

CREDOC
BIBLIOTHÈQUE

Consommation

revue de

socio-économie

Cote
P 00CO

Crédoc - Consommation. N° 1984-001.
Janvier - mars 1984.

Num

4425-1

CREDOC•Bibliothèque



x

Sou1984 - 3329 à 3332

1984 n° 1

Comité de Rédaction

André BABEAU, Bernard CAZES, Alain DESROSIÈRES, Alain FOULON, Xavier GREFFE, Marie-Thérèse JOIN-LAMBERT, Janina LAGNEAU, Ludovic LEBART, Michel LÉVY, Louis LÉVY-GARBOUA, Andrée MIZRAHI, Philippe NASSE, Henri PÉQUIGNOT, Simone SANDIER, Nicole TABARD, Marie-France VALETAS, Eric VERDIER, Alain WOLFELSPERGER, Bernard ZARCA.

Secrétariat de Rédaction

Elisabeth Hatchuel
CREDOC, 142, rue du Chevaleret, 75013 Paris, Tél. : 584.14.20

Note aux auteurs

Les auteurs qui souhaitent publier un texte (article, note ou analyse bibliographique) dans *Consommation, Revue de Socio-Économie* doivent le faire parvenir au C.R.E.D.O.C. en trois exemplaires, selon des normes qui leur seront communiquées sur demande par le secrétariat de la Revue.

Les manuscrits qui ne seraient pas acceptés par le Comité de Rédaction ne seront pas retournés.

Les auteurs recevront gratuitement 25 tirés-à-la-suite de leur article. Des exemplaires supplémentaires de ces tirés-à-la-suite pourront être obtenus aux frais de l'auteur qui en fera la demande à l'éditeur au moment de la remise des épreuves.

Abonnements/Subscriptions

Abonnements 1984 et années antérieures	<i>Subscriptions 1984 and previous years</i>
Un an, 4 numéros France 225 FF	<i>One year, 4 issues 225 FF</i>
Autres pays 315 FF (avec taxe supplémentaire pour envoi par avion)	<i>Other countries 315 FF (with supplement for air mail)</i>
Le numéro France 65 FF	<i>Per issue France 65 FF</i>

C.D.R. Centrale des Revues,
11, rue Gossin, 92543 Montrouge, France, Tél. : 656.52.66

Citations

Les citations sont autorisées sous réserve d'indication de la source. En revanche, toute reproduction de la totalité ou d'une partie substantielle d'un article doit faire l'objet d'une autorisation de la Revue et de son auteur.

Citations are permitted provided that the source is clearly indicated. However, reproduction of the whole, or a large part, of an article must have prior approval both from the journal and from the author(s).

© CREDOC/BORDAS 1984

« Toute représentation ou reproduction, intégrale ou partielle, faite sans le consentement de l'auteur, ou de ses ayants-droits ou ayants-cause, est illicite (loi du 11 mars 1957, alinéa 1^{er} de l'article 40). Cette représentation ou reproduction, par quelque procédé que ce soit, constituerait une contrefaçon sanctionnée par les articles 425 et suivants du code pénal. La loi du 11 mars 1957 n'autorise, aux termes des alinéas 2 et 3 de l'article 41, que les copies ou reproductions strictement réservées à l'usage privé du copiste et non destinées à une utilisation collective d'une part et, d'autre part, que les analyses et les courtes citations dans un but d'exemple et d'illustration. »

Consommation revue de socio-économie

Sommaire/Contents

GABRIEL TAHAR	La variance des salaires réels, indicateur d'inégalité <i>The Variance of Real Wages as a Measure of Inequality</i>	3
JACQUES COHEN	La T.V.A., un impôt inégalitaire mal connu <i>V.A.T.: an Ill-known Non-egalitarian Tax</i>	27
MARIE-GABRIELLE DAVID et CATHERINE GOKALP	La semaine d'un enfant scolarisé <i>The School Child's Week</i>	59
JEAN-JACQUES PAUL	Comportement en cours d'étude et emploi <i>The Influence of Students Behaviour Patterns on their Subsequent Employment</i>	89
BIBLIOGRAPHIE		107

LA VARIANCE DES SALAIRES RÉELS, INDICATEUR D'INÉGALITÉ

par

Gabriel TAHAR (*)

RÉSUMÉ. — Les mesures d'inégalité sont en général définies relativement à la moyenne de sorte qu'elles sont invariantes lorsqu'on applique un même accroissement proportionnel à tous les gains. On peut toutefois penser qu'une notion de justice sociale faisant référence aux différences absolues entre les salaires est plus acceptable.

Cet article présente une mesure simple des inégalités de salaires : la variance des salaires, qui varie lorsque tous les salaires s'accroissent en pourcentage. Mais, comme les variations de l'inégalité sont étudiées au cours du temps dans une économie marquée par l'inflation, ce sont les salaires réels et non les salaires en francs courants qu'il faut utiliser afin que la mesure ne varie pas quand le pouvoir d'achat du salarié est seulement maintenu. Cela conduit à une mesure qui décroît lorsqu'un même accroissement absolu est appliqué et qui croît dans le cas d'une augmentation relative dépassant la hausse des prix.

A la suite de cette base théorique, la variance des salaires réels est calculée pour différentes distributions de salaires et leur évolution. Une mesure ordinale suffit car seul un classement des distributions est nécessaire. On s'aperçoit qu'il n'y a pas eu ces dernières années une réduction incontestable de la hiérarchie des salaires.

ABSTRACT. — *THE VARIANCE OF REAL WAGES AS A MEASURE OF INEQUALITY.* The measures of inequality are usually defined relative to the mean so that they are unaffected by equal proportional increases in all earnings. However, one can think that a concept of social justice related to absolute differences between wages is more acceptable.

This paper introduces an unsophisticated measure of wages inequalities: variance of wages, which varies when all wages are multiplied by the same number. But, as variations of inequality are studied over time in an inflationary country, real wages should be used instead of money wages, in order to let unchanged the measure when the employee's purchasing power is only maintained. That leads to a measure which decreases with equal absolute additions and increases with a relative rise higher than the increase of price level.

Following this theoretical basis, variance of real wages is calculated for different distributions of earnings and their evolution. An ordinal measure is sufficient because only a ranking of distributions is needed. It is shown that there hasn't been an unquestionable reduction in wages differentials for the last few years.

SOMMAIRE

Introduction	4
1. Le choix de la variance des salaires réels	5
1.1. Les principes de base	5
1.2. La pertinence de l'hypothèse de justice décroissante	6

(*) Chargé de Recherche au C.N.R.S., Centre d'Études Juridiques et Économiques de l'Emploi (C.E.J.E.E.), Université de Toulouse-I, place Anatole-France, 31042 Toulouse Cedex.

1.3. La variance des salaires réels	7
1.4. Problèmes d'agrégation, de décomposition et de comparaison ..	9
1.5. Un exemple	12
2. Application à des structures empiriques de salaires	14
2.1. Évolution nationale de l'inégalité des salaires	15
2.2. Entreprise A	16
2.3. Entreprise B	17
2.4. Entreprise C	18
2.5. Entreprise D	19
Conclusion	20
Annexe	21
Bibliographie	26

Comment apprécier un écart hiérarchique dans les rémunérations, comment comparer entre elles des structures de salaires? Les économistes se penchent plus volontiers sur les inégalités de revenus existant dans une population et ont proposé toute une série d'indicateurs à la suite d'une approche axiomatique fort riche.

Partant de ce corpus théorique et après avoir discuté le postulat d'invariance par transformation homothétique, qui pose problème, nous nous placerons dans l'hypothèse selon laquelle l'inégalité croît lorsque l'on multiplie tous les salaires par un même coefficient mais décroît lorsqu'on leur fait subir une translation. Cette hypothèse est écartée le plus souvent mais a été retenue par le pionnier en la matière que fut H. Dalton [7] ⁽¹⁾. Plus récemment, des auteurs comme A. Sen [12] et surtout S. C. Kolm [10] l'ont prise en considération sans pour cela prendre nettement position.

Nous nous proposons d'utiliser la variance comme indicateur d'inégalité de salaires dans un effectif donné. Quoique fort simple et toujours évoquée, cette mesure n'est pas utilisée alors que, calculée sur les salaires réels, nous pensons montrer qu'elle présente un incontestable intérêt.

Dans une première partie, nous exposerons les propriétés de l'indicateur-variance comme indicateur ordinal de dispersion.

Dans une seconde partie, nous appliquerons l'indicateur-variance à l'appréciation de l'inégalité des rémunérations et de son évolution dans quelques entreprises en tentant de comparer les résultats auxquels il conduit avec ceux des indicateurs d'inégalité couramment utilisés.

(1) Les chiffres entre crochets renvoient à la bibliographie *in fine*.

1. LE CHOIX DE LA VARIANCE DES SALAIRES RÉELS

1.1. Les principes de base

Le choix d'un indicateur d'inégalités est subordonné à toute une série de critères qu'il doit impérativement remplir ⁽¹⁾ :

— il doit posséder les caractéristiques d'un préordre, c'est-à-dire que c'est un indice ordinal défini à une fonction linéaire croissante près. A une inégalité plus forte correspond une mesure plus élevée ;

— les permutations entre individus ne doivent pas modifier la mesure qui ne dépend que de la distribution en fréquence des salaires et non pas de l'ordre selon lequel ils sont classés (axiome dit de symétrie) ;

— la taille de l'échantillon de population étudié ne doit pas influencer la mesure qui restera invariante tant que seront maintenues les proportions d'individus le long de l'échelle des salaires ;

— la mesure concernant un groupe donné est indépendante de ce qui se passe dans le reste de la société (principe d'indépendance) ;

— un transfert de rémunération d'un individu ou d'un groupe relativement riche à un groupe relativement pauvre doit se traduire par une baisse de l'inégalité (principe de Pigou-Dalton). Ce principe de transfert, s'il est pris en considération, élimine toute mesure non exhaustive qui risque éventuellement de rester invariante alors qu'elle devrait diminuer. C'est malheureusement le cas de celle utilisée pour le Bilan Social qui, fonction uniquement des déciles extrêmes, ignore délibérément les modifications apportées aux rémunérations intermédiaires.

Nous n'avons pas retenu l'axiome selon lequel les salaires n'étaient définis qu'à une constante multiplicative près et que l'indicateur devait demeurer inchangé lorsque tous les salaires bénéficiaient d'une augmentation proportionnelle. Dans un article demeuré fondamental, H. Dalton ⁽²⁾ attaqua cette hypothèse et considérait au contraire que l'on devait se placer dans le cas fort différent où les individus ressentent un surcroît d'inégalité lorsque leurs salaires se voient appliquer des hausses relatives.

Sans trancher le débat dans un sens ou dans un autre, un auteur comme A. Atkinson [1] admet que l'aversion pour l'inégalité peut très bien prendre diverses formes et privilégier soit les variations relatives, soit les variations absolues de revenus.

Chaque indicateur incorpore un jugement de valeur et relève de l'économie normative. C'est à S. C. Kolm que l'on doit la présentation la plus claire des normes de classement possibles des distributions de revenus ⁽³⁾.

(1) Cf. D. G. CHAMPERNOWNE [6] et G. S. FIELDS et J. C. H. FEI [9].

(2) [7], op. cité.

(3) S. C. KOLM [10], op. cité.

L'auteur emploie le terme « justice » lorsqu'il évoque des variations en pourcentage et le terme « injustice » lorsqu'il s'agit de variations en volume. Il distingue alors trois opinions dans chaque cas donc six au total :

— la justice sera dite intensive lorsque l'opinion ne dépendra que des revenus relatifs ;

— la justice sera croissante (resp. décroissante) lorsque l'opinion sera favorable (resp. défavorable) à une augmentation relative ;

— l'injustice sera dite absolue lorsque l'opinion ne changera pas après une modification de tous les revenus de la même quantité ;

— l'injustice sera croissante (resp. décroissante) lorsque l'opinion sera défavorable (resp. favorable) à une augmentation absolue.

Ces six situations ne sont pas toutes indépendantes et peuvent se recouper. On démontrerait par exemple aisément que justice intensive entraîne injustice décroissante, qu'injustice absolue implique justice décroissante et que justice décroissante et injustice décroissante sont compatibles.

A. Wolfelsperger [14] critique à juste titre l'amalgame souvent effectué entre justice et égalité. S'il est vrai que tout indicateur d'inégalité prend sa valeur la plus basse lorsque tous les revenus sont identiques, cela ne correspond pas forcément à une situation parfaite de justice puisque certains écarts de rémunérations peuvent se justifier pour des raisons liées à la qualification, l'effort, le temps de travail, etc.

Nous jugeons néanmoins meilleure la terminologie de S. C. Kolm car elle évite de confondre le sens de variation de l'indicateur (avec l'expression « inégalité décroissante » par exemple) et le postulat d'opinion (l'expression « injustice décroissante » prêtant à confusion avec la première).

1.2. La pertinence de l'hypothèse de justice décroissante

Il nous semble qu'aujourd'hui il faille considérer que la justice est décroissante et non intensive. On considère couramment par exemple qu'une prime égale pour tous les salariés est un système plus juste qu'une prime fixée en pourcentage du salaire de base. Un syndicat comme la C.F.D.T. préconise des augmentations « en masse et égales pour tous ».

A propos de la théorie du capital humain, G. Becker [2] note que depuis le début du siècle le rapport entre le salaire du diplômé et celui du non diplômé diminue mais que la différence entre les deux augmente, ce qui maintient le rendement de l'éducation seulement si l'on fait l'hypothèse que le rendement est fonction de l'écart absolu et non pas de l'écart relatif.

Un autre argument à opposer au principe de justice intensive est qu'il conduit à préférer une égalité parfaite dans la misère à une inégalité qui s'accompagnerait d'un niveau de vie aisé pour tous malgré les écarts de revenu.

Les mesures d'inégalité couramment présentées dans la littérature économique et dans la pratique (1) sont dans leur grande majorité définies à un coefficient multiplicatif près et nous ne pouvons donc pas les utiliser.

S. C. Kolm [11] a proposé une série de trois indices qualifiés de « rightist », « leftist » et de « centrist » correspondant respectivement aux hypothèses de justice intensive, d'injustice absolue et de justice décroissante (ou d'injustice décroissante). Ces mesures constituent un instrument d'analyse incomparable mais conduisent à des estimations complexes. A la longueur des calculs s'ajoute la nécessité de définir au préalable plusieurs paramètres concernant notamment les « fuites » admissibles lors des transferts, la sensibilité relative de la mesure aux niveaux où ces transferts s'effectuent ainsi que le type de distributions de revenus étudiées.

A la recherche d'un indicateur facilement et immédiatement utilisable, nous préférons nous orienter vers une mesure beaucoup plus simple.

Y. Bresson [4] définit un « surplus moyen » caractéristique de l'inégalité comme la surface que délimite la courbe de distribution des salaires.

Nous retenons de la démarche de Y. Bresson le raisonnement qu'il mène en termes de revenus en francs réels et non en francs courants. Nous considérons comme inadaptée la formule qu'il propose parce qu'elle s'applique mal à des populations de petite taille et surtout parce qu'elle fait référence au revenu du plus pauvre, toujours mal défini, et non à la moyenne, qui constitue une base beaucoup plus fiable.

1.3. La variance des salaires réels

Nous recherchons une mesure simple de l'inégalité respectant les principes de base en la matière mais faisant référence aux différences absolues entre les salaires plutôt qu'aux différences relatives. Ainsi pourra-t-elle varier en cas d'accroissement proportionnel de toutes les rémunérations.

Nous proposons d'utiliser comme indicateur d'inégalité la variance de la distribution des salaires réels pondérés par les effectifs concernés. Si p est l'indice des prix du mois (base 1970 pour les séries actuelles) où le salaire courant d'un groupe de f_i salariés est x_i , l'indicateur d'inégalité est donné par la formule :

$$I = v \left(\frac{x}{p} \right) = \frac{\sum_{i=1}^n f_i (x_i/p - \bar{x}/p)^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{x})^2}{p^2 n}$$

(1) Comme le coefficient de variation, la variance des logarithmes, le coefficient de Gini, l'indice de Theil, le rapport interdécile, l'écart logarithmique moyen, etc. Ils se différencient notamment par le poids accordé aux différents transferts envisageables. Ainsi, le coefficient de variation leur accorde un même poids quel que soit le niveau auquel ils se font. Le coefficient de Gini, lui, accorde plus de poids aux transferts entre revenus moyens. Les indicateurs logarithmiques accordent plus de poids aux transferts dans les bas revenus, ce qui semble judicieux, mais la variance des logarithmes des salaires ne remplit pas toujours la condition de Pigou-Dalton et l'indice de Theil ne vérifie pas l'axiome d'indépendance vis-à-vis de la taille de l'échantillon examiné.

avec :

$$\bar{x} = \frac{\sum f_i x_i}{n} \quad \text{et} \quad n = \sum f_i.$$

L'utilisation de la variance des salaires nominaux conduirait à considérer comme accroissant l'inégalité, une augmentation générale des salaires se bornant à maintenir le pouvoir d'achat des uns et des autres, ce qui correspond à une hypothèse de justice exagérément décroissante pour notre époque de forte inflation. Cela supposerait également que les salariés sont victimes d'illusion monétaire.

Seule une élévation de salaire en pourcentage qui accroît le pouvoir d'achat augmentera l'inégalité mesurée par I .

Notre indicateur vérifie d'une manière évidente les principes de base (cf. § 1.1) hormis bien entendu l'hypothèse de justice intensive (selon l'expression de S. C. Kolm que l'on a adoptée). Nous allons établir que la variance des salaires réels vérifie bien le principe de transfert et le postulat d'injustice décroissante :

(a) Soit x_i ($i = 1$ à n) une distribution de salaires réels. Prélevons une quantité ε ($\varepsilon > 0$) à un salaire x_a afin d'augmenter un salaire $x_b < x_a$. La moyenne de la distribution ne varie pas. Partant d'une mesure I_x de l'inégalité, nous aboutissons à I'_x qu'il s'agit de comparer à la mesure initiale.

$$\begin{aligned} n I'_x &= \sum_{(a \text{ et } b \text{ exclus})} (x_i - \bar{x})^2 + (x_a - \varepsilon - \bar{x})^2 + (x_b + \varepsilon - \bar{x})^2, \\ n I'_x &= \sum_{(a \text{ et } b \text{ exclus})} (x_i - \bar{x})^2 + (x_a - \bar{x})^2 + (x_b - \bar{x})^2 + 2\varepsilon^2 - 2\varepsilon(x_a - \bar{x} - x_b + \bar{x}), \\ n I'_x &= n I_x - 2\varepsilon(x_a - x_b - \varepsilon), \end{aligned}$$

d'où $I'_x < I_x$ si et seulement si $x_a - x_b > \varepsilon$.

L'inégalité baissera tant que le transfert du haut salaire vers le bas salaire n'excédera pas leur différence initiale.

La variance des salaires réels vérifie bien le principe de Pigou-Dalton.

Tout comme le coefficient de variation bien sûr, elle accorde un même poids aux transferts, quel que soit le niveau auquel ils se font. Nous préférons privilégier la simplicité plutôt que de fabriquer un indicateur prenant en compte les niveaux des transferts, ce qui ne pourrait se faire d'ailleurs qu'après une analyse sociologique poussée débordant le cadre méthodologique que nous nous sommes fixé.

(b) Soit x_i ($i = 1$ à n) une distribution de salaires courants à une date déterminée par un indice des prix p , x'_i et p' cette distribution et l'indice des prix à une date ultérieure.

Plaçons-nous dans le cas où les salaires sont transformés selon une homothétie k . On a :

$$x'_i = kx_i,$$

$$I_x = \frac{1}{p^2} v(x_i),$$

$$I'_x = \frac{1}{p'^2} v(x'_i) = \frac{k^2}{p'^2} v(x_i) = k^2 \frac{p^2}{p'^2} I_x,$$

p^2/p'^2 est le carré du taux d'inflation entre les deux dates et notre indicateur vérifiera le principe de justice décroissante dès lors que le taux d'accroissement des salaires nominaux sera supérieur à la hausse des prix. C'est l'augmentation du pouvoir d'achat qui accroît l'inégalité alors que l'indexation maintient le statu-quo et qu'une baisse relative du pouvoir d'achat diminue l'inégalité (nous sommes dans ce cas en situation de justice croissante). Plaçons-nous maintenant dans le cas où les salaires sont transformés selon une translation u . On a :

$$x'_i = x_i + u,$$

$$I_x = v\left(\frac{x_i}{p}\right),$$

$$I'_x = v\left(\frac{x'_i}{p'}\right) = v\left(\frac{x_i}{p'} + \frac{u}{p'}\right) = v\left(\frac{x_i}{p'}\right) = v\left(\frac{x_i p}{p' p}\right) = \frac{p_2}{p'^2} I_x,$$

mais $p^2/p'^2 < 1$ et donc $I'_x < I_x$.

Notre indicateur vérifie le principe d'injustice décroissante dès lors que l'indice des prix augmente, ce qui veut dire qu'une augmentation de salaire égale en volume pour tous diminue l'inégalité en période d'inflation.

1.4. Problèmes d'agrégation, de décomposition et de comparaison

L'indicateur variance permet-il la combinaison de deux populations, l'intégration d'une dispersion intracatégorielle et les comparaisons interentreprises ?

(a) Soient x_i ($i = 1$ à n) et y_i ($i = 1$ à m) deux distributions de salaires réels. On se propose de calculer l'indicateur I_z concernant l'ensemble des deux populations en fonction de I_x et I_y .

Faisons tout d'abord l'hypothèse que les moyennes des x_i et des y_i sont identiques et que donc $\bar{x} = \bar{y} = \bar{z}$. Il vient alors très simplement :

$$(n+m)I_z = \sum_1^{m+n} (z_i - \bar{z})^2 = \sum_1^n (x_i - \bar{x})^2 + \sum_1^m (y_i - \bar{y})^2 = nI_x + mI_y.$$

On en déduit immédiatement la forme générale en fabriquant les deux distributions x'_i et y'_i homothétiques de x_i et y_i suivant respectivement les facteurs \bar{z}/\bar{x} et \bar{z}/\bar{y} de manière à avoir des valeurs moyennes identiques.

On a :

$$n I'_x = \Sigma (x'_i - \bar{z})^2 = \Sigma \left(\frac{\bar{z}}{\bar{x}} x_i - \frac{\bar{z}}{\bar{x}} \cdot \bar{x} \right)^2 = \frac{\bar{z}^2}{\bar{x}^2} I_x \cdot n,$$

de même :

$$I'_y = \frac{\bar{z}^2}{\bar{y}^2} I_y,$$

d'où, d'après la formule établie pour le cas simplifié :

$$I_z = \frac{n I'_x + m I'_y}{n + m}$$

et par suite :

$$\frac{n + m}{z^2} I_z = \frac{n}{\bar{x}^2} I_x + \frac{m}{\bar{y}^2} I_y.$$

La variance des salaires réels est un indicateur additif à condition de le pondérer par le facteur n/\bar{x}^2 (effectif de la population rapporté au carré du salaire moyen).

On retrouve la propriété d'additivité relative aux coefficients de variation (écart-type/moyenne) :

Si c est ce coefficient de variation, alors $c^2_x = I_x/\bar{x}^2$ et la formule devient :

$$c^2_z = \frac{nc^2_x + mc^2_y}{n + m}.$$

(b) A partir d'une nomenclature simplifiée regroupant un ensemble de qualifications selon un nombre restreint de catégories, un indicateur d'inégalité rend compte de la disparité intercatégorielle des salaires mais ne dit rien sur les dispersions intracatégorielles. Le Centre d'Études des Revenus et des Coûts ⁽¹⁾ distingue couramment l'inégalité à l'intérieur d'un groupe, la dispersion, de l'inégalité entre plusieurs groupes, la disparité, qui s'évalue à partir des moyennes des salaires calculées dans chacun des groupes.

Comme notre mesure de l'inégalité dépend de la nomenclature utilisée, il est primordial de connaître la modification qu'apporte à l'indicateur un changement de nomenclature.

Nous traiterons ce problème en calculant la nouvelle valeur I' de l'indicateur I relatif à la structure x_i ($i = 1$ à n) qui résulte de la désagrégation de la catégorie n en un ensemble de salaires y_i ($i = n$ à m , $m > n$).

La structure y_i a, par définition, une moyenne de x_n et la moyenne de la structure $(x_1, \dots, x_{n-1}, y_n, \dots, y_m)$ demeure donc identique à la moyenne \bar{x} de la structure (x_1, \dots, x_n) .

(1) Cf. les Publications du Centre, notamment les trois rapports de synthèse sur les revenus des Français [5].

Nous avons :

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}, \quad I' = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=n}^m (y_i - \bar{x})^2}{m}.$$

Posons :

$$J = \frac{\sum_{i=n}^m (y_i - x_n)^2}{m-n},$$

indicateur de l'inégalité de la structure y_i .

Il vient :

$$m I' = n I - (x_n - \bar{x})^2 + \sum_{i=n}^m (y_i - \bar{x})^2.$$

Comme :

$$y_i - \bar{x} = (y_i - x_n) + (x_n - \bar{x}),$$

nous avons :

$$\Sigma (y_i - \bar{x})^2 = \Sigma (y_i - x_n)^2 + \Sigma (x_n - \bar{x})^2 + 2 \Sigma (y_i - x_n) (x_n - \bar{x}).$$

Mais :

$$\sum_{i=n}^m (y_i - x_n) = 0,$$

puisque x_n est la moyenne des y_i .

Donc :

$$\sum_{i=n}^m (y_i - \bar{x})^2 = (m-n) J + (m-n) (x_n - \bar{x})^2.$$

Finalement :

$$m I' = n I + (m-n) J + (m-n-1) (x_n - \bar{x})^2.$$

Il était prévisible que I' soit différent de I . Ce qui l'était moins, c'est que l'on ne peut rien dire *a priori* du signe de $(I' - I)$. On aurait pu penser que I' serait en tout état de cause toujours supérieur à I , en raison de l'accroissement du « désordre » de la distribution. Il n'en est rien, il suffit de prendre le cas particulier $x_n = \bar{x}$ et $J < I$ pour lequel on obtient $I' < I$.

(c) La variance des salaires réels n'est pas une mesure d'inégalité décomposable. On sait que seuls parmi les mesures courantes l'indice de Theil

et l'écart logarithmique moyen le sont ⁽¹⁾. L'indicateur variance permet avant tout des analyses locales de statique comparative sous condition d'invariance de la décomposition catégorielle utilisée de l'effectif de l'entreprise.

On pourrait transformer notre indicateur par la transformation classique $t = I/(I + 1)$, limitant la plage de variation à l'intervalle (0,1), afin d'effectuer notamment des comparaisons interentreprises.

Mais une telle comparaison n'a de sens que si les structures des qualifications sont comparables et si l'ensemble de l'effectif est intégré. Il est en effet difficile de comparer deux entreprises dont l'une emploie des manœuvres et l'autre non, dont l'une communique le salaire de ses cadres dirigeants et l'autre non.

Nous ne comparerons pas entre eux les résultats relatifs aux quatre cas d'entreprises examinés plus loin par manque de données homogènes, certes, mais également pour des raisons de fond liées au statut de notre indicateur.

Notre mesure se fonde sur un univers limité à l'entreprise considérée et, en toute logique, si l'on élargit le champ d'investigation, on doit considérer que le travailleur ne se compare pas seulement aux salariés de sa propre entreprise mais également à ceux de l'autre entreprise. Il faudrait en toute rigueur comparer chacune des inégalités internes à l'inégalité globale concernant l'ensemble des salariés des deux entreprises et donc calculer au préalable cette inégalité globale par la formule d'agrégation établie plus haut.

Dans la suite, nous allons illustrer au moyen de distributions virtuelles de salaires la manière dont la variance des salaires réels rend compte d'une volonté de réduction des inégalités de rémunération.

1.5. Un exemple

Nous partons d'une entreprise fictive de 10 salariés reproduisant approximativement la structure nationale des qualifications, à savoir 3 ouvriers, 2 ouvriers qualifiés, 2 employés, 2 techniciens et 1 cadre auxquels nous attribuons des salaires respectivement de 3 000, 5 000, 4 000, 6 000 et 8 000 F au mois de décembre 1981 pour fixer les idées.

Nous allons distinguer quatre types d'augmentation des salaires nominaux conduisant à quatre distributions caractéristiques une année plus tard, c'est-à-dire en décembre 1982. Les deux premiers maintiendront la masse salariale totale en francs constants, les deux derniers l'accroîtront et correspondront donc à un surplus distribué :

— distribution 1 : augmentation de tous les salaires de 9,7% (indice des prix $p = 301,0$ en décembre 1981 ; 330,1 en décembre 1982) ;

— distribution 2 : augmentation de tous les salaires de 456 F, de manière à accroître le salaire moyen de 9,7% également ;

— distribution 3 : augmentation de tous les salaires de 12% ;

(1) Cf. F. BOURGUIGNON [3].

— distribution 4 : augmentation dégressive de manière à accroître le salaire moyen de 12% mais le salaire des cadres de 9,7% seulement (strict maintien de leur pouvoir d'achat).

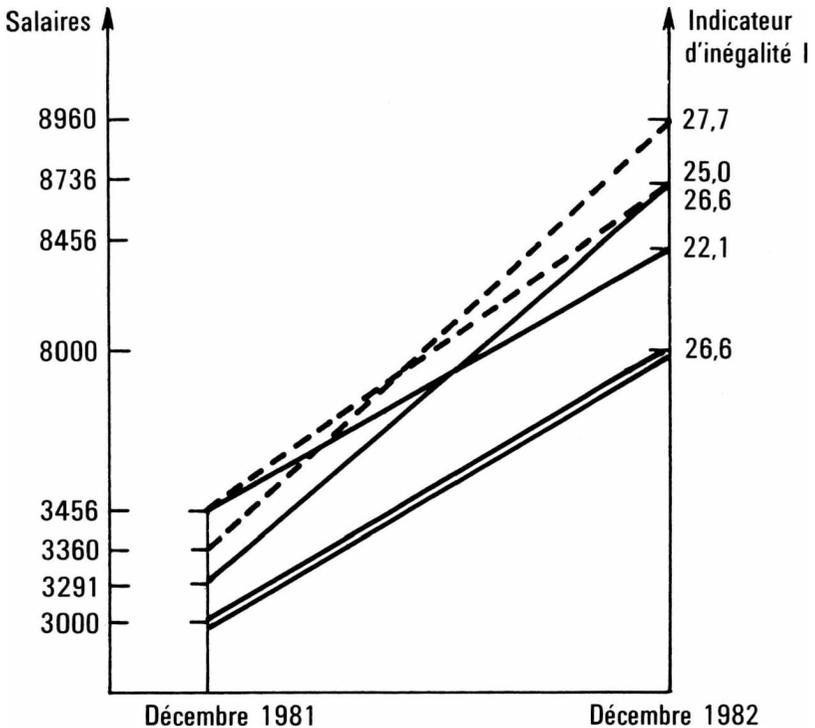
On aboutit au tableau suivant, donnant les distributions de salaires et les indicateurs d'inégalité correspondant :

	Décembre 1981 ($p = 301,0$)	Décembre 1982 ($p = 330,1$)			
		1	2	3	4
Salaire ouvriers (o)	3 000	3 291	3 456 (+ 15,2%)	3 360	3 456 (+ 15,2%)
Salaire employés	4 000	4 388	4 456 (+ 11,4%)	4 480	4 518 (+ 13,0%)
Salaire ouvriers qualifiés . . .	5 000	5 485	5 456 (+ 9,2%)	5 600	5 585 (+ 11,7%)
Salaire techniciens	6 000	6 582	6 456 (+ 7,6%)	6 720	6 644 (+ 10,7%)
Salaire cadres (c)	8 000	8 776	8 456 (+ 5,7%)	8 960	8 776 (+ 9,7%)
Salaire moyen	4 700	5 156 (+ 9,7%)	5 156 (+ 9,7%)	5 264 (+ 12%)	5 264 (+ 12%)
$I = v/p^2$	26,6	26,6	22,1	27,7	25,0
Rapport c/o	2,67	2,67	2,45	2,67	2,54
Différence $c - o$	5 000	5 485	5 000	5 600	5 320

Les deux dernières lignes du tableau nous montrent bien que l'hypothèse d'injustice décroissante que vérifie I est intermédiaire entre celle de justice intensive (schématisée par l'indicateur grossier que constitue l'écart hiérarchique relatif c/o) et celle d'injustice absolue (schématisée par l'écart hiérarchique absolu $c - o$).

Le graphique ci-après montre les différents éventails hiérarchiques auxquels conduisent les quatre types d'évolutions envisagés à partir de la distribution de départ (=), deux à masse salariale constante (—) et deux correspondant à un surplus distribué (— — —).

On voit que la mesure I considère comme neutre la stricte indexation des salaires (distribution 1), comme inégalitaire l'accroissement des salaires en pourcentage au-delà de la compensation de l'inflation (distribution 3). Elle juge qu'une augmentation en volume diminue fortement l'inégalité (distribution 2). Enfin une formule s'apparentant au salaire binôme (augmentation dégressive) réduit l'inégalité (distribution 4).



2. APPLICATION A DES STRUCTURES EMPIRIQUES DE SALAIRES

Après avoir appliqué notre mesure aux statistiques nationales de salaires entre 1978 et 1981, nous traiterons successivement de quatre cas de firmes appartenant à quatre branches différentes et donc relevant de conventions collectives distinctes. Nous avons préservé leur anonymat en les baptisant respectivement entreprises A, B, C et D ⁽¹⁾.

Nous comparerons les sens de variation de l'indicateur variance à ceux de l'écart relatif existant entre les catégories de rémunérations extrêmes ⁽²⁾. Le rapport salaire moyen des cadres/salaire moyen des ouvriers (c/o) en est un cas particulier lorsque tous les cadres et tous les ouvriers sont respectivement rassemblés en une catégorie unique.

(1) Les tableaux présentant la structure des salaires de ces entreprises sont renvoyés en annexe. Les enquêtes ont été réalisées dans le cadre d'une convention d'étude avec le Ministère du Travail. Cf. Y. DUPUY, G. TAHAR et F. TEYSSIER [8].

(2) Il est préférable de prendre comme point de comparaison l'écart relatif plutôt que le rapport interdécile lorsque les salaires ne sont pas connus individuellement mais sont regroupés par catégorie.

2.1. Évolution nationale de l'inégalité des salaires

A partir des Enquêtes-Emploi de l'I.N.S.E.E. qui nous donnent la répartition de la population salariée selon les quatre grandes catégories socio-professionnelles (1) et d'après les enquêtes ACEMO du Ministère du Travail qui nous fournissent les indices moyens de gains mensuels correspondants (base 100 en octobre 1972), on est en mesure d'obtenir une évolution de l'inégalité de salaire telle qu'elle est mesurée par I .

Le tableau ci-après présente les salaires moyens en francs courants calculés à partir des indices statistiques et les valeurs obtenues pour l'indicateur-variance I et le rapport c/o .

Gains mensuels moyens des catégories socio-professionnelles

C.S.P. (proportions)		1978	1979	1980	1981
Ouvriers (51%)	En indice	209,1	233,7	267,8	305,2
	En francs courants	3 048	3 407	3 904	4 448
Employés (24%)	En indice	205,8	231,8	266,6	304,8
	En francs courants	3 099	3 491	4 015	4 590
Techniciens (17%)	En indice	196,0	218,8	250,2	281,7
	En francs courants	4 651	5 192	5 937	6 684
Cadres (8%)	En indice	187,5	208,6	236,0	277,8
	En francs courants	8 206	9 129	10 328	12 158
Indice des prix P		199,8	221,3	251,3	285,0
I		52,1	52,1	51,0	56,0
Surplus		—	+ 1,0%	+ 0,7%	+ 0,9%
c/o		2,69	2,68	2,65	2,73

I et c/o donnent des résultats cohérents à ce niveau d'ensemble, contrairement à ce que nous constaterons plus loin sur les données d'entreprises pour lesquelles des divergences apparaîtront parfois.

(1) Nous avons fait l'approximation d'une répartition invariante entre 1978 et 1981, les chiffres de l'I.N.S.E.E. nous donnant des variations inférieures à un point sur la période.

Malgré un accroissement sensible de la masse salariale globale en francs constants d'une année sur l'autre (ce que nous qualifions de « surplus » ⁽¹⁾), il y a une légère réduction entre 1978 et 1980 puis un accroissement de l'inégalité dans les salaires entre 1980 et 1981.

2.2. Entreprise A

Cette entreprise relève du secteur des industries chimiques. L'observation de la grille des salaires de base des ouvriers et des employés (cf. annexe), ancienneté exclue, va nous permettre d'apprécier l'effet de la politique salariale de la firme hors considération de structure d'emploi puisque nous ne pondérerons pas les salaires par les effectifs concernés.

On obtient les évaluations d'inégalité ci-dessous :

Ouvriers et employés	1/7/79	1/7/80	1/10/80	1/7/81	1/11/82	1/2/83
<i>I</i>	1,03	1,05	2,01	2,05	2,01	1,89
Écart relatif	1,26	1,26	1,35	1,35	1,35	1,34

L'évolution des rémunérations s'explique comme suit :

— du 1/07/79 au 1/07/80 : augmentation de 10,20 F et de 15,0% (*P* s'accroît de 11,4% dans le même temps) : l'augmentation relative fait plus que compenser l'augmentation non hiérarchisée : *I* croît, l'écart relatif ne bouge pas ;

— du 1/07/80 au 1/10/80 : augmentation de 3,1% (alors que *P* augmente de 2,9%) et relèvement des rémunérations afférentes aux coefficients 175, 190 et 205 : *I* croît forcément, l'écart relatif également ;

— du 1/10/80 au 1/07/81 : augmentation de 10,46 F et de 11,1% (*P* croît de 10,1%) : tout comme entre 1979 et 1980, *I* croît sans que l'écart relatif ne se modifie ;

— du 1/07/81 au 1/11/82 : sortie du blocage des prix, augmentation inférieure à la hausse des prix de détail (13,2% contre 14,4%) : *I* décroît, l'écart relatif ne bouge pas ;

— du 1/11/82 au 1/02/83 : augmentation variant de 4% pour le bas de la grille à 2,75% pour le haut : *I* décroît, l'écart relatif également.

Le relèvement des hauts coefficients en 1980 a accru l'éventail des salaires, les augmentations en masse et dégressives réduisent cet éventail.

(1) Le surplus correspond à l'accroissement de la masse salariale réelle à effectif constant. Il est bien évident que si l'effectif étudié varie (cas d'une monographie d'entreprise), il s'agit de l'accroissement du salaire réel moyen.

L'accroissement de l'inégalité dans la grille ouvriers-employés doit être replacé dans la structure globale des salaires dans la firme (cf. annexe). On obtient les résultats suivants :

Ensemble du personnel	1979	1980	1981
<i>I</i>	49,1	55,0	29,5
Surplus	—	+ 3,2%	—8,5%
<i>c/o</i>	3,04	3,19	2,74

On observe une forte baisse de l'indicateur *I* (ainsi que du rapport *c/o*) entre 1980 et 1981, ayant semble-t-il pour origine la forte baisse du salaire réel moyen qu'indique le surplus négatif. Cette baisse est elle-même causée par :

- le fort accroissement de l'effectif « employés » d'une part ;
- la baisse du salaire moyen des cadres, sans doute due à l'embauche de jeunes.

2.3. Entreprise B

Il s'agit d'une S.C.O.P. (Société Coopérative Ouvrière de Production) du secteur bâtiment. Les ouvriers y sont réellement mieux payés que dans les entreprises concurrentes, les rémunérations des ETAM y sont également légèrement supérieures à la moyenne de la branche mais les cadres débutants se situent au minimum de la convention collective.

L'évolution de la dispersion des rémunérations (décrite en annexe) s'analyse selon le tableau ci-dessous :

Salaires moyens	Octobre 1980	Octobre 1981	Octobre 1982
<i>I</i> ouvrier	0,40	1,73	1,70
Surplus ouvrier	—	+ 9,5%	—3,3%
Écart relatif ouvrier	1,17	1,29	1,30
<i>I</i> global	40,3	31,6	34,9
Surplus global	—	+ 4,5%	—1,4%
Écart relatif global	3,31	3,12	3,30

L'inégalité des rémunérations ouvrières fait un bond entre 1980 et 1981 à la suite d'un relèvement important des salaires des hautes qualifications (le salaire moyen des OHQ s'accroît de 39% en francs courants). Le surplus moyen s'élève pour les ouvriers à 9,5% alors qu'il n'atteint que 4,5% pour l'ensemble des salariés.

L'inégalité globale décroît aussi bien en termes de variance que d'écart relatif.

Entre 1981 et 1982 par contre, le freinage des rémunérations ouvrières (- 3,3% en pouvoir d'achat) est plus conséquent que le freinage global (- 1,4%), ce qui amène un accroissement de l'inégalité globale selon *I* qui ne retrouve pas cependant sa valeur de 1980. L'écart relatif revient, lui, sensiblement à sa valeur de 1980.

Sur deux années, l'inégalité a diminué et l'éventail des rémunérations ouvrières s'est considérablement accru.

Cet exemple montre que l'allongement des carrières ouvrières est compatible avec la réduction de l'inégalité. L'indicateur-variance *I* semble décrire l'évolution plus fidèlement que l'écart relatif.

2.4. Entreprise C

Il s'agit d'un établissement bancaire.

La politique de hausse des rémunérations afférentes aux basses catégories (niveau 2/1 : + 32% en 1 an, niveau 3 : + 27%, niveau 4 : + 32%) ne suffit pas à diminuer l'inégalité qui croît, tant en ce qui concerne les salaires planchers que les salaires plafonds. Il faut dire que tous les salaires, ceux des directeurs inclus, s'accroissent bien au-delà de ce qui correspondrait au maintien de leur pouvoir d'achat (*cf.* annexe).

C'est le type même d'entreprise à salaires élevés et en forte progression qui conduit à une inégalité croissante selon notre indicateur malgré un relèvement substantiel des rémunérations les plus basses, comme on le voit ci-dessous :

Ensemble du personnel	Moyenne 1981		Décembre 1982	
	Salaires minis	Salaires maxis	Salaires minis	Salaires maxis
<i>I</i>	25,3	56,6	25,6	59,7
Écart relatif . . .	4,92	4,66	4,44	4,53

L'examen simultané des rémunérations minimales et maximales prévues par la grille des salaires permet d'intégrer l'effet de l'ancienneté et des perspectives de carrière.

Le relèvement des salaires minis ne suffit pas à diminuer l'inégalité lorsque les basses catégories ne peuvent escompter les augmentations de salaires auxquelles les plus hautes peuvent prétendre. L'effet final sur l'inégalité est négatif dès lors que le relèvement relatif des bas salaires ne compense pas l'écrasement des perspectives de carrière des basses catégories.

L'écart relatif mesuré ne peut rendre compte d'un mécanisme que notre indicateur *I* transcrit par contre correctement.

Il est clair qu'un indicateur non exhaustif ne peut intégrer les modifications apportées à la partie médiane de la structure des salaires qui correspondent aux variations relatives des salaires de fin de carrière employés.

Les mesures de relèvement des bas salaires doivent être suffisamment énergiques pour que la distribution proportionnelle d'un surplus ne vienne pas annihiler leur impact sur la diminution des inégalités. L'exemple de l'entreprise C montre bien que ces mesures n'ont pu empêcher l'accroissement de l'inégalité des salaires lorsque tous les salariés ont bénéficié d'augmentations supérieures au taux d'inflation.

2.5. Entreprise D

Cette entreprise fait partie de l'U.I.M.M. (Union des Industries Métallurgiques et Minières).

Nous avons d'abord examiné la hiérarchie ouvrière selon 10 niveaux de qualification. Nous avons ensuite intégré cette hiérarchie dans la structure globale des salaires en regroupant les dix catégories en quatre grands groupes (cf. annexe).

Le tableau ci-après révèle une réduction dans l'inégalité des rémunérations ouvrières entre 1979 et 1981 puis un élargissement en 1982 (parallèle à la hausse du surplus distribué) sans que l'écart relatif entre les salaires extrêmes ne soit modifié :

Ouvriers	Mai 1979	Mai 1980	Mai 1981	Mai 1982
<i>I</i>	5,61	5,60	5,43	5,54
Surplus	—	+ 0,4%	+ 0,4%	+ 1,6%
Écart relatif	1,64	1,64	1,64	1,64

La hiérarchie globale évolue de façon semblable à la hiérarchie ouvrière si l'on en croit les valeurs prises par l'indicateur-variance *I* qui, toutefois, témoigne d'une dégradation entre 1981 et 1982 alors que l'écart relatif s'atténue dans le même temps :

Ensemble du personnel technique	Mai 1979	Mai 1980	Mai 1981	Mai 1982
<i>I</i>	39,1	38,7	38,8	41,9
Surplus	—	+ 0,9%	+ 0,9%	+ 2,6%
Écart relatif	3,32	3,32	3,35	3,28

CONCLUSION

Malgré les difficultés d'obtention d'une information homogène et complète sur les salaires que les entreprises hésitent à divulguer, les quatre monographies d'entreprises que nous avons présentées illustrent bien les caractéristiques et le pouvoir illustratif de l'indicateur d'inégalité de salaires que nous avons proposé.

La variance des salaires réels possède les propriétés essentielles que nous recherchions. En effet :

- il obéit au principe de transfert de Pigou-Dalton ;
- il est exhaustif, c'est-à-dire qu'il prend en compte tous les salaires et pas seulement les extrêmes ;
- il indique une réduction de l'inégalité en cas d'un accroissement absolu des rémunérations, une augmentation de l'inégalité en cas d'un accroissement relatif supérieur à l'inflation.

La forte influence jouée par la valeur de la moyenne de la distribution et le fait que l'indicateur-variance ne se prête pas aisément à décomposition ou agrégation, limitent toutefois son utilisation probante à des évolutions de court-moyen terme.

En vertu du critère explicité par le recours à la variance des salaires réels, nos observations nous donnent à penser qu'une tendance à la diminution des inégalités des salaires est loin de se dégager, en dépit de mesures spécifiques intéressant les petites rémunérations.

Une interprétation de l'accroissement de l'inégalité mesurée pour l'ensemble de l'économie entre 1980 et 1981 pourrait être le tassement de la hiérarchie ouvrière. On sait en effet que les relèvements successifs du S.M.I.C. ne se répercutent pas intégralement tout au long de l'échelle de salaires des ouvriers.

La hausse du niveau moyen de rémunération semble masquer une dégradation des perspectives de carrière que l'on a pu déceler lorsque l'on a calculé l'inégalité sur les rémunérations maximales prévues dans la grille indiciaire.

Le calcul économique ne peut pas dire quelle est la « bonne » structure des salaires. Une mesure de l'inégalité ne peut donc être qu'ordinaire et non cardinale. Elle se borne à classer les structures observées en fonction d'un certain nombre d'hypothèses présentées comme des « postulats d'évidence » qui sont loin de faire l'unanimité, en particulier celui concernant les augmentations proportionnelles.

En tout état de cause, il s'agit de bien garder à l'esprit les axiomes qui fondent l'évaluation afin d'éviter, sous couvert d'objectivité, « une sociologie simpliste et implicite », pour reprendre l'expression de J. J. Silvestre [13].

ANNEXE
Structure des salaires des entreprises étudiées
ENTREPRISE A

Ouvriers et employés :

Salaires minis en francs courants	1/07/79	1/07/80	1/10/80	1/07/81	1/11/82	1/02/83
Indice des prix <i>P</i>	222,1	252,4	259,9	286,1	327,3	335,5
Coeff. 130	2 575	2 971	3 063	3 412	3 863	4 017
Coeff. 140	2 646	3 054	3 148	3 507	3 969	4 120
Coeff. 150	2 718	3 136	3 233	3 601	4 076	4 223
Coeff. 160	2 790	3 219	3 318	3 696	4 183	4 330
Coeff. 175	2 898	3 343	3 540	3 943	4 463	4 608
Coeff. 190	3 076	3 548	3 844	4 280	4 844	4 990
Coeff. 205	3 253	3 752	4 147	4 617	5 226	5 370

Ensemble du personnel :

Salaires moyens en francs courants	1979	1980	1981
Indice des prix <i>P</i>	221,3	251,3	285,0
Ouvriers (Effectif)	3 071 (237)	3 578 (238)	3 937 (287)
Employés (Effectif)	3 194 (50)	3 723 (50)	4 181 (126)
Agents de maîtrise (Effectif)	4 769 (48)	5 636 (48)	6 479 (50)
Cadres (Effectif)	9 331 (22)	11 405 (20)	10 776 (22)
Effectif total	357	356	485

ENTREPRISE B

Salaires moyens en francs courants	Octobre 1980		Octobre 1981		Octobre 1982	
	Effectif	Salaires	Effectif	Salaires	Effectif	Salaires
OQ1	7	2925	11	3 516	7	3 584
OQ2	3	3 421	4	3 740	6	4 050
OQ3	9	3 164	10	4 226	4	4 346
OHQ	5	3 265	4	4 532	8	4 644
Indice des prix <i>P</i>	259,9		296,5		324,1	
CE1	2	4 203	5	4 544	4	4 950
Chefs de chantier	2	5 280	2	6 285	2	6 700
Agents techniques	1	4 600	1	6 300	1	6 750
Techniciens étude	1	5 780	1	6 420	1	6 850
Administratifs	3	2 360	3	2 770	3	2 925
Cadres	2	9 671	2	10 967	2	11 826
Effectif total	35		43		38	

ENTREPRISE C

Salaires en francs courants	Moyenne de l'année 1981			Décembre 1982		
	Minis	Maxis	Effectif	Minis	Maxis	Effectif
Directeur (niveau 7)	13 658	20 486	5	16 312	24 468	6
Niveau 6	11 097	16 645	1	13 253	19 880	0
Niveau 5	9 390	14 084	16	11 215	16 822	20
Niveau 4	7 682	11 524	24	9 176	13 763	18
Niveau 3	6 829	10 243	22	8 156	12 234	22
Chef de service (niveau 2)	6 018	8 963	28	7 187	10 705	36
Niveau 8/1	5 122	7 682	37	6 117	9 176	45
Niveau 7	4 481	6 487	74	5 352	7 748	73
Chef de section (niveau 6)	3 969	5 890	115	4 741	7 035	131
Niveau 5	3 585	5 292	115	4 282	6 321	127
Niveau 4	3 286	4 780	172	4 078	5 913	196
Niveau 3	3 073	4 567	362	3 874	5 607	365
Niveau 2/1	2 774	4 396	91	3 670	5 403	43
Effectif total	1 062			1 082		
Indice des prix <i>P</i>	285,0			330,1		

ENTREPRISE D (Ouvriers)

Salaires bruts moyens des ouvriers en francs courants	Mai 1979	Mai 1980	Mai 1981	Mai 1982
MF (Effectif)	3 978 (31)	4 520 (6)	5 084 (11)	5 865 (6)
OS1 (Effectif)	4 271 (12)	4 853 (17)	5 461 (17)	6 298 (37)
OS2 (Effectif)	4 397 (133)	4 997 (123)	5 621 (123)	6 484 (98)
OP1 (Effectif)	4 586 (149)	5 211 (139)	5 861 (84)	6 762 (109)
OP1 bis (Effectif)	4 818 (363)	5 473 (297)	6 158 (238)	7 103 (182)
OP2 (Effectif)	5 027 (645)	5 713 (610)	6 426 (551)	7 412 (462)
OP2 bis (Effectif)	5 299 (543)	6 022 (566)	6 774 (573)	7 814 (573)
OP3 (Effectif)	5 572 (458)	6 333 (488)	7 124 (522)	8 217 (518)
OP3 bis (Effectif)	5 993 (303)	6 809 (311)	7 658 (335)	8 836 (358)
Hors-classe et régleurs (Effectif)	6 538 (142)	7 429 (140)	8 358 (124)	9 640 (103)
Effectif total	2 751	2 697	2 578	2 446
Indice des prix P	217,4	247,1	278,5	317,0

ENTREPRISE D (Employés exclus)

Salaires bruts moyens en francs courants		Mai 1979	Mai 1980	Mai 1981	Mai 1982
Ouvriers	Ensemble des OS et Ass. (Effectif)	4 378 (148)	4 961 (146)	5 564 (151)	6 409 (141)
	Ensemble des OP1 (Effectif)	4 750 (512)	5 389 (436)	6 081 (322)	6 975 (291)
	Ensemble des OP2 (Effectif)	5 151 (1 188)	5 862 (1 176)	6 603 (1 124)	7 635 (1 035)
	Ensemble des OP3 et Ass. (Effectif)	5 865 (903)	6 654 (939)	7 462 (981)	8 593 (979)
Techniciens (Effectif)		5 717 (442)	6 613 (524)	7 524 (582)	8 814 (659)
Dessinateurs (Effectif)		5 741 (96)	6 651 (95)	7 587 (94)	8 820 (90)
AM (Effectif)		7 090 (90)	8 045 (97)	9 008 (97)	10 432 (106)
Cadres	Ass. Cadres (Effectif)	7 553 (123)	8 581 (131)	9 784 (137)	11 292 (140)
	CP 1 (Effectif)	6 493 (25)	7 355 (22)	8 229 (19)	9 658 (15)
	CP 2 (Effectif)	8 726 (133)	9 775 (145)	10 998 (156)	12 653 (169)
	CP 3 A (Effectif)	11 426 (65)	13 053 (67)	14 434 (72)	16 972 (76)
	CP 3 B (Effectif)	14 529 (24)	16 462 (24)	18 648 (23)	20 991 (25)
Effectif total		3 749	3 802	3 758	3 726
Indice des prix <i>P</i>		217,4	247,1	278,5	317,0

BIBLIOGRAPHIE

- [1] ATKINSON (A. B.), On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory*, vol. 2, 1970.
- [2] BECKER (G. S.), *Human Capital*, N.B.E.R., New York, 1975.
- [3] BOURGUIGNON (F.), Decomposable Income Inequality Measures, *Econometrica*, n° 4, juillet 1979.
- [4] BRESSON (Y.), *Le capital temps, pouvoir, répartition et inégalités*, Calmann-Lévy, Paris, 1977.
- [5] C.E.R.C., Rapports de synthèse sur les revenus des Français, Documents du C.E.R.C., n° 37/38, 51 et 58.
- [6] CHAMPERNOWNE (D. G.), A Comparison of Measures of Inequality of Income, *Economic Journal*, décembre 1974.
- [7] DALTON (H.), The Measurement of the Inequality of Incomes, *Economic Journal*, septembre 1920.
- [8] DUPUY (Y.), TAHAR (G.) et TEYSSIER (F.), Une approche juridico-économique de la réduction de la hiérarchie des salaires dans l'entreprise, C.E.J.E.E., Toulouse, mars 1983.
- [9] FIELDS (G. S.) et FEI (J. C. H.), On Inequality Comparisons, *Econometrica*, n° 2, mars 1978.
- [10] KOLM (S. C.), La production optimale de justice sociale, *Economie Publique*, C.N.R.S., Paris, 1968.
- [11] KOLM (S. C.), Unequal Inequalities I et II, *Journal of Economic Theory*, vol. 12 et 13, 1976.
- [12] SEN (A.), *On Economic Inequality*, Clarendon, Oxford, 1973.
- [13] SILVESTRE (J. J.), *Les inégalités de salaire*, P.U.F., Paris, 1978.
- [14] WOLFELSPERGER (A.), *Economie des inégalités de revenus*, P.U.F., Paris, 1980.