte tenu du non lissage des évolutions des prix des produits frais, l'indice de la C.G.T. ne conduit pas à des taux mensuels spécialement dispersés : le coefficient de variation des taux mensuels réels (y compris les taux de septembre) est de 0,433 de 1972 à 1979, alors que celui des taux réels de l'indice I.N.S.E.E. est de 0,427 (les taux mensuels arrondis de la C.G.T. ont un coefficient de 0,427 contre 0,426 pour l'I.N.S.E.E.).

Ces remarques nous incitent à rejeter l'hypothèse d'un lissage destiné à atténuer les mouvements erratiques de l'indice. Nous prenons la responsabilité d'émettre une autre hypothèse à nos yeux plus plausible, espérant que la C.G.T. s'expliquera ultérieurement de façon convaincante sur sa pratique des arrondis.

Notre hypothèse est que le « lissage intermittent » mis en évidence précédemment peut être expliqué par le rôle psychologique de l'indice des prix de la C.G.T., les media assurant une publicité importante — surtout dans les années 70 — au taux annoncé chaque mois par cette confédération syndicale.

Lorsque les taux réels sont en baisse ou peu élevés, le « lissage intermittent » permet d'atténuer le sentiment de ralentissement de l'inflation (ou de maintien d'une inflation peu élevée) que devrait normalement favoriser la publication de tels taux. La contrepartie de cette pratique doit évidemment être une manipulation symétrique lorsque les taux sont en hausse ou déjà élevés, sous peine d'aboutir à une proportion anormale — et facilement détectable — d'arrondis vers le haut pour l'ensemble des taux. Il est probable que l'impact psychologique d'une atténuation du ralentissement de l'inflation ou de la faiblesse relative de son niveau l'emporte — aux yeux de la C.G.T. — sur les

**TABLEAU VIII**  
**Les arrondis des taux mensuels de variation de l'indice**  
**C.G.T. (base 100 en janvier 1972) de 1972 à 1979**

Taux mensuels réels <sup>(1)</sup>	Nombre de taux réels conduisant à un arrondi		Proportion des arrondis vers le haut (%)	Probabilité pour que les proportions d'arrondis vers le haut soient différentes
	Vers le haut	Vers le bas		
Supérieurs à ceux du mois précédent <sup>(2)</sup> . . . . .	15	18	45	0,8
Inférieurs aux mêmes . . . . .	23	15	61	
Supérieurs à la moyenne des taux des deux mois précédents <sup>(3)</sup> . .	17	23	42,5	0,983
Inférieurs aux mêmes . . . . .	26	12	68	
Supérieurs à la moyenne des taux des trois mois précédents <sup>(4)</sup> . . .	15	20	43	0,95 <sup>(5)</sup>
Inférieurs aux mêmes . . . . .	27	15	64	
Taux $\geq 1\%$ . . . . .	14	23	38	0,994
$0,8\% \leq$ taux $< 1\%$ . . . . .	11	10	52	
$0,6\% \leq$ taux $< 0,8\%$ . . . . .	7	2	78	
Taux $< 0,6\%$ . . . . .	11	2	85	
Taux $\geq 1\%$ . . . . .	14	23	38	0,997
Taux $< 1\%$ . . . . .	29	14	67	
Taux $\geq 0,9\%$ . . . . .	18	27	40	0,999 8
Taux $< 0,9\%$ . . . . .	25	10	71	
Taux $\geq 0,8\%$ . . . . .	25	33	43	0,6 <sup>(6)</sup>
Taux $< 0,8\%$ . . . . .	18	4	82	
Tous les taux . . . . .	48	40	54	

<sup>(1)</sup> A l'exception de la dernière ligne du tableau, les taux de septembre sont exclus (il n'y a pas de calcul de l'indice pour août et le taux de septembre intègre donc la hausse d'août et est toujours très élevé).

<sup>(2)</sup> Sauf les taux d'octobre (en raison de la nature du taux de septembre, cf. note précédente) et celui de janvier 1972.

<sup>(3)</sup> Même exclusion que dans la note précédente, plus le taux de février 1972.

<sup>(4)</sup> Idem, plus mars 1972.

<sup>(5)</sup> L'exclusion de 9 taux peu différents de la moyenne des taux des 3 mois précédents fait passer les proportions à 41 et 68% et la probabilité à 0,98.

<sup>(6)</sup> Probabilité que la proportion d'arrondis vers le haut diffère de 50%.

Source : calculs à partir des résultats de l'indice publiés dans *Le Peuple*.

**TABLEAU IX**  
**Résumé des résultats obtenus par l'analyse des arrondis**  
**pour différents indices de prix (1972-1979)**

Probabilité pour que les proportions d'arrondis vers le haut soient différentes selon que les taux mensuels sont supérieurs ou inférieurs	Indice I.N.S.E.E.	Indice C.F.D.T.	Indice F.O.	Indice C.G.T. 1970 = 100	Indice C.G.T. janv. 72 = 100
Au taux du mois précédent . .	0,64	0,66	0,52	0,43	0,8
A la moyenne des taux des deux mois précédents . . . .	0,14	0,75	0,46	0,17	0,983
A 1% . . . . .	0,28	0,73	0,28	0,49	0,994
A 0,9% . . . . .	0,65	0,40	0,32	0,65	0,997
A 0,8% . . . . .	0,85	0,23	0,16	0,45	0,999 8
<i>Sources : Calculs à partir des résultats publiés mensuellement dans <i>Le Peuple</i>.</i>					

effets psychologiques négatifs consécutifs à une atténuation de l'accélération de l'inflation ou de son niveau élevé qui résultent de taux arrondis vers le bas lorsqu'ils sont en hausse ou élevés. Dans ce dernier cas, l'inflation mesurée par la C.G.T. n'en reste pas moins en effet élevée ou en hausse. Cette pratique de « lissage intermittent » permettrait ainsi, en quelque sorte, de maximiser les avantages psychologiques (pour la C.G.T.) de l'indice, pour un écart moyen donné entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E.

Il s'agit bien sûr d'une hypothèse. Mais en existe-t-il une autre qui soit plausible ?

#### 4. CONCLUSION

Pondérations ne correspondant à aucune population connue des statisticiens, manque de rigueur dans le traitement de l'effet qualité, résultats de longue période inconciliables avec les sources indiscutables, etc. Nous pensons que les différents résultats obtenus au cours de cette étude sont suffisamment convergents pour qu'il soit légitime de conclure que l'indicateur de la C.G.T. ne possède pas les caractéristiques qu'on est en droit d'attendre d'un indice de prix.

En étudiant les fluctuations des écarts annuels entre les indices C.G.T. et I.N.S.E.E., nous n'avons pas opposé le premier au second comme l'ivraie

idéologique au bon grain scientifique. Nous n'avons pas confronté les résultats de l'indice C.G.T. à ce qui constituerait l'horizon indépassable de la Science. Nous avons simplement mis en évidence des fluctuations considérables *qui ne peuvent être dues à l'indice I.N.S.E.E.*, puisque les hypothèses, les conventions et les procédures qui conduisent à son calcul sont *stables au cours du temps* et ne fluctuent certainement pas d'une année sur l'autre. Le caractère inexplicable de ces fluctuations permet, nous semble-t-il, de conclure également que, pas plus qu'un indice de prix, l'indicateur de la C.G.T. n'est un indice du coût de la vie ou ne « chiffre le pourcentage d'augmentation des dépenses dû à la hausse des prix pour une consommation fixe en quantité » comme l'affirme la C.G.T.