KONINKRIJK BELGIË

Nationaal Onderzoeks-
programma in de sociale
wetenschappen

ROYAUME DE BELGIQUE

Programme national
de recherches en sciences
sociales

6

WETENSCHAPPELIJK RAPPORT
Groep: Bestaanszekerheid

RAPPORT SCIENTIFIQUE
Groupe: Sécurité d'existence

ARBEIDSMARKTEN EN INKOMENS ALS VOORWAARDEN VOOR DE ASPIRATIE NAAR BESTAANSZEKERHEID

MARCHES DU TRAVAIL ET REVENUS COMME CONDITIONS DE L'ASPIRATION A LA SECURITE D'EXISTENCE

T. BAUMGARTNER
I. CASSIERS
PH. DE VILLE
R. LEROY
M. VANDERMOSTEN

onder leiding van Professor
R. LEROY
Economie et Société (ECOS)
Université Catholique de Louvain

T. BAUMGARTNER
I. CASSIERS
PH. DE VILLE
R. LEROY
M. VANDERMOSTEN

sous la direction du Professeur
R. LEROY
Economie et Société (ECOS)
Université Catholique de Louvain

1978

DIENSTEN VAN DE EERSTE MINISTER
Programmatie
van het Wetenschapsbeleid

Wetenschapsstraat 8
1040 BRUSSEL

SERVICES DU PREMIER MINISTRE
Programmation
de la Politique scientifique

Rue de la Science 8
1040 BRUXELLES

TITRE 1 - Chômage et inégalités de revenu

Robert LEROY et Isabelle CASSIERS

TABLE DES MATIERES

Préalable : Caractéristiques de l'information, 3
a. Information tributaire de la règlementation, 3
b. Biais dans l'échantillon, 4

I. Le risque de chômage selon la classe salariale 5

1. Acuité de la question, 5
2. Objections a. La datation du salaire antérieur des chômeurs, 7
b. Confrontations empiriques, 10
3. Taux de chômage par classes salariales, 13
a. Mesures de l'inégalité du risque, 15
b. Inégalité inter-sexes ou inter-classes?, 18
c. Conclusion, 22

II. Allocations différentielles et réglementation 24

1. Le montant des allocations, 24
a. Différences selon le sexe et l'âge, 25
b. Différences par classes salariales, 26
c. La "tension" dans les allocations, 27
2. Effets de la règlementation et taux "personnels" d'allocation, 30
a. Chômeuses et chômeurs, 30
b. Le taux personnel d'allocation, 31
c. Conclusions, 35
3. Taux apparents et inégalité du risque de chômage, 36
a. Taux agrégé et indicateur d'inégalité, 39
b. Taux des divers groupes, 40
4. Conclusion, 44.

III. Risque, allocation et perte de revenu 46

1. Formules a. Le revenu par tête des salariés, 47
b. Le revenu de référence, 48
c. La perte de revenu imputable au chômage, 49
d. Formulation alternative, 50
2. L'effet du chômage en fonction de la classe salariale, 51
3. L'influence du chômage sur les inégalités, 56
a. L'éventail des revenus ou l'inégalité par les bas, 56
b. Les différentielles de perte ou l'infériorité des inférieurs, 59
4. Trois origines multiplicatives, 61
5. Synthèse, 66

IV. Résumé : principaux résultats 64

ANNEXES 1. La représentativité de l'échantillon
2. Passage de données journalières à des calculs mensuels
3. Questions concernant la distribution des salaires.

CHOMAGE ET INEGALITES DE REVENU

par

R. LEROY et I. CASSIERS

Le premier objectif de cette recherche est d'apporter des éléments de réponse à deux questions d'ordre factuel qui se posent avec acuité lorsque l'on cherche à interpréter le chômage et l'insécurité d'existence dans une perspective de société.

1° Le risque de chômage s'accroît-il au fur et à mesure que l'on descend dans la hiérarchie sociale ? L'affirmation est fréquente ; est-elle fondée dans le cas de la Belgique ? On peut certes établir, à partir des statistiques courantes, que le chômage frappe davantage - bien qu'avec des modalités diverses - certaines catégories "démographiques" faibles, comme les femmes, les âgés, les jeunes, voire les immigrés (une autre recherche est d'ailleurs en cours à ce propos). Néanmoins, à notre connaissance, il n'a jamais été établi, ni d'ailleurs infirmé, que par delà ces caractéristiques socio-démographiques, le taux de chômage serait systématiquement plus élevé parmi les catégories socio-professionnelles inférieures. C'est à cette première question que nous contribuerons à répondre, en regardant si le taux de chômage est plus élevé parmi les salariés à bas salaire et moindre parmi les travailleurs situés plus haut dans la hiérarchie salariale.

2° Une fois qu'un travailleur est tombé en chômage, quel revenu de substitution lui accorde le système de la Sécurité sociale ? En particulier comment varient les montants et les taux des allocations de chômage en fonction du sexe, de l'âge, du salaire antérieur, selon qu'il s'agit de chômage complet ou de chômage partiel ? Ici également l'information systématique fait cruellement défaut, alors que souvent l'on ne se prive pas d'annoncer des chiffres. Pour sentir combien certains chiffres peuvent

être trompeurs, citons un exemple étranger : on dit souvent qu'en France les allocations représentent 90% du salaire ; il semble qu'en fait seulement 15% des chômeurs touchent une pareille allocation (d'après un article du Ministre C. BEULAC, dans Le Monde du 18 mars 1977).

Lorsqu'on étudie cette atteinte à la sécurité d'existence de la population active qu'est le chômage, sous l'angle des inégalités socio-professionnelles et socio-démographiques, il est logique de relier ces deux questions qui apparaissent comme deux étapes dans le déroulement de l'insécurité. En se limitant à l'aspect strictement économique des revenus, le lien est évident : la mise en chômage fait perdre un revenu et l'allocation compense en partie cette perte. Dans leurs différentielles, les taux de chômage et les allocations sont comme deux matrices de transition depuis un vecteur des salaires jusqu'à un vecteur de revenus (salaires et allocations), mais deux matrices qui jouent multiplicativement et avec des interdépendances.

A partir d'un minimum de formalisation mathématique, une troisième section s'efforce de lier les deux premières questions en estimant la perte de revenu attribuable directement au chômage, dans l'ensemble de la population salariée du secteur privé (les deux tiers de la population active), ventilée simultanément par sexe et en trois classes de salaire. Elle apporte une première réponse à cette question synthétique : le chômage - risque et allocation - accroît-il les inégalités de revenu parmi les salariés (ouvriers et employés) ? En particulier, la branche chômage de la Sécurité sociale contrecarre-t-elle cet élargissement éventuel des inégalités dans l'insécurité sociale ou est-elle simplement neutre dans ses bénéfices ?

Pour répondre à ces questions, on dispose d'une information nouvelle : un relevé, par sondage au 1/10ème, que l'Office national de l'emploi (ONEM) a effectué sur les données de juin 1976 et dont il nous a très aimablement communiqué les résultats bruts. Aussi précieuse soit-elle, cette information demeure faible en regard de nos objectifs ; en particulier le cadre juridique du relevé en restreint singulièrement l'utilisation socio-économique et astreint à d'épineux problèmes

d'estimation. Nombre de détails - nécessaires pourtant à l'établissement des conclusions - sont donnés en annexe et le lecteur intéressé seulement par les conclusions peut aisément passer divers développements dûment signalés, voire se tourner directement vers le résumé des principaux acquis qui clôture l'étude.

Préalable : caractéristiques de l'information

Il est impossible de suivre le texte sans disposer d'un minimum de précisions sur la manière dont se présente l'information fournie par le relevé de l'ONEM.

a. Information tributaire de la règlementation

Depuis novembre 1971 ("Loi Major"), la Belgique est passée à un système dit individualisé d'allocation de chômage : en principe, l'allocation est fixée à 60 (parfois 40) % du salaire que le travailleur touchait avant de tomber en chômage. Dans ce cas, le candidat aux allocations se voit attribuer un code numérique. Le relevé de l'ONEM nous fournit une classification des chômeurs selon ces codes. Ainsi si des chômeurs sont classés dans le code 52, on sait que leur salaire antérieur était compris, en juin 1976, entre 1.001 et 1.017 frs par jour et en même temps que leur allocation journalière était de 606 (ou 404) frs.

Toutefois, un système forfaitaire demeure aux deux extrémités de la hiérarchie sociale : dans le haut, l'allocation ne peut pas dépasser un certain "plafond" et dans le bas, elle ne peut être inférieure à divers "planchers" (variables selon l'âge et selon le fait d'être ou non "chef de ménage"). Dans ces cas, le chômeur reçoit un code alphabétique (C, D, F, K) qui permet de connaître son allocation, mais qui ne permet plus de connaître avec précision son salaire antérieur : on sait seulement que celui-ci est supérieur à x frs, dans le cas d'un plafond, ou inférieur à y frs, dans le cas d'un plancher. Hélas, ces codes alphabétiques que nous donne le relevé de l'ONEM touchent 44% des chômeurs.

Etant calqué sur ces dispositions juridiques, le relevé rend donc inutilisable toute l'information détaillée sur le salaire antérieur des chômeurs classés dans les codes numériques. On ne pourra retenir qu'au maximum trois classes salariales : les chômeurs dont le salaire était supérieur ou égal à 28.000 frs, ceux dont le salaire était inférieur ou égal à 24.800 frs et une classe intermédiaire entre ces deux césures, statistiquement arbitraires (voir annexe 3).

Dans le même ordre d'idée, on aura remarqué que la législation repose sur un concept de "journée de travail". Ce concept juridique oblige à une arithmétique plutôt insolite et non exempte d'embûches lorsqu'il faut passer à un concept plus parlant de salaire mensuel (voir annexe 2).

Cela dit, le caractère juridique de l'information est un gage de fiabilité : les renseignements sur les salaires étant sujets à contrôle, il y a de bonnes chances que l'information soit exacte.

b. Biais dans l'échantillon

Le relevé de l'ONEM porte sur plus de 30.000 chômeurs, tirés aléatoirement au 1/10ème. Pareil échantillon doit en principe fournir des informations avec une marge d'erreur extrêmement réduite. Toutefois, une simple comparaison avec la population totale des chômeurs, donnée par les statistiques courantes, fait apparaître certains écarts absolument anormaux (voir annexe 1).

Outre que le relevé n'a pû être fait dans un des 29 Bureaux Régionaux, il faut mentionner une très forte sur-représentation du chômage partiel. Celle-ci doit absolument être réduite, faute de biaiser fortement les conclusions. Aussi dans tous les chiffres que nous donnerons, la part du chômage partiel, de chaque sexe, aura-t-elle été "re-pondérée" par sa part dans le chômage de juin 1976 ; ce qui, par parenthèse, est un travail fastidieux et non exempt d'aléas - lorsqu'il s'agit d'agréger des taux.

I. LE RISQUE DE CHOMAGE SELON LA CLASSE SALARIALE

1. Acuité de la question

Rappelons d'abord des relations connues, et des faits qui situent la période d'observation (juin 1976) dans son contexte. Depuis 1975, le chômage est en très forte hausse. En juin 1976, le chômage complet indemnisé se monte à 7.6% des Assurés contre le chômage. Ce taux recouvre de larges disparités selon le sexe et l'âge, reflétant certaines constantes comme certaines particularités. Ainsi dans toutes les récessions, le chômage des jeunes s'accroît très fortement, même si dans le passé, les reprises l'ont vu rapidement retrouver un niveau très bas ; néanmoins la hausse actuelle dépasse celle des crises antérieures. Les taux féminins sont extrêmement élevés ; depuis 1967, ils dépassent les taux masculins, comme entre 1949 et 1957 mais à la différence des dix années intermédiaires où les taux étaient semblables. Enfin les âgés ont toujours un taux de chômage très supérieur à celui des adultes. La particularité de la crise actuelle est un report plus accentué du chômage sur les jeunes et sur les femmes, alors que le taux des hommes entre 25 et 40 ans reste relativement modéré (3.5%).

Or les trois catégories démographiques qui connaissent les risques de chômage les plus élevés sont également - quoique dans des mesures variables - des catégories où le salaire est inférieur à celui des hommes adultes. Il y a donc là une certaine relation indirecte entre salaire et taux de chômage.

Mais ceci ne permet pas de savoir si une fois neutralisées des différences d'âge et de sexe, le taux de chômage serait plus élevé parmi les catégories socio-professionnelles à bas salaire. A notre connaissance, une réponse précise n'a jamais été apportée à la question en Belgique. Le recours à la classification manoeuvres-spécialisés-qualifiés est une impasse en raison de l'absence de statistiques réellement comparables

des chômeurs et des travailleurs selon cette distinction ; un essai ancien dans ce sens (1) n'avait d'ailleurs permis de tirer aucune conclusion.

En revanche, le relevé de l'ONEM permet de classer les chômeurs en trois classes de salaire et la statistique de l'O.N.S.S. permet une comparaison avec la distribution des travailleurs. Avant d'examiner le détail et avant d'affronter deux objections importantes, donnons un premier résultat, à prendre à titre provisoire :

	Classe inférieure	Classe intermédiaire	Classe supérieure	Total
Répartition des chômeurs	76 %	16 %	8 %	= 100
Répartition des travailleurs	40 %	14 %	46 %	= 100

Dans la classe salariale inférieure, on trouve les trois quarts des chômeurs (complets + partiels ; hommes + femmes) ; or cette classe ne recouvre que 40% des travailleurs (ouvriers et employés). Le contraste est plus accentué encore dans le haut de la hiérarchie où la classe est un peu plus large en terme de travailleurs (46%) mais où l'on ne trouve que 8% des chômeurs. Le risque de chômage serait donc fortement concentré dans le bas de la hiérarchie salariale, alors que la moitié supérieure des salariés serait très peu affectée par le chômage. La crise serait très inégalitaire en terme de chômage.

Face à une telle présomption, il s'impose de la soumettre à une critique vigilante, car deux objections se présentent, même si elles ont une portée différente :

1° Le fait pourrait être exact mais tenir essentiellement à une différence entre ouvriers et employés, puisque les chômeurs ne comportent qu'une faible proportion d'employés, alors que ceux-ci doivent représenter une large proportion des travailleurs à haut salaire.

(1) R. LEROY, *Interprétation du chômage indemnisé. Types de sous-emploi et réserve de main-d'oeuvre*, CEE 1965, Série "Politique sociale" n° 9.

2° Une objection plus grave tient à la date de la mise en chômage. Si le licenciement remonte à une date assez éloignée, le salaire antérieur du chômeur peut apparaître actuellement comme assez bas dans la hiérarchie alors qu'il ne correspondait pas à l'époque à une position relative si basse, puisqu'entre-temps, tous les salaires ont beaucoup augmenté . Autrement dit, si la durée du chômage est longue, il y a risque de sous-estimer le niveau des salaires antérieurs des chômeurs et de sous-estimer leur proportion dans la classe supérieure. A la limite, la concentration du risque de chômage dans le bas de la hiérarchie salariale ne serait qu'un artifice dû à la nature de notre information.

Remarquons que les jeunes qui bénéficient d'allocations quelques mois après leur sortie de l'école doivent être écartés des calculs par classe salariale puisqu'ils ne disposaient pas d'un salaire antérieur ; ceci a dû être fait par approximation (1).

2. Objections

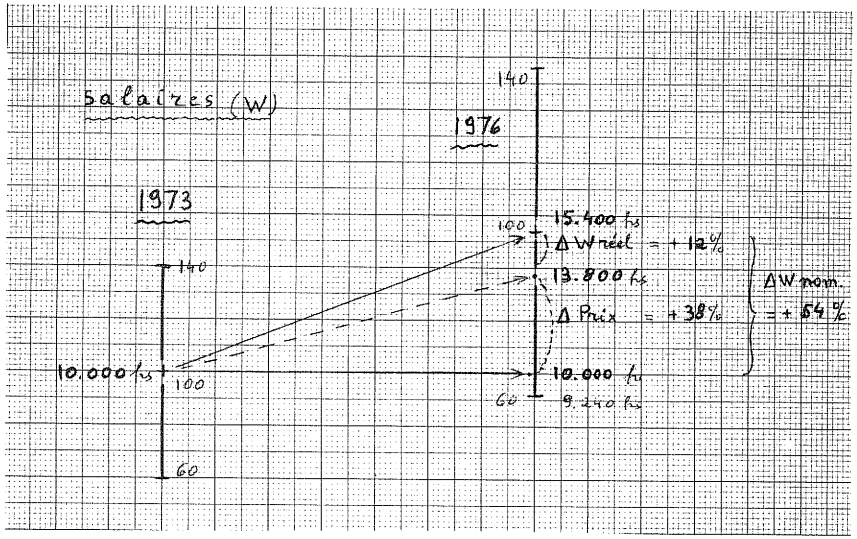
a. La datation du salaire antérieur des chômeurs

La seconde objection concerne la connaissance du salaire en cas de chômage de longue durée : si un travailleur est tombé en chômage en 1973 par exemple, comment notre relevé, en juin 1976, saisit-il le salaire qu'il touchait en 1973 ?

Si le relevé donnait purement et simplement le salaire en francs que ce chômeur actuel touchait effectivement en 1973, un biais très important serait introduit en faveur de la thèse de la concentration du risque de chômage vers le bas de la hiérarchie salariale ; un biais d'autant plus important que la hausse des salaires eût été forte, que la durée du chômage fût longue et que l'éventail des salaires serait étroit.

(1) L'ONEM donne un chiffre approximatif de 5.101 hommes et 8.941 femmes (*Recensement Annuel*, juin 1976, p.20). Compte tenu des taux de sondage, on retrouve des chiffres équivalents dans le relevé en prenant pour les hommes tous les chômeurs de moins de 25 ans qui bénéficient d'un plancher ; pour les femmes toutefois, le plancher supérieur (D) en 40% n'a pas été inclus.

Un exemple hypothétique le montre immédiatement. Supposons qu'en 1973 ce travailleur avait un salaire de 10.000 frs et qu'ainsi il se situait au milieu de la distribution des salaires, en gros à la moyenne posée égale à 10.000 frs. Or entre l'année 1973 et juin 1976, la moyenne des salaires a augmenté de 54 % ; dans l'exemple simplifié, la moyenne est donc à 15.400 frs. Si notre relevé prenait le chiffre de 10.000 frs, la position de ce chômeur dans l'échelle des salaires apparaîtrait comme fortement inférieure à la moyenne (à 65 % de celle-ci) alors qu'en réalité sa position salariale au moment du licenciement était à la moyenne.



Le biais serait donc grand. D'une part, l'éventail des salaires est étroit relativement à l'ampleur des hausses salariales : si l'éventail des salaires va de 60 à 140 % de la moyenne (comme on peut le dire pour les ouvriers masculins de l'industrie, source O.S.C.E.), un chiffre apparaissant à 65 % de celle-ci situe le travailleur tout au bas de l'échelle. D'autre part, la durée du chômage complet, même si en moyenne elle n'est que de un an et demi (1), avoisine les trois ans parmi les chômeurs âgés :

(1) De 19,8 mois pour les hommes, de 16,9 mois pour les femmes : moyenne pondérée de 18,1 mois (calculé à partir du *Recensement annuel des chômeurs complets indemnisés au 30.6.1976* (ONEM) p.13.

une erreur de mesure très forte, même si elle ne frappe qu'une petite fraction de la population, peut causer un biais très important. La constatation que le taux de chômage est plus élevé parmi les travailleurs à bas salaire pourrait n'être qu'un artifice, tenant à ce biais dans la saisie du salaire des chômeurs de longue durée.

Cette objection nous a inquiétés, d'autant que pour la traiter, il faut s'aventurer dans l'historique des procédures administratives, un domaine dans lequel on trouve difficilement un guide sûr. Une première certitude apparaît, qui réduit de 70% la possibilité du biais que nous venons d'illustrer. Les allocations étant indexées, le relevé donne une valeur actualisée du salaire antérieur ; à ce titre, le chômeur qui gagnait 10.000 frs en 1973 doit apparaître dans le relevé à un code correspondant à 13.800 frs, l'indice des prix ayant augmenté de 38% ; toujours à ce seul titre, le relevé donnerait déjà une vue plus exacte de la position salariale du chômeur, puisqu'on aurait son salaire de 1973 à sa valeur monétaire de juin 1976.

Du seul fait de l'indexation des valeurs correspondants aux numéros-code, le biais est donc réduit, dans notre exemple, de 70 %, puisque la hausse purement nominale des salaires ne crée pas un biais. Mais il reste la hausse des salaires réels, qui est de 12 % (plus l'influence conjointe : au total + 16 %). En l'ignorant, on situe le chômeur à 13.800 frs alors que sa position de 1973 implique un salaire 1976 de 15.400 frs, en supposant évidemment que la distribution de salaires ne s'est pas modifiée.

A cet égard, une certitude est que les allocations ont connu une hausse réelle, par delà la liaison à l'index des prix : en janvier 1975, des relèvements ont été introduits pour les "lier au niveau du bien-être", à des taux compris entre 6 et 15 % ; et de fait, le niveau moyen des allocations a augmenté de 33%, de 1974 à 1975 (mais évidemment cette hausse peut tenir à des facteurs autres que le relèvement des barèmes). Malheureusement pour notre étude, cette adaptation des allocations à l'évolution des salaires réels n'a pas été uniforme ; administrativement, il semble que le numéro-code de certains travailleurs a monté davantage que d'autres. Remarquons enfin que plus récemment, la hausse des salaires réels a été beaucoup moindre : dans les 12 mois qui précèdent la date du relevé (juin 1976), la hausse n'a été que de 1,7 %.

Il est donc certain que les 30% restant du biais possible - en raison de la hausse des salaires réels - sont inférieurs à ce chiffre. Il est des plus vraisemblable que le biais, s'il existe, doit être très petit, vu l'ampleur des relèvements comparativement à la hausse des salaires réels. Et il est tout à fait possible que le biais soit nul, voire qu'il joue en sens inverse.

Avant de tenter tout de même un essai empirique pour voir s'il pourrait remettre en question la concentration du chômage au bas de l'échelle salariale, retenons une précision conceptuelle et terminologique. Il est ambigü de parler du "salaire antérieur" du chômeur puisque pour un chômeur qui vient d'être licencié il s'agit effectivement de son salaire tel quel mais que pour le chômeur de longue durée, le relevé saisit un salaire corrigé par la hausse des prix et dans une mesure imprécise par la hausse des salaires réels. Si ces deux correctifs étaient parfaitement exacts et en conservant l'hypothèse que la distribution des salaires est relativement stable, le relevé donnerait une indication fiable, pour tous les chômeurs, de leur position dans l'échelle des salaires, ce qui est bien ce que nous recherchons. Mais ce chiffre de salaire correspondant aux divers codes, mieux vaut lui réserver un terme particulier qui rappelle automatiquement son sens bien particulier : nous parlerons de préférence de "position salariale" (P) plutôt que de salaire antérieur.

b. Confrontations empiriques

La première objection ne met pas en cause l'exactitude du fait que le chômage serait concentré au bas de l'échelle salariale mais elle affecte sa portée. Il se pourrait que ce fait tienne à ce que le bas de l'échelle comporte une beaucoup plus large part d'ouvriers ; les ouvriers auraient un taux de chômage supérieur aux employés - ce qui est très probable - mais à l'intérieur des ouvriers, le risque de chômage ne serait pas fonction du niveau salarial.

Si le relevé ventilait les chômeurs en ouvriers et employés, on pourrait traiter directement l'objection : il suffirait de comparer la distribution par classe salariale des chômeurs-ouvriers avec celle des travailleurs-ouvriers. A défaut, on peut recourir à une procédure "minimaliste" , dans les sens d'une procédure qui minimise les chances de la "thèse" de la concentration du chômage au bas de la hiérarchie et qui donc donne les chances maximales à l'objection en défaveur de la thèse. Elle

consiste à comparer la distribution de l'ensemble des chômeurs, qui comprennent une certaine part d'employés, à la seule distribution des travailleurs-ouvriers.

C'est la même procédure que nous utilisons pour traiter empiriquement la seconde objection. Son caractère minimaliste se marque par le choix de l'année 1973, soit trois années antérieurement : c'est beaucoup puisque la durée moyenne du chômage de juin 1976 n'est que de un an et demi (1). Le tableau 1 retient ainsi quatre distributions de travailleurs comme points de comparaison pour la distribution des chômeurs, complets ou partiels.

Tableau 1. Répartition comparée des chômeurs et des travailleurs.

	HOMMES des classes :			FEMMES des classes :		
	Inférieure Hi	Intermédiaire Hm	Supérieure Hs	Inférieure Fi	Intermédiaire Fm	Supérieure Fs
Chômage : complet	62.7	29.3	8.0	92.7	5.8	1.5
		37.3			7.3	
partiel	23.0	25.4	51.6	88.6	9.0	2.4
Travailleurs : en 1976						
total	26.1	16.0	57.9	70.0	9.9	20.1
seuls ouvriers	30.5	20.0	49.5	87.3	7.3	5.4
en 1973						
total	30.3	69.7		77.4	22.6	
seuls ouvriers	36.7	63.3		94.1	5.9	

- La valeur 1976 (en 26 jours) des césures de classe est 24.800 frs et moins, et 28.000 frs et plus.
- Travailleurs : O.N.S.S., ouvriers ainsi les employés "Autres" que ceux "soumis exclusivement aux soins de santé" ; en gros, salariés du secteur privé. Ventilation basée sur une extrapolation de la répartition en 1975 (2ème trimestre).

(1) Pour 1973, les modifications du codage des chômeurs obligent à ne retenir que deux classes salariales. L'annexe 3 donne des précisions sur ces découpages.

La seule distribution des chômeurs suffit pour constater que le chômage partiel se différencie profondément du complet, certainement parmi les hommes. En le comparant simplement à la distribution des ouvriers + employés, la concentration vers le bas n'apparait pas ; parmi les femmes, elle disparait presque complètement par comparaison avec la distribution des seules ouvrières en 1976. Conclusion : la concentration vers le bas du risque de chômage ne parait pas caractériser le chômage partiel, certainement pas le partiel masculin.

Au contraire, cette concentration est manifeste pour le chômage complet masculin. En faisant porter la comparaison seulement sur les travailleurs-ouvriers, ou sur l'ensemble des travailleurs en 1973, la concertration ne se réduit que d'une dizaine de pourcents ; même en cumulant ces deux hypothèses "minimalistes", le chômage resterait le double dans la classe inférieure et la moitié parmi le reste des travailleurs.

Le résultat est moins manifeste parmi le chômage complet féminin. La double hypothèse minimaliste (seules ouvrières, en 1973) élimine la concentration vers le bas. Mais cette double hypothèse a particulièrement peu de vraisemblance pour les femmes : 1° les chômeuses ne sont pas que des ouvrières : elles comptent environ 34 % d'employées, contre 18 % parmi le complet masculin (1) ; 2° la durée du chômage féminin est inférieure à celle du masculin et bien inférieur à 3 ans (1 an et 4,9 mois, contre 1 an et 7,8 mois pour les hommes). Si on retient la comparaison avec ouvriers + employés de 1973, la concentration vers le bas reste manifeste; elle demeure mais plus atténuée dans la comparaison avec les seules ouvrières de 1976. Et évidemment, il est impossible de dire qu'elle est moins forte parmi les femmes ou plus forte parmi les hommes, vu que les césures arbitraires des classes découpent les deux populations de façon radicalement différente.

Concluons. Pour le chômage complet masculin, la concentration du risque de chômage vers le bas de la hiérarchie salariale est certaine et très accentuée. Elle est l'hypothèse la plus vraisemblable pour le complet féminin, sans qu'il soit possible de comparer son intensité avec celle du complet masculin. Elle n'existe pas parmi le partiel masculin, alors qu'elle existe peut-être parmi le partiel féminin.

(1) Chiffres approximatifs, dégagé du *Communiqué mensuel*, "Répartition par groupe de profession".

Rappelons que ces divers points de comparaison étaient retenus dans le but de disposer d'hypothèses qui minimisent les chances de la thèse, et non parce qu'elles paraissaient les plus vraisemblables. Pour estimer des taux de chômage par classe salariale - ce qui ne peut être fait avec quelque précision qu'au niveau de l'ensemble des salariés - l'examen de la première objection nous dit que l'inégalité des taux ne signifie certainement pas seulement un moindre chômage parmi les employés. Et l'examen du bien fondé a priori de la seconde objection incite à retenir les distributions des travailleurs en 1976 comme la référence la plus vraisemblable, la confrontation empirique nous ayant appris que si le degré exact de cette concentration souffre d'une certaine marge d'incertitude, le fait lui-même de la concentration est certain.

3. Taux de chômage par classes salariales

Ces objections n'altèrent donc pas notre première constatation. Le chômage est un phénomène profondément inégalitaire : le risque de chômage est concentré au bas de la hiérarchie salariale ; il y a une relation négative entre le risque de chômage et le niveau salarial, au moins pour le chômage complet, qui constitue les 9/10èmes du total.

Il est intéressant d'exprimer ce phénomène sous la forme de taux de chômage par classe salariale : les chômeurs en pourcent des travailleurs (emploi + chômage) de chaque classe. C'est d'abord une manière plus directe, plus synthétique et plus facile à saisir, de dire la même chose. C'est aussi une mesure qui élimine un petit biais de la présentation précédente (1). Mais c'est surtout une expression plus précise : elle va dire de combien croît le risque de chômage lorsque les hommes ou les femmes passent de tel à tel niveau de salaire, ce qui permet en principe de répondre à des questions du genre : quel est le degré

(1) Au lieu de comparer la répartition des chômeurs à celle de l'emploi, les taux de chômage rapportent les chômeurs aux actifs (emploi + chômage), mesurés par les Assurés contre le chômage. Lorsque le chômage est concentré vers le bas, la classe inférieure forme une proportion plus étroite de l'emploi que de la population active, ce qui biaise - très légèrement - l'analyse dans le sens de la concentration du risque de chômage.

d'inégalité face au chômage ? Ou encore : si les femmes subissent davantage le chômage que les hommes, est-ce "parce que" à salaire identique, le taux de chômage féminin est plus élevé, ou est-ce "parce que" les travailleuses se situent au bas de l'échelle salariale, ayant à salaire identique, un taux de chômage identique ?

Toutefois, si la relation sous une forme générale est certaine, sa forme précise est plus sujette aux aléas de l'information. Bien entendu, parce que le degré d'incertitude est toujours plus grand lorsque l'on donne un chiffre précis que lorsqu'on s'en tient à une idée générale. Mais encore en raison d'une difficulté particulière, inhérente au fait que notre information capte les distributions de façon discontinue et statistiquement arbitraire, par trois observations seulement, dont la localisation est arbitraire et différente relativement pour les distributions masculine et féminine (puisque les césures sont identiques en absolus, en francs).

C'est une difficulté qui va grever lourdement toute interprétation de la forme quelque peu précise de l'inégalité, tant en matière de risque que d'allocation et de perte de revenu. Pour tirer valablement une information un peu détaillée des résultats par classes salariales, il faudra toujours avoir présent à l'esprit les proportions que découpent les classes. Aussi le tableau 2 donne-t-il ces proportions de l'emploi sous toutes leurs coutures et les graphiques rappellent-ils les distributions, de manière à saisir le sens des barreaux de l'échelle salariale que l'on peut observer.

Tableau 2. Les proportions de travailleurs dans les trois classes salariales.

	inférieure i	interméd. m	supérieure s	Total
Hommes	26.1	16.0	57.9	= 100 %
Femmes	70.1	9.8	20.1	= 100 %
Hommes + Femmes	40.4	14.0	45.6	= 100 %
Hommes	43.6	77.1	85.6	67.5
Femmes	56.4	22.9	14.4	32.5
Hommes + Femmes	= 100 %	= 100 %	= 100 %	= 100 %
Hommes	17.6	10.8	39.1	(67.5)
Femmes	22.8	3.2	6.5	(32.5)
Hommes + Femmes	(40.4)	(14.0)	(45.6)	= 100 %

Césures : en 1976, journalier, régime de 6 jours, en 25 jours : 954 frs et 1.075 frs.
mensuel, en 25 jours : 23.850 frs et 26.875 frs
mensuel, en 26 jours : 24.804 frs et 27.950 frs
en 1975, mensuel en 25 jours : 21.295 frs et 24.000 frs.

Source : O.N.S.S., 2ème trimestre 1975; travailleurs manuels et travailleurs intellectuels autres que ceux "Soumis exclusivement aux soins de santé". Total 2.428.500 travailleurs.

a. Mesures de l'inégalité du risque

Le calcul des taux de chômage par classe (1) dit l'inégalité du risque qui résulte de la concentration du chômage vers le bas de l'échelle salariale. En complet, les taux ne dépassent pas 1% dans la classe supérieure qui compte 46% des travailleurs en emploi et même 58% des hommes, contre 20% des femmes ; c'est une classe masculine à 85%. Ils dépassent

(1) En % des Assurés (sur base principale de l'O.N.S.S.) de 1975. Leur répartition en trois classes de salaire est estimée, pour la composante emploi à partir de la distribution O.N.S.S. 1975 et pour la partie chômage, à partir de la distribution des chômeurs (à l'exclusion des jeunes sans salaire antérieur) donnée par le relevé. Pour les taux totaux, le partiel est toujours "re-pondéré" pour neutraliser le biais de l'échantillon.

les 10%, et de très loin parmi les femmes (16%), dans la classe inférieure qui forme les 40% du bas de la hiérarchie et dans laquelle se situent 70% des travailleuses. Les mêmes traits caractérisent les totaux (complet + partiel) quoique légèrement atténués du fait que le partiel masculin frappe autant dans le haut que dans le bas.

Tableau 3. Taux de chômage par classe de salaire

	inférieure i	interméd. m	supérieure s	total(a)	TOTAL(b)
Complet : Hommes	10.9	8.5	0.7	4.9	5.1
Femmes	16.7	8.1	1.0	13.0	14.0
H + F	14.2	8.4	0.8	7.6	8.1
Partiel : Hommes	0.8	1.5	0.9	1.0	1.0
Femmes	1.6	1.2	0.2	1.3	1.3
H + F	1.2	1.4	0.8	1.1	1.1
Complet + Partiel: H	11.7	10.0	1.6	5.9	6.1
F	18.2	9.3	1.2	14.3	15.3
H + F	15.4	9.9	1.6	8.6	9.2

Tableau 4. "Tension" dans le risque de chômage

Tension :	Entre les classes :		En chômage :	
	inférieure	supérieure	complet(a)	C + P (b)
inter-sexes	F	H	2.7	2.5
inter-classes : parmi les hommes	Hi	Hs	15.6	7.3
parmi les femmes	Fi	Fs	16.7	15.2
en H + F	(H + F) i	(H + F) s	17.8	9.6
inter-classes-et-sexes	Fi	Hs	23.9	11.4

Notes des tableaux 3 et 4

(a) A l'exclusion des jeunes sans salaire antérieur ; (b) y compris.
En % des Assurés contre le chômage de 1975.
Césures des classes, en valeur 1976 : 24.800 frs et moins, et 28.000 frs et plus
"Tension" = le taux de chômage de la classes inférieure, rapporté à celui de la classe supérieure

Pour mesurer l'inégalité dans le risque de chômage, nous recourons au concept habituel de "tension" : le rapport de la position d'une classe par comparaison à la position d'une autre posée égale à un. Faut-il rappeler que contrairement aux apparences, un chiffre précis de tension ne dit rien de précis tant que l'on n'a pas dûment spécifié les points de références retenus. Or ce type de mesure est extrêmement sensible à la manière plus ou moins large dont on découpe les observations choisies comme extrémités de la tension ; exemple : il est tout aussi vrai de dire que la tension des revenus va de 1 à 12 ou de 1 à 822... Une manière conventionnelle mais raisonnable de calculer une tension est la "déci-tension" qui découpe 10% aux extrémités d'une distribution. Ici, le découpage nous est imposé par le matériau statistique (césures à 24.800 frs et 28.000 frs) ; or, qu'il s'agisse du total ou de la population masculine ou féminine, les classes inférieures et supérieures font au minimum 20% et 4 fois sur 6 plus de 40%. Conséquence : si l'on pouvait recourir à la mesure raisonnable - et encore très peu extrémiste - des déci-groupes, la tension dans le risque de chômage donnerait un chiffre beaucoup plus élevé.

Au demeurant, ces mesures minimalistes donnent des chiffres qui ne paraissent pas minimes. L'éventail du risque de chômage va, disons, de 1 à plus de 10.

Pour apprécier cette inégalité de risque, on pourrait songer à d'autres risques. Connait-on des risques, d'accident, de maladie, de faillite... où une catégorie de personnes (les dangereux, les alcooliques..) qui ferait 40% de la population aurait en moyenne des risques de ce genre 10 fois supérieurs à ceux d'une large population prise comme point de comparaison ? A défaut, on peut évoquer la tension en matière de revenus (quelques points de comparaison sont donnés au tableau 7 de la section suivante, où ils sont plus pertinents puisqu'on y compare des allocations - une forme de revenu - et non des risques) : en prenant la mesure conventionnelle mais beaucoup plus "extrême" des déci-groupes, cette tension parmi les ouvriers (H + F) va de 1 à 2,7 ou de 1 à 5 selon les sources, et de 1 à 8 parmi les employés (H + F). Compte tenu des différences dans les mesures, on peut certainement conclure que l'inégalité face au risque de chômage est de beaucoup supérieure à l'inégalité des salaires.

b. Inégalité inter-sexes ou inter-classes ?

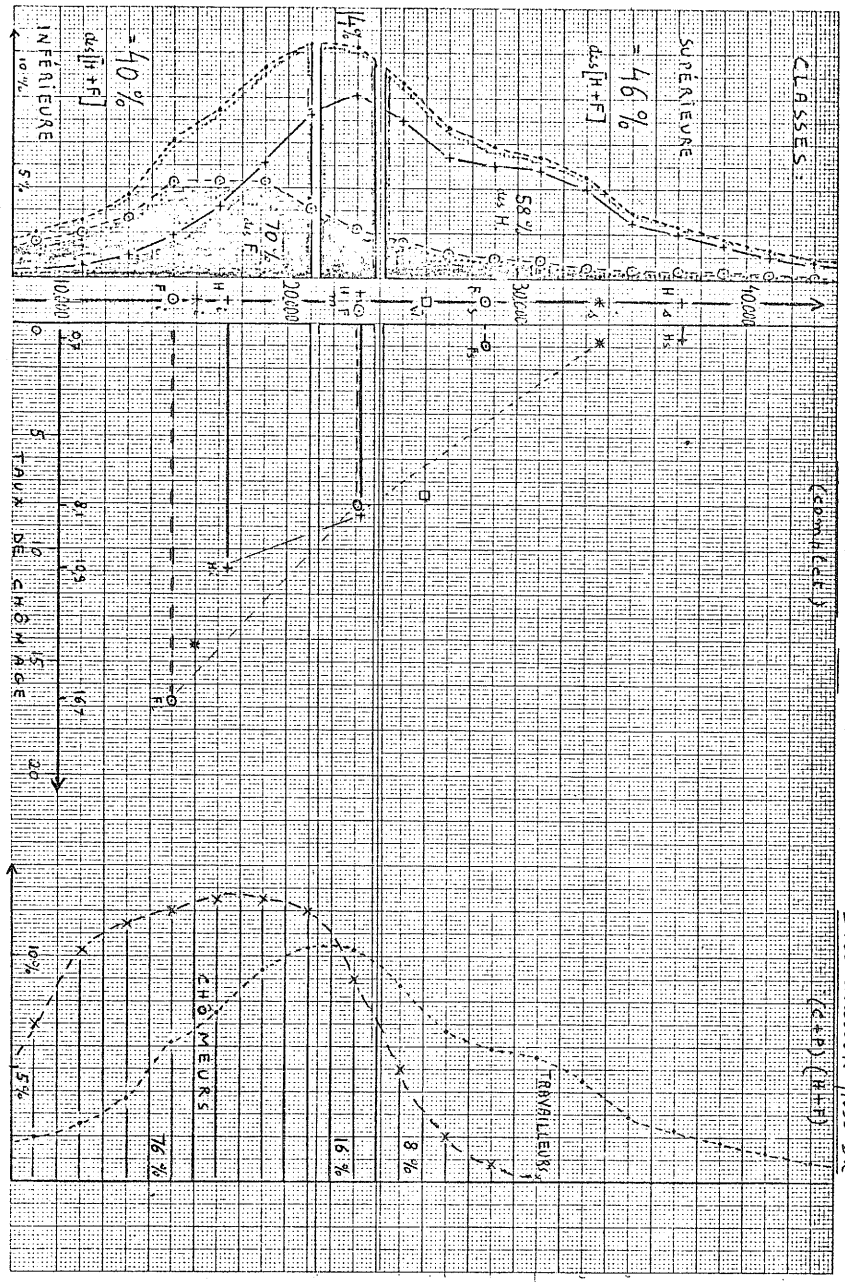
Des diverses tensions mentionnées dans le tableau 4, laquelle ou lesquelles retenir ? Le choix entre complet et total est aisé : l'inégalité du risque est avant tout le trait du chômage complet ; néanmoins si l'on s'intéresse à l'impact général du chômage, il est pertinent d'y inclure le partiel. L'hésitation porte sur le choix des diverses mesures de la tension inter-classes : convient-il de la mesurer sur l'ensemble des travailleurs des deux sexes ? ou par sexe ? ou encore en couplant la tension inter-sexes et inter-classes (la tension entre Fi et Hs) ? Elle tient à une question de fond, rendue difficile par la saisie discrète des distributions au moyen de trois observations. Elle revient à se demander si la différence inter-sexes dans les taux de chômage se réduit à une différence inter-classes ou si au contraire la différence inter-sexes est spécifique, le taux de chômage féminin étant supérieur à classe égale. Il s'agit d'articuler la différence (la "lutte" diraient certains!) inter-sexes et la différence inter-classes salariales.

La mise sur graphique est un moyen d'extraire l'information maximale d'observations discrètes sur les distributions par classes des taux de chômage. Chaque taux est posé dans l'échelle verticale à la hauteur correspondant au salaire moyen de la classe, la distribution de l'emploi permettant de comprendre ces hauteurs différentes pour les hommes et les femmes, dans la même classe de salaire (1).

Si l'on disposait d'observations masculines et féminines à salaire identique, il serait simple de trancher la question. De deux choses l'une : ou bien la ligne rejoignant les observations féminines est à droite de la ligne masculine et à salaire égal, le risque de chômage féminin est supérieur à celui des hommes ; ou bien les observations masculines et féminines appartiennent à une relation unique, même si les observations féminines ont un poids - en terme de population - plus grand vers le bas de la distribution des salaires : le taux de chômage féminin serait égal à salaire identique, même si en moyenne il est supérieur.

(1) Le graphique reproduit la distribution de 1975, sans tenter une extrapolation, toujours hasardeuse, pour 1976. Toutes les valeurs numériques des salaires sont donc ici en valeurs 1975, en 25 jours, les césures étant alors à 21.295 frs et 24.000 frs. L'annexe 3 traite de cette cuisine.

GRAPHIQUE I



Mais de fait, dans deux des trois classes, les salaires moyens de la classe masculine et de la classe féminine diffèrent sensiblement ; et une seule observation quasi satisfaisante (dans la classe intermédiaire) ne peut indiquer une pente. Dans ces conditions, quelles informations pouvons-nous retenir ?

1° Sans distinguer les classes salariales, le taux de chômage féminin est 2,5 fois supérieur au taux masculin ; en revanche, sans isoler le sexe, le taux est 9,6 fois plus élevé dans la classe inférieure que dans la classe supérieure (H + F). L'écart inter-classes est tellement grand que l'écart inter-sexes apparaitrait comme petit, alors que pourtant...

2° Dans la classe intermédiaire où les salaires moyens sont quasi identiques, le taux de chômage féminin n'est pas supérieur au masculin, il est même légèrement inférieur. L'information peut être retenue, quoiqu'avec réserves : les travailleuses n'y représentent que 3% de la population salariée (H + F) et la classe se situe beaucoup plus haut dans l'échelle féminine que dans l'échelle masculine.

3° La différence entre les deux observations de la classe supérieure ne peut pas être retenue. Telle est du moins la conclusion à laquelle nous sommes arrivés après une longue supputation des distributions que l'estimation des taux d'allocation (Section II) nous a contraints de mener. La concentration des chômeurs vers le bas est telle que dans la classe supérieure, ils doivent être quasi complètement tassés dans le bas de la classe (voir la courbe supputée sur la droite du graphique) (1) ; dans ces conditions, les diverses moyennes de la classe donnent une information trompeuse pour estimer la forme précise de la relation entre chômage et salaire (les points doivent être considérés à cet égard comme plus bas).

4° Lorsque l'on descend de la classe intermédiaire à la classe inférieure, la pente féminine glisse vers des taux de chômage beaucoup plus élevés, alors que proportionnellement au salaire, la pente - l'élasticité en un certain sens - est nettement moins accentuée pour les hommes. Dans cette zone, on est tenté de retenir qu'à salaire identique, les femmes ont un risque de chômage plus élevé.

(1) Ce n'est qu'une forme possible de la distribution des chômeurs. Toutefois essayez de la dessiner en la voulant relativement "normale", sans la faire démarer plus bas que celle des salaires et en respectant avec progression les proportions de 8%, 16% et 76% pour les surfaces des trois classes : vous verrez que le dessinateur ne dispose pas d'une large marge de fantaisie...

On saisit combien une connaissance discrète - en trois classes - d'une distribution réduit le contenu informatif. Il est impossible de dégager une conclusion à la fois sûre et précise. Il paraît quasi certain que la position des travailleuses dans la hiérarchie des salaires - et indirectement des emplois - joue un rôle important dans l'explication de leur risque supérieur de chômage ; mais il est très probable aussi qu'à salaire (et emploi) identique, le taux de chômage féminin est supérieur au masculin, du moins dans le bas de l'échelle. Peut-être, en moyenne, le premier processus l'emporte-t-il sur le second.

Pour saisir la signification de cette conclusion - dans la mesure où elle est exacte - on peut se référer à la discrimination en matière de salaire. Pour saisir celle-ci, il est indispensable de distinguer : a. la pure discrimination de salaire à emploi identique ; b. la discrimination ou la différence d'emploi ; c. une discrimination indirecte de salaire lorsque l'emploi est différent. Une distinction similaire s'impose pour la discrimination en matière de chômage. Pour être bref, assimilons position dans l'échelle des salaires et position dans la hiérarchie socio-professionnelle des emplois (en oubliant donc provisoirement cette discrimination qui frappe ce lien salaire-emploi). On a :

a. taux de chômage supérieur à emploi (via salaire) identique ;

b. taux identique à emploi identique, mais concentration des femmes dans le bas de la hiérarchie ;

c. mais une discrimination indirecte - et par là même cachée - est toujours possible lorsque les emplois sont ségrégés. Elle apparaît par une question hypothétique : si c'étaient des hommes qui occupaient ces emplois où de fait il n'y a que des femmes, y auraient-ils le même salaire, ici le même risque de chômage ? On ne le sait pas, puisque par définition le cas n'existe pas ; mais le cas ne rentre pas dans la catégorie (b) puisqu'il n'y a pas identité des emplois ; il est une forme indirecte de (a) : discrimination déguisée de salaire, ici de chômage. Et pour hypothétique qu'elle soit, la question n'est nullement absurde : le sort fait aux diverses classes de la hiérarchie socio-professionnelle serait-il le même si ces emplois n'étaient pas occupés typiquement par certaines catégories socio-démographiques comme les femmes, ou les immigrés ou les jeunes, voire les âgés ?

c. Synthèse

L'interprétation des différences inter-sexes dans le risque de chômage conditionne le choix d'une mesure synthétique de l'inégalité sur la dimension socio-professionnelle du marché du travail, à partir des observations tronquées dont nous disposons.

En principe, si à emploi comparable, les femmes ont un risque de chômage supérieur (cas "a"), il faut distinguer deux mesures : une inégalité proprement socio-professionnelle peut être captée par la tension inter-classes parmi les hommes et une inégalité inter-sexe apparaît dans la différence des taux dans chaque classe. Si au contraire, à position comparable dans la hiérarchie professionnelle, les taux de chômage sont égaux, avec concentration des emplois féminins dans le bas de la hiérarchie (cas "b"), il est pertinent de considérer la tension entre cette classe d'emploi que capte l'observation sur la classe inférieure des femmes (Fi) et cette autre classe d'emploi que constitue en moyenne la classe supérieure masculine (Hs) ou "tension inter-classes-et-sexes".

La réalité semble être un mixte des deux cas, avec prédominance du cas "b". Peut-être Salomon retiendrait-il une mesure intermédiaire entre la tension inter-classes-et-sexes et la tension inter-classes au niveau de l'ensemble des hommes et des femmes.

Deux remarques (i). La tension inter-classes-et-sexes (Fi par rapport à Hs) a l'avantage de retenir des groupes relativement larges (23 et 39% du total H + F) donc non erratiques mais du même coup elle reste une mesure beaucoup moins fine que la déci-tension, et par là-même très peu extrémiste ; d'autant que les 23 et 39% retenus sont à l'intérieur des deux classes très larges (40 et 46%), certes vers leur extrémité mais sans être purement leur extrémité.

(ii). La comparaison de la tension inter-classe parmi les hommes à celle parmi les femmes est peu fiable, en raison des découpages par trop différents.

Concluons. La tension inter-classes-et-sexes est de 11,4 en complet + partiel, et la tension inter-classes (H + F) y est de 9,6. Le taux de chômage est de l'ordre de 1,5% parmi la quasi moitié des salariés (ouvriers et employés, hommes et femmes) dont le salaire est supérieur à

28.000 frs ; il frappe 15% des travailleurs qui constituent la base (40%) de la hiérarchie salariale, avec des salaires inférieurs à 24.800 frs. A titre de comparaison, la tension entre les salaires moyens de ces mêmes groupes va de 1 à moins de 2,5 ; l'inégalité face au risque de chômage est plus de 4 fois plus grande que l'inégalité en matière de salaire.

Le chômage tel que mesuré par les statistiques du chômage indemnisé est un phénomène concentré dans le bas de la hiérarchie sociale : 92% des chômeurs se trouvent dans la moitié inférieure (54%) de l'échelle salariale, c.à.d. en dessous du plafond de la Sécurité sociale en la matière.

Il est temps d'examiner dans quelle mesure les allocations de chômage viennent ou non pallier cette inégalité sociale.

II. ALLOCATIONS DIFFERENTIELLES ET REGLEMENTATION

Ayant établi la relation entre risque de chômage et niveau de salaire, l'investigation doit se tourner vers le système de la Sécurité sociale : une fois qu'un travailleur est tombé en chômage, à quel montant s'élève son allocation de chômage et comment celle-ci se différencie-t-elle entre les travailleurs, compte tenu de leur salaire antérieur ?

1. Le montant des allocations

D'après notre relevé, un chômeur touche une allocation mensuelle de 11.915 frs : telle est la moyenne "re-pondérée" des hommes et des femmes, du complet et du partiel (sur base de 26 jours par mois : voir Annexe 2). Pour vérification, ce chiffre peut être comparé à celui obtenu par la comptabilité régulière de l'ONEM : notre chiffre lui est supérieur de 2.7% ; compte tenu des multiples différences dans les deux techniques de calcul, la concordance peut être considérée comme relativement très satisfaisante.

Ce chiffre de 11.915 frs est nettement en dessous de ce que l'on est porté à croire à partir des seules dispositions juridiques. Ainsi on cite souvent le montant maximal (16.770 frs), ou encore ce plafond et le plancher des adultes, chefs de ménage (12.792 frs) : en réalité l'allocation moyenne est à 29% en dessous de ce plafond et elle est même inférieure (de 7%) à ce plancher.

Mais l'information vraiment originale que le relevé permet d'obtenir est une ventilation de ce montant moyen selon de multiples critères : selon qu'il s'agit de chômage complet ou partiel, selon le sexe et l'âge, selon la classe salariale du travailleur, selon la distribution par niveau des allocations, selon les dispositions juridiques qui affectent différentiellement les diverses catégories de chômeurs.

Si l'on souhaite connaître la valeur actuelle de ces chiffres de juin 1976, on peut les multiplier par l'indice des prix ; ainsi en mai 1977 celui-ci est à 1.07 par rapport à juin 1976. L'approximation est satisfaisante pour autant que la législation ne se modifie pas et que les diverses distributions du chômage restent assez constantes.

a. Différences selon le sexe et l'âge

Le tableau 5 montre immédiatement de sensibles différences dans le montant des allocations selon le sexe, l'âge et le type de chômage.

Tableau 5. Montant mensuel des allocations, par âge et sexe

		- de 25 ans	25-40 ans	40-50 ans	50 ans et +	TOTAL
Complet :	Hommes	11.422	13.653	13.475	13.463	13.007
	Femmes	9.978	11.042	10.807	10.679	10.556
	H + F	10.448	11.918	12.029	12.558	11.603
Partiel :	Hommes	14.829	15.957	16.009	15.628	15.647
	Femmes	11.192	12.546	12.480	12.406	12.047
	H + F	13.044	14.535	14.837	14.953	14.244
C + P :	Hommes	11.941	14.162	14.032	13.655	13.431
	Femmes	10.071	11.181	10.983	10.767	10.681
	H + F	10.715	12.286	12.483	12.742	11.915

En mois de 26 jours (voir annexe 2) ; moyennes "re-pondérées" (voir annexe 1)

a. Les plus fortes différentielles proviennent du sexe : l'allocation moyenne des chômeuses est de 23% inférieure à celle des hommes, tant en complet qu'en partiel (la moyenne de ces deux types de chômage, qui est de -20,5%, n'est pas située entre les deux termes : ce n'est nullement impossible, vu que les deux termes sont des rapports et que de surcroît leur intégration passe par une pondération ; on retrouvera souvent des phénomènes similaires).

b. Immédiatement après, vient la disparité entre complet et partiel : l'allocation est plus élevée dans le cas du chômage partiel, de 20% parmi les hommes, de 18% parmi les femmes (moyenne + 23%, de nouveau en dehors des deux termes).

c. Les allocations sont plus faibles parmi les jeunes que parmi les "adultes" (25-40 ans, parfois 40-50 ans) : pour les hommes, de 16 ou 7% selon qu'il s'agit du chômage complet ou du partiel ; pour les femmes, de 8 ou 11% (moyenne générale : - 14%).

d. Elles sont enfin légèrement plus faibles parmi les "âgés" que parmi les "adultes" : de 1 à 2%.

b. Différences par classes salariales

On peut également envisager les différentielles d'allocation en fonction de la classe de salaire à laquelle appartient le chômeur. Dans ces calculs, on a éliminé les jeunes sans salaire antérieur, qui touchent des allocations au sortir de l'école (avec une certaine approximation : voir la note de la page 6); de ce fait, les totaux sont légèrement supérieurs à ceux du tableau précédent.

Tableau 6. Montant mensuel des allocations, par classes salariales

		Inférieure	Intermédiaire	Supérieure	TOTAL
Complet :	Hommes	11.824	15.424	16.635	13.263
	Femmes	10.337	14.662	16.576	10.679
	H + F	10.850	15.269	16.624	11.811
Partiel :	Hommes	13.265	15.883	16.551	15.647
	Femmes	11.567	15.538	16.770	12.047
	H + F	12.049	15.820	16.557	14.244
C + P :	Hommes	11.919	15.491	16.587	13.661
	Femmes	10.444	14.779	16.603	10.802
	H + F	10.946	15.349	16.589	12.116

En mois de 26 jours (voir annexe 2) ; césures des classes dans les mêmes unités : 24.800 frs et moins, et 28.000 frs et plus (voir annexe 3) ; moyennes "re-pondérées" (voir annexe 1) ; à l'exclusion des jeunes sans salaire antérieur.

L'accoutumance à l'inégalité tenderait à ne même pas relever que les allocations en francs sont toujours inférieures dans les classes salariales inférieures. Telles que mesurées, les différentielles selon le niveau des salaires antérieurs dépassent en étendue les différentielles précédentes : la classe "inférieure" (40% des travailleurs) touche une allocation de 34% inférieure à celle de la classe "supérieure" (46% des travailleurs). La différentielle est moindre en chômage partiel (- 27%) qu'en complet (- 35%). On ne peut guère attacher ici de signification à la différentielle plus étendue des femmes, vu les disproportions entre les classes de salaire.

c. La "tension" dans les allocations

Pour traiter correctement ce dernier point, il faut découper des classes qui représentent des proportions identiques dans les populations comparées. On a recherché l'allocation moyenne que touchait le dizième des chômeurs, des chômeuses et du total, bénéficiant des plus faibles allocations et celle que touchaient les dizièmes supérieurs. Appelons le rapport entre les deux la "déci-tension" (1). A fin de comparaison, le tableau 7 signale la même mesure parmi les travailleurs : ouvriers ou employés, selon deux sources différentes et fortement discordantes.

(1) Le terme plus fréquent de "décile" risque d'être vague si on ne précise pas qu'il s'agit de la distance entre le décile inférieur et le décile supérieur. Surtout il est erroné puisque le terme technique de décile désigne la césure, le salaire en dessous ou au-dessus duquel on trouve tel dizième de la population, alors qu'il s'agit ici du salaire ou de l'allocation moyenne des divers dizièmes; or la différence est importante pour les classes extrêmes, qui sont des classes ouvertes. Le néologisme de déci-tension convient pour désigner de façon précise et brève ce qui demanderait à défaut cette longue périphrase : le rapport entre le salaire moyen du dizième de la population qui touche les plus bas salaires et le salaire moyen du dizième de la population qui touche les salaires les plus élevés. (C'est avec R. Allaer que nous avons établi cette terminologie).

Tableau 7. Déci-tension entre les allocations

	Hommes			Femmes			Hommes + Femmes		
	10e inf.	10e sup.	Déci-tension	10e inf.	10e sup.	Déci-tension	10e inf.	10e sup.	Déci-tension
Allocation en :									
Complet	8.220	16.679	2.03	7.045	15.272	2.17	7.390	16.469	2.23
Partiel	11.230	16.770	1.49	8.617	16.009	1.86	9.567	16.770	1.75
C + P	8.382	16.770	2.00	7.011	15.477	2.21	7.675	16.687	2.17
Travaill.									
Ouvriers (O.S.C.E.)			2.33			2.25			2.71
Ouvriers (Fisc)			3.85			4.99			5.07
Employés (Fisc)			6.22			6.56			8.30

Sources : - O.S.C.E. (Office statistique des Communautés européennes) : Enquête sur les salaires en 1966.
- Statistiques fiscales de 1969, dépouillées par R. Allaer.

Le chômage touchant principalement les ouvriers, il est intéressant de prendre un point de comparaison dans les salaires ouvriers. L'enquête des Communautés européennes porte sur l'industrie et capte les salaires horaires ; dans ce milieu typique de la classe ouvrière, la tension salariale est très réduite. Par rapport à ce point de comparaison, l'éventail dans les allocations de chômage ne paraît pas petit. La statistique fiscale, bien que l'on ait pu isoler les revenus professionnels individuels et en brut, donne un éventail double pour l'ensemble des ouvriers et évidemment plus étendu encore parmi les employés. Si on se rappelle que les chômeurs sont fortement concentrés dans la moitié inférieure des travailleurs, l'éventail des allocations pourrait n'être pas moins ouvert que celui des salaires antérieurs des chômeurs, ce qui suggérerait un taux d'allocation assez constant. En outre, il se confirme que la tension est plus large parmi les femmes : l'éventail commence plus bas et ne monte que moindrement moins haut.

2. Effets de la réglementation et taux "personnels" d'allocation

Pour trouver l'origine de ces différentielles, il faut se tourner d'abord vers les dispositions juridiques. La règle générale est que l'allocation est fixée à 60% du salaire antérieur. Mais elle est assortie de deux exceptions.

D'une part, l'allocation est limitée vers le haut à un plafond de 16.770 frs et vers le bas à divers planchers :
- moins de 18 ans : 4.342 frs
- de 18 à - de 21 ans : 6.890 frs
- 21 ans et plus : si non chef de ménage : 9.828 frs
  si chef de ménage : 12.792 frs.

D'autre part, à partir de la seconde année, s'il n'est pas chef de ménage, le chômeur verra son taux réglementaire passer de 60 à 40%, à moins qu'ainsi son allocation tombât en dessous d'un des trois premiers planchers.

La notion de chef de ménage à laquelle recourt la législation sur le chômage repose sur une évaluation de besoins : en gros, on n'est pas chef de ménage si vivant en couple, le (la) conjoint travaille ou si ne vivant pas en couple, on n'a pas de personnes à charge. Remarquons que cette notion intervient à deux titres :
- elle fait jouer un plancher inférieur, inférieur de 23% : ceci réduit la proportion de travailleurs qui peuvent bénéficier d'un plancher et quand ils en bénéficient, l'allocation est elle aussi inférieure de 23%;
- elle fait baisser d'un tiers l'allocation après un an de chômage.

Une législation permet de trancher les cas individuels : la réglementation du chômage permet de déterminer le montant de l'allocation auquel tel ou tel travailleur a droit. Mais elle ne dit pas quel sera le résultat au niveau de l'ensemble des travailleurs ni pour les divers groupes. Une analyse socio-économique du dispositif juridique s'impose.

a. Chômeuses et chômeurs (chômage complet)

Le tableau 8 donne le pourcentage de chômeurs et de chômeuses qui tombent sous le coup des diverses dispositions juridiques. Il s'agit du chômage complet, à l'exclusion des jeunes sans salaire antérieur : environ 6% des chômeurs et 7% des chômeuses ; la méthode retenue pour les exclure entraine l'élimination des deux planchers inférieurs, qui ne concernent que 1.8% des chômeurs complets (H + F).

Tableau 8. Champ d'application des diverses dispositions réglementaires

Allocation de chômage :	Hommes			Femmes		
	TOTAL	En régime de : 60 %	40 %	TOTAL	En régime de : 60 %	40 %
- limitée par un plafond	8.0	7.8	0.2	1.5	1.4	0.1
- proportionnelle au salaire	67.1	61.4	5.7	51.8	44.7	7.1
- remontée à un plancher	24.9	11.9	13.0	46.7	5.8	40.9
dont : plancher abaissé	(14.9)	(1.9)	(13.0)	(45.0)	(4.1)	(40.9)
plancher supérieur	(10.0)	(10.0)	(0.0)	(1.7)	(1.7)	(0.0)
TOTAL	100%	81.1	18.9	100%	51.9	48.1

Chômage complet, à l'exclusion des jeunes sans salaire antérieur

La règle du plafond a une portée moindre parmi les femmes : seulement 1,5% de celles-ci voient leur allocation fixée au deça de la proportionnalité alors que la limite supérieure frappe 8% des chômeurs complets masculins. De même, dans le bas de l'échelle, les chômeuses bénéficient plus souvent que les hommes (46.7% contre 24.9%) d'une allocation supérieure aux taux réglementaires (60 ou 40% du salaire antérieur).

En revanche, lorsqu'elles bénéficient d'une allocation-plancher, il s'agit presque toujours du plancher abaissé pour absence de la qualification de chef de ménage - et abaissé de 23% - alors que cet abaissement ne s'applique pas aux 4/10èmes des hommes bénéficiant de planchers. De plus, cette même notion de non chef de ménage fait jouer la seconde exception à la règle des 60% : près de la moitié des chômeuses (48.1%) tombent au taux de 40% après un an de chômage, contre seulement 18.9% des hommes, alors que la proportion de chômeurs de plus d'un an n'est que légèrement supérieure parmi les femmes (7 points de différence).

On voit immédiatement combien les diverses dispositions juridiques jouent en sens divers et combien donc il est difficile d'apprécier leur résultat net. Une estimation de la double incidence directe de la notion de chef de ménage est cependant possible : on suppose que la règle des 40% s'applique dans les mêmes proportions aux femmes qu'aux hommes dans chacune des trois catégories (plafond, proportionnalité, planchers) et que la règle du plancher abaissé ne joue pas plus souvent parmi les femmes bénéficiant d'un plancher. Avec ces deux hypothèses, l'allocation moyenne des chômeuses complètes remonte de 5,7%.

Ce chiffre peut paraître petit, si l'on se rappelle que la règle du chef de ménage entraine des réductions de 23% et de 33% : la simple connaissance des dispositions juridiques ne permet pas de se faire une idée des conséquences réelles de celles-ci. D'un autre point de vue, si l'on considère que l'écart entre hommes et femmes en matière d'allocations est de 23%, on peut dire que les dispositions fondées sur la qualité de chef de ménage en rendent compte du quart, ce qui n'est pas négligeable.

b. Le taux personnel d'allocation

Finalement, une fois que toutes ces dispositions juridiques ont sorti leurs effets en sens divers, quel est le taux moyen des allocations de chômage ? A quel pourcentage de leur salaire antérieur se montent les allocations, pour l'ensemble des chômeurs ? Les travailleurs dont la position salariale était basse bénéficient-ils de taux plus élevés ?

Normalement, notre relevé devrait permettre de répondre directement à ces questions importantes du point de vue socio-économique. Malheureusement, pour la partie très importante des chômeurs dont l'allocation est fixée forfaitairement, on ne dispose que d'une information pauvre : on sait seulement que leur allocation représente plus de 60 ou 40% s'ils bénéficient d'un plancher et moins de 60 ou 40% s'ils sont atteints par le plafond.

Une première façon d'obtenir une réponse indirecte est de comparer les distributions des diverses catégories de chômeurs en retenant ces quatre classes ouvertes et les deux classes précises.

Tableau 9. Répartition des chômeurs par régime d'allocation

		En régime de 40%			En régime de 60%			TOTAL
		plafond - de 40%	proport. 40 %	plancher + de 40%	plafond - de 60%	proport. 60 %	plancher + de 60%	
Complet (a)	H	0.2	5.7	13.0	7.8	61.4	11.9	= 100 %
	F	0.1	7.1	40.9	1.4	44.7	5.8	= 100 %
Partiel	H	0.1	0.6	0.1	51.5	47.5	0.2	= 100 %
	F	0.0	2.0	0.5	2.4	92.1	3.0	= 100 %

(a) : à l'exclusion des jeunes sans salaire antérieur

Prenons le chômage partiel. 92% des femmes ont une allocation fixée à 60%. Il doit être moindre parmi les hommes, puisque la moitié sont atteints par la règle du plafond. Enfin, le taux est vraisemblablement supérieur en partiel qu'en complet puisque la règle des 40% y joue beaucoup moins (le chômage partiel n'est pas de longue durée).

Il est plus difficile de se faire une idée en matière de chômage complet. Les hommes ont une dominante à 60%, suivies de deux petites concentrations à + de 40 et + de 60%. Les femmes ont une plus faible dominante à 60% et une seconde dominante à + de 40%. Il ne se dégage certainement pas une impression que le taux d'allocation des femmes serait supérieur à celui des hommes en complet ; l'impression est plutôt l'inverse.

Pour systématiser ces impressions, il faut accorder hypothétiquement un taux précis aux quatre classes ouvertes et calculer des moyennes pondérées par les nombres d'individus des six classes. Le choix des taux hypothétiques est délicat. On peut simplement retenir a priori que les classes ouvertes représentent un écart de 5 ou de 10 points (par ex., + de 40% est considéré comme 45% ou comme 50%) et voir si les conclusions sont sensibles à ces variétés d'hypothèse. On peut aussi tirer quelque information des segments de distribution utilisables ; il semble bien que les classes ouvertes en négatif (- de 40 ou 60%) ne peuvent pas l'être beaucoup : un écart de 5 points (c.à.d. 35 et 55%) semble un maximum ; les classes ouvertes en positif (+ de 40 ou 60%) semblent l'être plus : un écart de 10 points paraît raisonnable. On a donc opéré les calculs avec les trois hypothèses suivantes :

I	35	(40)	45	55	(60)	65
II	30	(40)	50	50	(60)	70
III	35	(40)	50	55	(60)	70

Tableau 10. Taux personnels d'allocations, calculés selon trois hypothèses alternatives.

		Hypothèses : I	II	III		Hypothèses : I	II	III
Complet (a)	H	57,1	57,9	58,3	dont : Inférieure	57,0	59,0	59,0
					Intermédiaire	58,0	58,0	58,0
					Supérieure	54.5	49.5	54.5
	F	52,6	54,9	55,0	dont : Inférieure	52,4	55,0	55,0
					Intermédiaire	55,6	55,6	55,6
					Supérieure	54,3	49,3	54,3
	H + F			56,4				
Partiel	H	57,4	54,9	57,5				
	F	59,6	59,7	59,9				
	H + F			58,4				
C + P	H			58,2				
	F			55,4				
	H + F			56,7				

(a) : à l'exclusion des jeunes sans salaire antérieur

Dans cette forêt de résultats hypothétiques, épinglons les deux résultats absolument certains qu'elle contient, puisque indépendants de toute hypothèse : le taux pour les classes salariales intermédiaires, masculine et féminine, puisque par construction cette classe est intermédiaire entre le plancher supérieur et le plafond ; il est de 58% pour les chômeurs complets masculins et de 55,6% pour les femmes. Si dans cette classe, l'allocation est toujours proportionnelle au salaire antérieur, il reste que la proportionnalité à 40% s'applique davantage aux chômeuses qu'aux chômeurs.

Quelles que soient les hypothèses retenues, les femmes paraissent bénéficier d'un taux d'allocation inférieur à celui des hommes, sauf dans deux cas : ce taux leur est plus favorable en partiel et il est pratiquement identique dans les classes supérieures du complet ; toutefois, le partiel ne fait que 12% du total et la classe supérieure ne compte que 4% du complet, et 8% des hommes contre 1,5% des femmes ; aussi au total le même écart entre hommes et femmes apparaît. Il est de 2,8% points en défaveur des travailleuses (dans l'hypothèse III).

La seconde question importante à laquelle ce tableau tente de répondre est de savoir si en réalité le taux décroit en fonction de la classe salariale, comme on est en droit de le penser à partir de la législation qui limite la proportionnalité au sommet de la hiérarchie par la fixation d'une allocation-plafond et qui garantit, par le jeu des planchers, une allocation plus que proportionnelle au salaire dans le bas de l'échelle salariale.

Il est clair que le taux est moindre dans la classe supérieure. Toutefois l'écart est modeste et par ailleurs cette classe ne comprend qu'une très faible part des chômeurs (8%). En revanche il n'est pas du tout évident qu'il y ait une véritable progressivité du taux à l'intérieur de la grande masse des chômeurs : tant parmi les hommes que parmi les femmes, aucun écart marqué et de sens univoque n'apparaît de la classe intermédiaire à la classe inférieure ; ce qui reste clair, c'est l'écart entre hommes et femmes, dont le sens va à l'encontre de l'idée générale d'une progressivité des taux en faveur des bas salaires.

Enfin la dernière question est le taux global. Il s'évalue à 56,7% du salaire antérieur. De façon tout à fait générale, on peut dire que les taux sont légèrement inférieurs à 60%, compris en gros entre 55 et 60%.

c. Conclusions

Malgré l'incertitude due à la mauvaise qualité de la seule information disponible, il semble que l'on puisse retenir plusieurs conclusions concernant les allocations exprimées en pourcent du salaire que le chômeur touchait avant de tomber en chômage (ou taux "personnels" d'allocation) :

1° Entre les groupes que l'on peut distinguer (2 sexes; 3 classes de salaire; complet et partiel), la variance parait étroite : les taux des groupes sont généralement compris entre 55 et 60%. Ce résultat est compatible avec l'appréciation de la déci-tension.

2° La moyenne générale paraît se situer près de 57%.

3° Les taux semblent légèrement inférieurs pour les femmes (d'environ 2,8 points). Ce résultat également est compatible avec la constatation d'une déci-tension plus large parce que commençant plus bas.

4° Il est en conformité avec l'estimation selon laquelle les doubles dispositions liées à la qualité de chef de ménage abaissent de près de 6% les allocations des travailleuses.

5° L'ensemble du système des allocations ne reflète pas une progressivité marquée des taux vers le bas de la hiérarchie : les taux ne dégressent nettement - et encore faiblement - que dans la classe supérieure qui ne compte que 8% des chômeurs, et en revanche ils sont inférieurs parmi les femmes qui en moyenne sont une catégorie à bas salaire. Ce résultat se comprend, une fois que l'on sait que le chômage est concentré à 92% parmi les classes non touchées par la limite du plafond et que les dispositions tenant à la qualité de chef de ménage jouent en défaveur des femmes.

3. Taux apparents et inégalité du risque de chômage

En raison du cadrage juridique qui filtre l'information fournie par le relevé de l'ONEM, on est donc contraint à des estimations délicates pour approximer les taux d'allocations. Mais alors, pourquoi ne pas recourir à une procédure beaucoup plus simple - et qui n'obligerait pas à de pareilles estimations - qui consisterait à exprimer les allocations en pourcent des salaires, tels que donnés par exemple par l'O.N.S.S.?

Parce que la procédure est incorrecte! Dans la mesure où le risque de chômage est inégalitaire - et telle est bien la conclusion de la Section I - un taux d'allocation calculé par rapport à un salaire moyen de travailleurs en emploi comporte des biais systématiques ; il mesure incorrectement l'allocation en pourcent de son salaire que le chômeur moyen peut s'attendre à obtenir, lorsque le chômage - si l'on peut s'exprimer ainsi - n'est pas tiré au hasard dans la population des travailleurs. Paradoxalement, pareil calcul fait surgir une très bonne mesure, mais une mesure d'autre chose : au niveau agrégé, on obtient un indicateur des plus clair de l'inégalité face au risque de chômage.

Telle est notre conclusion, que nous livrons d'emblée car l'établir demande de passer par les arcanes de l'arithmétique de l'inégalité, qui peuvent légitimement décourager un lecteur même bien disposé...

Voici d'abord les résultats, en considérant les allocations et leurs différentielles de trois façons :

- en francs (A)
- en pourcent du salaire antérieur des chômeurs (de leur "position salariale" P telle que précisée dans la Section I) ou taux personnels : $r = \frac{A}{P}$
- en pourcent du salaire des travailleurs en emploi (W) ou taux (qui s'avèreront) apparents : $a = \frac{A}{W}$

Tableau 11. Trois mesures des allocations selon la classe salariale

Classe			Allocations			Références	
			en francs A	taux personnels r	taux apparents a	Salaire W	coefficient d
Hommes	supérieure	Hs	16.587	54.8	38.8	42.774	70.8
	intermédiaire	Hm	15.491	58.3	59.5	26.037	102.1
	inférieure	Hi	11.919	59.1	59.6	19.988	100.8
	total (b)		13.431	58.2	39.3	34.149	67.5
Femmes	supérieure	Fs	16.603	54.4	50.4	32.913	92.6
	intermédiaire	Fm	14.779	56.1	57.1	25.880	101.8
	inférieure	Fi	10.444	55.4	60.3	17.316	108.8
	total (b)		10.681	55.4	50.2	21.290	90.6
H + F	supérieure	(H+F)s	16.589	54.7	40.1	41.354	73.3
	intermédiaire	(H+F)m	15.349	57.8	59.0	26.000	102.7
	inférieure	(H+F)i	10.946	56.6	59.2	18.479	104.6
	TOTAL (b)		11.915	56.7	39.8	29.963	70.2

(b) : les totaux incluent les jeunes sans salaires antérieurs ; ils sont exclus des chiffres par classe.

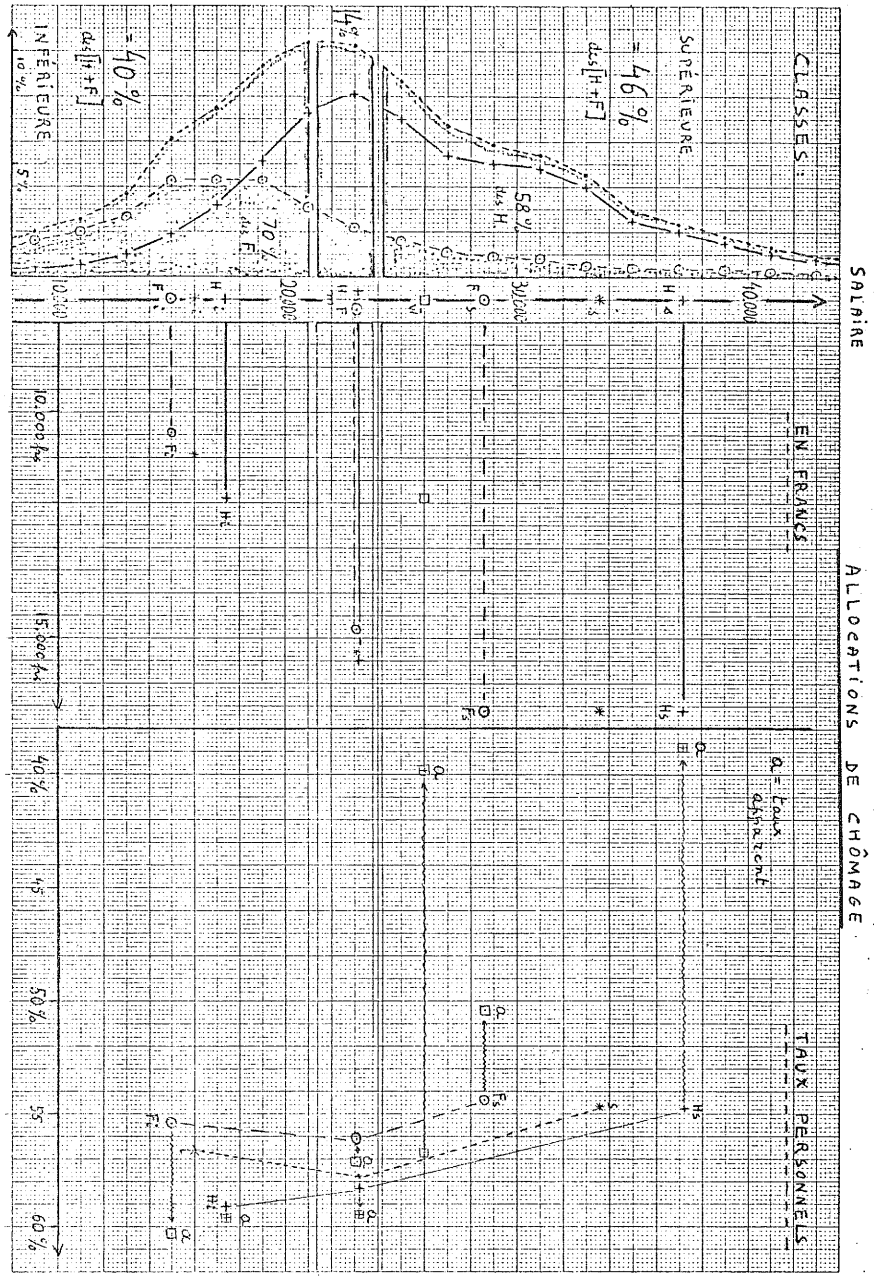
Allocations en chômage complet + partiel

Formules : $a = r.d$ ou $\frac{A}{W} = \frac{A}{P} \cdot \frac{P}{W}$, P étant la "position salariale" des chômeurs.

Source : r est estimé selon l'hypothèse III (voir tableau précédent)

Manifestement, les trois façons n'aboutissent pas du tout aux mêmes conclusions. Le graphique visualise ces discordances, en explicitant la distribution des travailleurs dont nos observations selon trois classes salariales sont issues. Car le noeud de la difficulté tient à ce que la distribution des chômeurs - qui hélas ne peut pas être connue de façon précise - diffère systématiquement de la distribution des travailleurs en emploi (source O.N.S.S. ; ouvriers et employés du secteur privé ; chiffres de 1975).

GRAPHIQUE II.



Les discordances sont doubles. D'une part, au niveau agrégé, le taux apparent est de 40% contre près de 60% pour le taux personnel moyen. D'autre part, le caractère plus ou moins égalitaire des allocations s'apprécie contradictoirement : certes les allocations en francs s'amenuisent du tiers au bas de l'échelle salariale ; toutefois en taux personnels, une certaine progressivité se remarque tout de même en faveur du bas, même si elle est modeste et sujette à exceptions ; par contre, en pourcent des salaires, les taux paraissent fortement progressifs vers le bas (ou dégressifs en regardant vers le haut).

a. Taux agrégé et indicateur d'inégalité

Pour comprendre comment ces trois façon d'envisager les allocations aboutissent à telles discordances, développons une identité de façon à les relier entre elles :

$$A \equiv A = \frac{A}{P} \cdot \frac{P}{W} \cdot W = r \cdot \frac{P}{W} \cdot W \qquad \text{Posant } \frac{P}{W} = d, \text{ on obtient :}$$

$$A = r \cdot d \cdot W$$

$$\text{et} \quad \frac{A}{W} \equiv a = r \cdot d$$

Le taux apparent égale le taux personnel, à un coefficient près (d). Ce coefficient rapporte la position salariale des chômeurs (P ou leur salaire antérieur à sa valeur actuelle) au salaire des travailleurs en emploi. Si le taux de chômage n'était pas systématiquement plus élevé parmi les travailleurs à bas salaire, les chômeurs constitueraient un échantillon aléatoire de la population salariée ; leur salaire antérieur ne différerait pas systématiquement de celui de l'ensemble des travailleurs ; P serait égal à W et d vaudrait un. Si au contraire il y a une relation négative entre taux de chômage et position dans la hiérarchie des salaires, la concentration vers le bas du chômage implique nécessairement que d soit inférieur à l'unité.

Calculons la formule au niveau agrégé (chômage complet + partiel, ouvriers + employés, hommes + femmes). On connaît le montant moyen des allocations et le salaire moyen, et on a estimé r à 56,7% ; on obtient donc la valeur de d :

11.915 frs = (.567) . (d) . 29.963 frs
d = .702 ou 70,2 %

Le coefficient d vaut effectivement 0,70. Si les trois statistiques utilisées (A, W et r) sont exactes, ce chiffre de 70% dit que les chômeurs sont en moyenne des travailleurs qui avant de tomber en chômage se situaient à 70% de la moyenne ou à 30% en dessous du milieu (au sens large) de l'échelle salariale. Le coefficient d donne donc un indicateur très simple de la concentration du risque de chômage vers le bas de la hiérarchie salariale, puisqu'il mesure la position salariale des chômeurs relativement au niveau moyen des travailleurs en emploi (P/W). L'indicateur vaudrait un (au niveau agrégé) si le risque de chômage n'était pas inégalitaire.

Et dans ce cas, les deux façons de calculer les taux d'allocations coïncideraient : a = r. En réalité, a est inférieur à r ; il doit l'être, au prorata de l'inégalité du risque ; il vaut 70% de r, si nos chiffres sont exacts :

a = 39,8% = r . d = (56,7%) (0.702)

En rapportant les allocations aux salaires des travailleurs, on évalue mal le pourcentage que l'allocation représente vis-à-vis du salaire antérieur, au cas où systématiquement les personnes qui tombent en chômage sont des travailleurs à salaire inférieur à la moyenne. Le taux a est donc une mesure biaisée du taux personnel (r) s'il y a inégalité du risque (conclusion négative) ; en revanche, le biais (d) nous apporte un indicateur de cette inégalité (conclusion positive).

b. Taux des divers groupes

Au niveau désagrégé, l'examen est plus compliqué et plus incertain. Il se solde par la même conclusion négative : en principe, le taux a est sujet à biais lorsque le risque de chômage est inégal. Mais le biais peut jouer en sens divers et il ne se transfigure pas en un indicateur facile à lire. Toutefois l'examen comporte un autre bénéfice secondaire : il renforce singulièrement les conclusions basées sur le taux r concernant le caractère égalisateur de la Sécurité sociale.

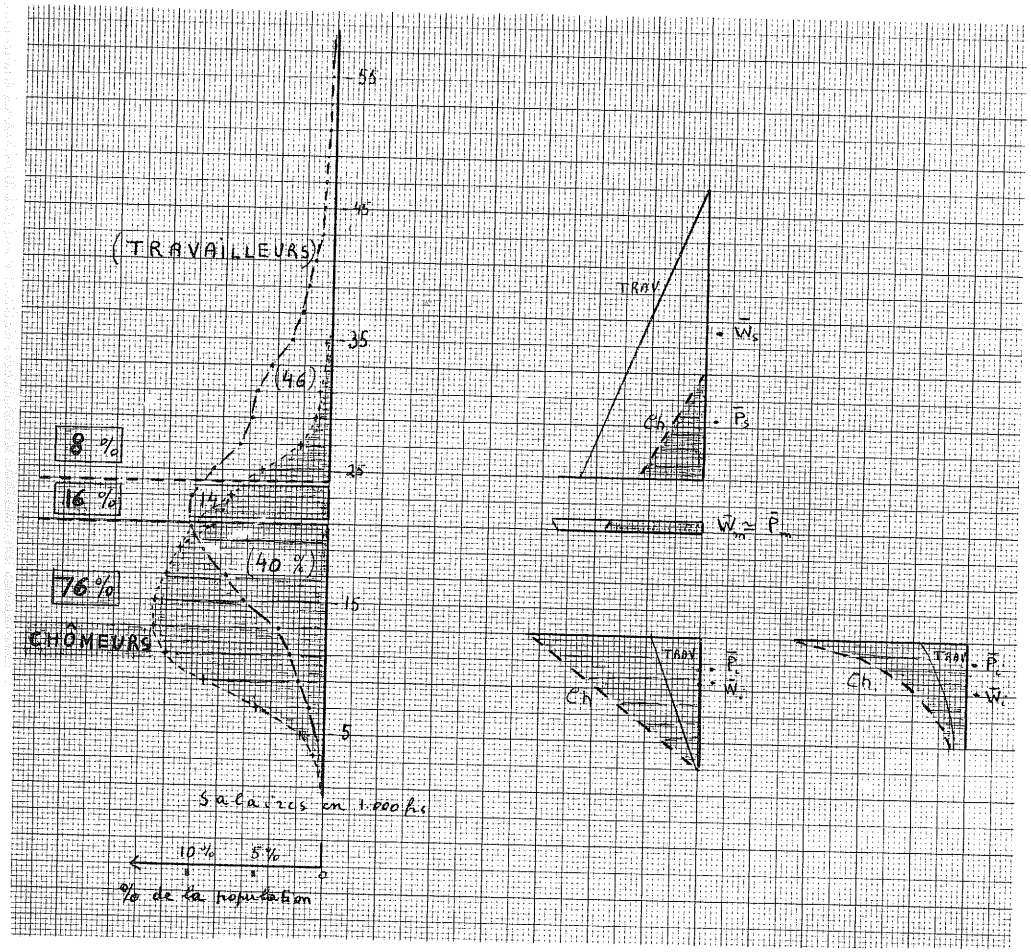
L'examen est difficile parce qu'il faudrait pouvoir analyser la "distribution" (au sens statistique d'une courbe de Gauss par exemple) des travailleurs et celle des chômeurs, alors que cette dernière n'est connue que par trois observations semi-agrégées - le pourcentage des chômeurs dans les trois classes - et que le découpage des classes est mathématiquement arbitraire.

L'information empirique pour comparer les deux distributions par niveau de salaire se synthétise par les coefficients d (dernière colonne du tableau 11) puisqu'ils mesurent le rapport entre le salaire antérieur des chômeurs (P) et le salaire des travailleurs en emploi (W), dans chaque strate de salaire. Il en ressort :

1° Si au total la position salariale des chômeurs est bien inférieure à celle des travailleurs ($\bar{d}$ = 0,702), cela tient essentiellement à la classe la plus élevée, celle des hommes de la classe supérieure.

2° Dans la classe intermédiaire, qui est une classe étroite, d est proche de l'unité (1.02 parmi les hommes comme parmi les femmes) ; les deux façons de mesurer les taux d'allocations (r et a) donnent donc des résultats très voisins : 58-59% pour les hommes, 56-57% pour les femmes ; or dans cette classe, r est connu sans recours à des estimations.

3° Le coefficient d devient nettement supérieur à l'unité dans la catégorie la plus basse : dans la classe inférieure des femmes, il se monte à 1,09



Pour comprendre le sens de ces résultats et pour s'assurer qu'ils sont au moins plausibles, il faut savoir comment ils se produisent ou au minimum comment ils peuvent se produire. Le graphique esquisse, par comparaison avec la distribution connue des travailleurs, une distribution possible du chômage qui satisfasse l'information disponible : dans les trois classes, il doit y avoir respectivement 8%, 16% et 76% des chômeurs. La courbe est donc tassée vers le bas, et :

1° Dans la classe supérieure, les chômeurs doivent être tassés vers le bas de la classe ; dans la classe, leur position salariale moyenne ($\bar{P}_s$) doit être inférieure à celle des travailleurs en emploi de la classe ($\bar{W}_s$) ; d doit donc y être inférieur à l'unité.

2° Vers le bas, un phénomène inverse peut s'y produire, bien que les conditions mathématiques qui le rendraient nécessaires soient complexes ; intuitivement, le poids du haut de la classe pèse davantage sur la moyenne de la classe parmi les chômeurs que parmi les travailleurs ; $\bar{P}_i$ peut être supérieur à $\bar{W}_i$

3° Il peut aisément se produire que les deux moyennes d'une classe soient égales. Tel serait nécesaairement le cas si à la limite, chaque classe était définie par un chiffre unique de salaire et non par un intervalle ; le cas est plus probable quand la classe est étroite.

Le profil des divers coefficients d est donc au minimum plausible et le plus vraisemblablement probable a priori, à condition toujours que le risque de chômage soit en relation négative avec la position dans l'échelle des salaires. Ce profil provient donc de cette inégalité du risque. C'est pour cette raison qu'il y a des décalages - en sens divers - entre les taux r et les taux a. Le sens de ces décalages est donc que les allocations rapportées aux salaires des travailleurs en emploi constituent une mesure biaisée - un taux "apparent" - des taux personnels pertinents dans un contexte où le risque est extrêmement inégal.

Cette conclusion négative n'est pas compensée ici par l'apport d'un indicateur facilement lisible de l'inégalité : même si le profil des d a ce sens, il n'est pas facile de le faire comprendre...

En revanche, cette analyse apporte une forte présomption en faveur de l'estimation proposée des taux personnels (r) et des conclusions importantes que l'on en avait dégagées. Même si on est convaincu qu'en principe le taux a est une mesure biaisée du véritable taux qui doit se mesurer par un taux r, il reste qu'empiriquement notre mesure de r est plus incertaine que celle de a : une mesure biaisée en principe mais moins incertaine empiriquement peut être préférable à une mesure théoriquement meilleure mais dont la quantification est plus incertaine. L'information contenue dans les taux a n'est donc pas à négliger. Or :

1° Dans la classe intermédiaire, où r est connu avec certitude et où le biais a chance d'être le plus petit, les deux taux s'écartent au maximum de 1,2 points : les deux analyses concordent fort bien.
2° Dans cette classe, la mesure en a donne également un taux d'allocation inférieur parmi les femmes, bien que plus légèrement.
3° Les décalages de loin les plus forts se produisent dans les deux classes extrêmes (Hs et Fi) et dans les totaux, où le biais est le plus probable a priori ; il serait donc peu légitime d'y retenir les taux a, même si les taux r n'étaient par correctement mesurés.
4° Cette dernière considération n'apporte donc pas un élément décisif pour établir que les taux personnels féminins sont inférieurs aux taux masculins. Mais elle ne fournit pas non plus une objection. Au contraire, la compatibilité générale entre les deux analyses et leur concordance dans la classe intermédiaire constituent des présomptions en faveur des conclusions fondées sur les estimations des taux r.

4. Conclusion

Sans vouloir être exhaustif - on pourra se reporter à la liste des principaux acquis en fin de l'étude - , synthétisons les éléments de réponse à la question centrale de cette section : les allocations de chômage, déterminées par cette branche du système de la Sécurité sociale, sont-elles égalitaires ?

a. En francs, elles ne le sont pas. Elles sont plus faibles parmi les catégories à salaires plus faibles : dans les classes salariales inférieures par comparaison aux classes supérieures, à sexe constant ; parmi les travailleuses par opposition aux travailleurs masculins ; parmi les jeunes par rapport aux adultes et même légèrement parmi les âgés. Toutefois, prendre comme référence une égalité en francs représente évidemment un critère très exigeant d'égalité (1).

(1) On l'a montré souvent, notamment à l'occasion des "Inégalités sectorielles et régionales des salaires", R. LEROY et L. ANTON-SANTOS, *Recherches économiques de Louvain*, 1976 n° 4.

b. En pourcent, il faut écarter un taux "apparent" parce que biaisé lorsque le risque de chômage est inégalitaire : l'allocation en pourcent des salaires des travailleurs en emploi.

c. En estimant les taux d'allocation en pourcent des salaires antérieurs des chômeurs - les taux "personnels" - l'impression dominante est la très faible variance des taux entre les groupes discernés. Dans la mesure où variance il y a, elle joue dans deux directions opposées : bénéficient d'un taux légèrement inférieur, d'une part les 8% de chômeurs appartenant à la classe supérieure et d'autre part la quasi totalité des chômeuses (55% du total du chômage).

Si l'estimation est correcte, la Sécurité sociale est primordialement neutre du point de vue de l'égalité (en termes relatifs), alors que le risque de chômage est profondément inégalitaire. Ce contraste mérite d'être creusé, en rapprochant ces deux composantes du phénomène chômage.

III. RISQUE, ALLOCATION ET PERTE DE REVENU

Le chômage porte atteinte à la sécurité d'existence de la population active au travers des deux instances dont il se compose : le fait de tomber en chômage et le sort que l'on a lorsqu'on est devenu chômeur. Les deux sections précédentes ont concerné successivement ces deux instances, dans leurs aspects les plus directement économiques - les taux de chômage et les montants d'allocations - et en s'attachant particulièrement à leurs différentielles, selon l'âge, le sexe et surtout la position sociale approximée par la classe salariale.

A cet égard, il importe de souder les deux instances. Formellement on peut les voir comme une double matrice de transition qui constitue le cheminement depuis la hiérarchie des salaires (un vecteur) jusqu'à l'échelle des revenus (un second vecteur) de la population salariée (emploi + chômage) lorsque le chômage a sorti ses effets en terme de revenu du travail (direct et indirect). La question est d'estimer l'effet des deux composantes du phénomène chômage sur le second vecteur. Elle peut être traitée soit en comparant l'inégalité dans le second vecteur à celle du premier, soit en examinant l' inégalité dans la perte de revenu au terme du cheminement (formellement : en première différence).

Concrètement cette troisième section va rassembler les conclusions des deux précédentes, en tentant de répondre à une même question, examinée sous deux angles :

1° Quelle est la perte de revenu attribuable au chômage et comment se différentie-t-elle selon les catégories sociales des salariés ?

2° Suite au chômage tel qu'il est en juin 1976, la hiérarchie des salaires ou des revenus apparaît-elle plus inégale ? L'éventail s'est-il ouvert ou non ?

En gros, c'est une manière d'estimer les effets économiques directs de la crise sur l'inégalité sociale : la crise accroît-elle les inégalités, comme on le dit souvent ? Chemin faisant, on verra dans quelle

mesure la branche chômage de la Sécurité sociale a ou non un effet égalisateur par les allocations de chômage, compte tenu des risques de chômage.

Précisions. (i) L'analyse ne porte évidemment que sur l'inégalité à l'intérieur de la population salariée (ouvriers et employés, du secteur privé) ; elle ne dit rien sur les effets de la crise parmi les autres catégories sociales, ou entre elles et les salariés.

(ii) Pour simplifier, on prendra simplement la somme du chômage complet et du partiel.

(III) Les jeunes sans salaire antérieur seront inclus dans les totaux (H ; F et H + F) mais exclus des ventilations par classes salariales.

1. Formules

Pour être le plus précis possible, il faut recourir à une formulation mathématique : inutile d'ajouter aux fatales imprécisions des informations statistiques, des imprécisions dans la pensée. Heureusement les formules sont des plus simples et leur sens est intuitivement évident.

a. Le revenu par tête des salariés

La population active (= emploi + chômage) salariée a comme revenu du travail (les revenus de propriété ne sont pas inclus dans l'analyse) des salaires (W) et des allocations (A) de chômage (les autres revenus indirects du travail ne sont pas inclus). Le revenu moyen par tête d'actif salarié (Y) est ainsi la somme de deux termes, pondérée par le taux de chômage (c ou les chômeurs en % des Assurés contre le chômage) :

$$Y = (1 - c)\, W + (c)\, A$$

Les allocations peuvent être exprimées en terme de salaire, de deux manières :

$A = a \,.\, W$ où a = le taux "apparent" $= \frac{A}{W}$

et $A = r \,.\, d \,.\, W$ où r = le taux personnel $= \frac{A}{P}$

P étant la "position salariale" des chômeurs ou leurs salaires à leurs valeurs actuelles (voir Section I)

D'où : $Y = (1 - c)\ W + c\,.\,r\,.\,d\,.\,W$

L'exactitude de la formule se marque dans sa trivialité : si le chômage était nul, le revenu moyen des salariés se confondrait avec le salaire moyen ; si le taux d'allocation était nul, le revenu moyen des actifs (emploi + chômage) se composerait seulement des salaires des personnes en emploi. Illustrons-là par ses valeurs empiriques en juin 1976

$$Y = (1 - .092)\ 29.963 \text{ frs} + (.092)\ 11.915 \text{ frs} = 28.303 \text{ frs}$$
$$= (1 - .092)\ 29.963 \text{ frs} + (.092)\ (.567)\ (.702)\ 29.963 \text{ frs.}$$

La formule réunit donc ce qui a fait l'objet des deux premières sections : le taux de chômage (9,2%) et le taux personnel d'allocation (56,7%), compte tenu de la position des chômeurs dans l'échelle salariale (à 70,2%)

b. Le revenu de référence

Pour isoler l'effet direct du chômage sur le revenu de la population salariée, il faut comparer le revenu effectif par tête d'actif (Y) à un revenu hypothétique (Y^o) de cette même population. L'hypothèse la plus simple est de considérer une situation où le chômage serait nul ($c = 0$) et où donc tous les ex-chômeurs toucheraient un salaire et non une allocation. Quel salaire ? La procédure usuelle serait de leur attribuer le salaire moyen des personnes qui sont actuellement en emploi (W;et Y^o serait identique à W). Mais comme on a trouvé que les chômeurs étaient concentrés au bas de la hiérarchie, il est peu réaliste de leur attri' 'er le salaire moyen des travailleurs : si le chômeur était un manoeuvre, il n'y a pas de sens de poser qu'il toucherait le salaire d'un cadre, s'il était en emploi. Le salaire hypothétique des chômeurs est mieux approximé par leur position salariale (P), c.à.d. la valeur actualisée de leur salaire antérieur. Dans cette hypothèse :

$$Y^o = (1 - c)\ W + (c)\ P$$
$$= (1 - c)\ W + c\,.\,d\,.\,W$$

c. La perte de revenu imputable au chômage

L'effet direct du chômage est que le revenu moyen des salariés (emploi + chômage) est Y au lieu de Y^o. La perte de revenu par tête se mesure donc par la différence entre le revenu effectif et le revenu de référence :

$$-\ (Y - Y^o) = c\ (1 - r)\ dW$$
$$= c\ (1 - r)\ P$$

La perte directe est localisée parmi les chômeurs (on ignore l'influence indirecte du niveau du chômage sur les salaires des personnes en emploi) ; elle est exprimée par rapport à leurs salaires (P) ; elle est la fraction du salaire non compensée par l'allocation de chômage $(1 - r)$

Pour exprimer la perte en pourcents, celle-ci est rapportée au revenu que l'on aurait si les chômeurs étaient tous en emploi, à leur niveau salarial (Y^o)

$$-\ y \equiv -\ \frac{Y - Y^o}{Y^o} = c\ (1 - r)\ \frac{P}{Y^o}$$

Pour simplifier les formules, il est utile de poser

$$d^o \equiv \frac{P}{Y^o}$$

Au lieu de situer le salaire antérieur des chômeurs vis-à-vis du salaire moyen des travailleurs en emploi ($d = P/W$), le coefficient d^o le situe vis-à-vis de celui de l'ensemble des actifs, en emploi ou tombés en chômage. La perte de revenu en termes relatifs trouve ainsi une formulation des plus simples :

$$-\ y = c\ (1 - r)\ d^o$$

Elle est particulièrement facile pour déterminer si et pourquoi telle catégorie de travailleur souffre davantage du chômage ; désignons par le sigle ($\dot{}$) le rapport entre une variable parmi les femmes par exemple et cette variable parmi les hommes ; la différentielle de la perte relative de revenu est :

$$\dot{y} = \dot{c}\ (\widehat{1 - r})\ \dot{d}^o$$

Elle est une fonction multiplicative de trois coefficients, dont la signification est évidente : la différentielle du risque de chômage, la

différentielle du complément du taux personnel d'allocation, et la différentielle d'un coefficient dont les valeurs dépendent de l'inégalité dans le risque de chômage.

d. Formulation alternative

Il nous paraît plus correct, en principe, d'exprimer la perte de revenu par comparaison avec Y^o plutôt que vis-à-vis de W ; cette dernière procédure ne serait pertinente que si le risque de chômage n'était pas en relation inverse avec la position dans l'échelle salariale. Toutefois, au niveau empirique, la procédure préconisée est plus risquée puisqu'elle passe par l'estimation de r, alors que l'autre procédure s'en tient aux seules statistiques du taux de chômage et des salaires. Comme en matière de taux d'allocation, nous ne rejetterons donc pas d'office cette procédure alternative. En voici les formules :

$$- (Y - W) = c\ (1 - a)\ W$$

$$- y' \equiv - \frac{Y - W}{W} = c\ (1 - a)$$

en se souvenant que $a = r\ .\ d$

2. L'effet du chômage en fonction de la classe salariale

Tableau 12. La perte de revenu et ses composantes

Classes salariales		Perte de revenu (en %)		Chômage (C + P)	Allocations				Coefficient
					Taux personnels		Taux apparents		
		y	y'	c	r	1 - r	a	1 - a	d°
Hommes	supérieure	- 0.51	- 0.98	1.6	54.8	45.2	38.8	61.2	71.1
	intermédiaire	- 4.25	- 4.05	10.0	58.3	41.7	59.5	40.5	101.9
	inférieure	- 4.81	- 4.72	11.7	59.1	40.9	59.6	40.4	100.7
	TOTAL	- 1.75	- 3.70	6.1	58.2	41.8	39.3	60.7	68.9
Femmes	supérieure	- 0.51	- 0.60	1.2	54.4	45.6	50.4	49.6	92.7
	intermédiaire	- 4.15	- 3.99	9.3	56.1	43.9	57.1	42.9	101.6
	inférieure	- 8.69	- 7.22	18.2	55.4	44.6	60.3	39.7	107.1
	TOTAL	- 6.28	- 7.62	15.3	55.4	44.6	50.2	49.8	91.9
H + F	supérieure	- 0.53	- 0.86	1.6	54.7	45.3	40.1	59.9	73.6
	intermédiaire	- 4.31	- 4.05	9.9	57.8	42.2	59.0	41.0	102.4
	inférieure	- 6.94	- 6.28	15.4	56.6	43.4	59.2	40.8	103.9
	TOTAL	- 2.88	- 5.54	9.2	56.7	43.3	39.8	60.2	72.2

$- y = - \frac{Y - Y^o}{Y^o} = c\ .\ (1 - r)\ .\ d^o$ et $- y' = - \frac{Y - W}{W} = c\ .\ (1 - a) = c\ (1 - r.d)$

W = salaire (ouvriers + employés)
Y = revenu par tête des salariés
Y^o = revenu à chômage nul
P = salaire antérieur des chômeurs

c = taux de chômage (complet + partiel)
r = taux personnel d'alloc. (hyp.III) = $\frac{A}{P}$
a = taux apparent d'allocation = $\frac{A}{W}$
$d = \frac{P}{W}$ $d^o = \frac{P}{Y^o}$

La première colonne du tableau 12 est l'estimation de la perte de revenu à laquelle aboutissent les formules. Elle se chiffre par exemple à -8.7% parmi les femmes dont le salaire est inférieur à 24.800 frs en 1976, c.à.d. dans une classe qui fait 70% des salariées en emploi et 23% des salariés (ouvriers et employés) des deux sexes. Suite au chômage et compte tenu des allocations, le revenu moyen dans cette classe est inférieur de 8.7% à ce qu'il serait si ses 18% de chômeuses étaient en emploi à leur niveau salarial. Dans la classe supérieure (28.000 frs et +) pour chacun des sexes, la perte relative est de l'ordre d'un demi pourcent ; l'éventail des pertes va de 1 à plus de 15.

Toutefois on ne peut se fermer les yeux et ignorer la procédure alternative d'estimation dont les résultats présentent des différences notables (2ème colonne). Certes l'inégalité dans la perte de revenu attribuable au chômage y est également le trait majeur. Néanmoins l'éventail des pertes parait de moitié moins ouvert (en gros il va de -1% à -7%) et par contre au total, la perte pour l'ensemble des salariés apparaît double (5.5% contre 2.9%). Avant donc de retenir une quelconque évaluation un peu précise de l'inégalité par le chômage, il faut expliciter ce qui fait le décalage entre ces deux estimations ; l'arithmétique de l'inégalité réserve une surprise.

Arithmétiquement le décalage tient aux numérateurs des pertes relatives, les dénominateurs l'atténuant légèrement ; ainsi pour l'ensemble des travailleurs :

$$- y = \frac{Y - Y^o}{Y^o} = - 2.88\%$$

$$- y' = \frac{Y - W}{W} = - 5.54\%$$

$$\frac{y}{y'} = \frac{Y - Y^o}{Y - W} \cdot \frac{W}{Y^o} = (.505)(1.03) = (.520) = 52\%$$

Le revenu effectif (Y) des salariés est estimé de la même façon, mais il est comparé à deux revenus de référence différents : Y^o ou W. Pour supputer ce que serait le revenu moyen des salariés si le chômage était nul, la procédure alternative prend le salaire moyen des salariés actuellement en emploi, alors que la première procédure prend la moyenne pondérée du salaire des personnes en emploi et du salaire antérieur (à sa valeur actuelle) des chômeurs. Le décalage est donc logique si le chômage touche davantage les salariés à bas salaires ; ce qui peut étonner, c'est que ce

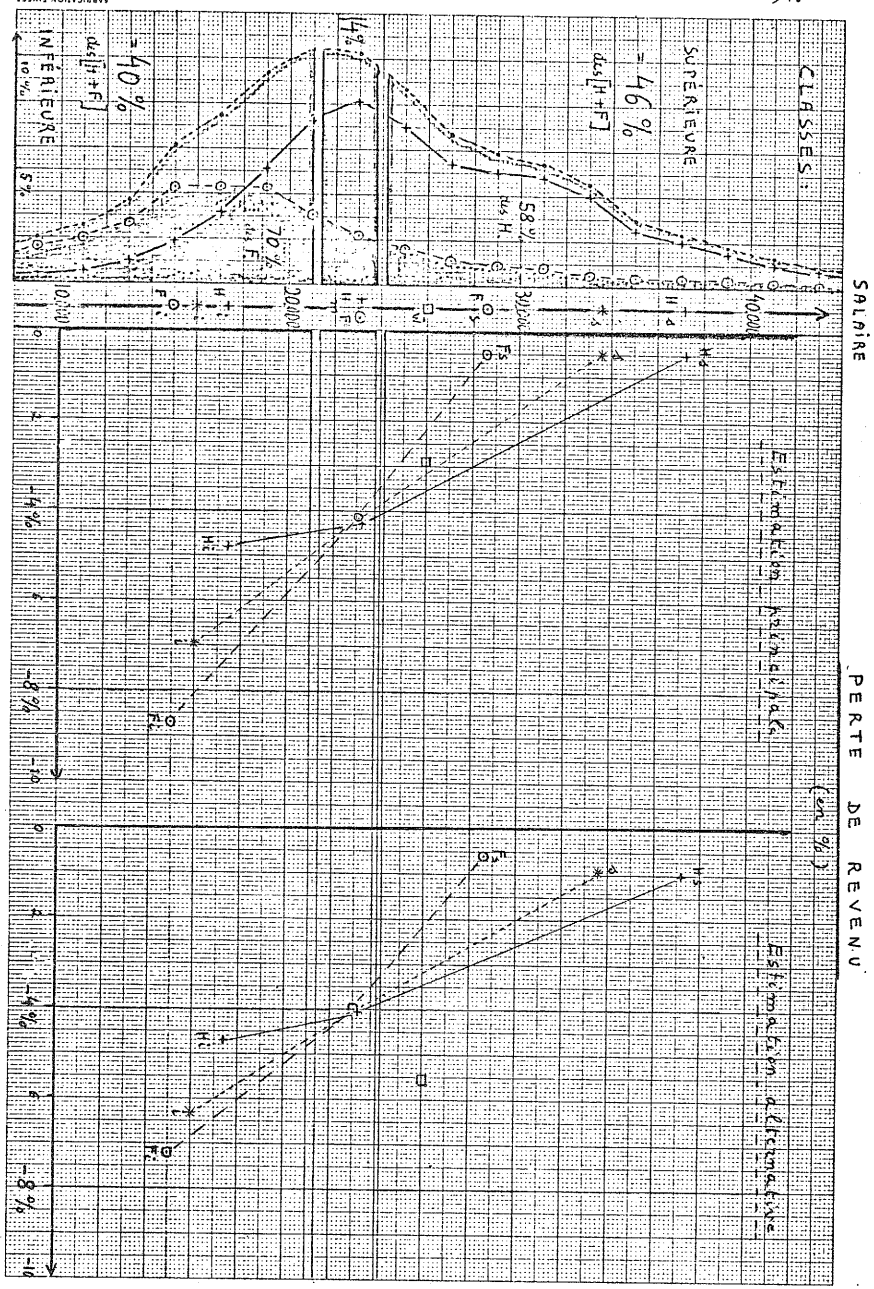
décalage fasse varier les estimations de l'influence du chômage du simple au double. Cet étonnement repose sur une double ignorance : on ne savait pas combien le risque de chômage est inégalitaire et on ne se souciait guère de l'arithmétique de l'inégalité, avec ses effets cumulatifs. Certes la première procédure comporte, au plan empirique, une plus grande incertitude puisque, plus complexe, elle passe par l'estimation de r (le taux personnel d'allocation) ; mais cette incertitude ne peut rendre compte que d'une part minime d'un décalage aussi grand entre les deux procédures.

Ce décalage paraît donc fiable. Et il dit un paradoxe d'une société inégalitaire : l'inégalité face au chômage adoucit de moitié l'effet global de la crise en terme de revenu. Une présentation un peu cynique le fait comprendre immédiatement : si le chômage, au niveau où il est globalement, frappait tout autant le P.D.G. que "la" manoeuvre, la baisse du Revenu National serait le double de ce qu'elle est actuellement.

Notre estimation aboutit à un chiffre de - 2.9% pour l'effet direct du chômage sur le revenu (direct et indirect) du travail des salariés. S'il paraît faible, c'est pour moitié en raison de l'impact de l'inégalité du risque de chômage, puisqu'en l'ignorant on aboutirait à un chiffre de - 5.5%. Ce dernier chiffre, qui est celui de la procédure alternative, s'obtient d'ailleurs immédiatement si l'on sait que l'allocation moyenne fait 40% des salaires moyens : il est simplement le taux de chômage multiplié par 0.6, c.à.d. par la partie du salaire non compensée par l'allocation de chômage (9.2% x 0.6 = 5.5%). Mais on ignore ainsi l'arithmétique paradoxale de l'inégalité.

Au niveau désagrégé, l'origine du décalage est plus compliquée à saisir. La procédure alternative, dont la conclusion est aussi l'inégalité dans la perte mais une inégalité de moitié moindre, ne néglige pas les différences inter-classes dans les taux de chômage ni dans les allocations ni même dans les salaires ; elle ignore seulement qu'<u>à l'intérieur</u> de chaque groupe, le salaire moyen des travailleurs tombés en chômage n'est pas le salaire moyen des travailleurs en emploi de la classe (il est très inférieur dans les classes élevées et légèrement supérieur dans les classes telles que découpées dans le bas de l'échelle).

GRAPHIQUE III.



FABRICATION SUISSE

Néanmoins grâce à la désagrégation par classes salariales, la procédure alternative tient partiellement compte du niveau salarial des chômeurs ; c'est pourquoi le décalage entre les deux procédures est nettement moindre dans les 9 estimations par classes de salaire qu'au niveau agrégé où la méthode alternative suppose simplement que le salaire des chômeurs est celui des travailleurs. Le graphique illustre bien le caractère inadéquat de cette procédure : la moyenne générale se situe ainsi complètement à l'extérieur de l'ensemble des observations désagrégées.

A partir de ce graphique, on aimerait tenter une estimation de la forme précise de la relation entre la perte de revenu et le niveau salarial. Il faut reconnaître son impuissance. D'une part, à l'intérieur de la classe supérieure, les chômeurs sont vraisemblablement tassés dans le bas de la classe, le taux de chômage indemnisé devant être pratiquement nul à partir d'un certain niveau de salaire : il est raisonnable de penser que la véritable ligne montant depuis la classe intermédiaire s'approche assez rapidement de l'axe des ordonnées et s'arrête assez bas dans l'échelle salariale ; dans cette supputation, la véritable relation doit être plus élastique (moins verticale) que ne le donne à penser le graphique.

D'autre part, la partie inférieure du graphique paraît difficilement s'intégrer dans une relation unique. Mais après tout, rien ne dit que la relation soit unique : il est tout à fait plausible qu'à niveau salarial identique, la perte de revenu soit plus forte pour les femmes, du moins dans la portion inférieure de la hiérarchie.

3. L'influence du chômage sur les inégalités

Si la perte de revenu attribuable au chômage est une fonction négative de la position dans l'échelle des salaires, le chômage accroît nécessairement les inégalités au sein de la population salariée. Il reste à voir dans quelle mesure. Précisons d'abord deux questions de méthode de mesure.

Faute de disposer de la distribution continue des chômeurs et des allocations selon le salaire, l'inégalité ne peut être saisie que de manières discontinues, en comparant femmes et hommes, ou classes inférieures et supérieures, ou encore classe inférieure des femmes (Fi) et classe supérieure des hommes (Hs).

Deux méthodes se présentent pour estimer l'incidence du chômage sur les inégalités de revenu ainsi captées. La première consiste à comparer la tension dans une échelle sans chômage à la tension dans l'échelle effective des revenus. Comme le chômage est malgré tout un phénomène à la marge - la perte moyenne n'est que de 2.9% - cette méthode est peu sensible à la variation que l'on veut mesurer. Aussi la seconde méthode isole-t-elle cette variation, comme l'on travaille sur les premières différences dans une série chronologique.

a. L'éventail des revenus ou l'inégalité par le bas

L'éventail des revenus effectifs du travail (Y), directs (salaires) et indirects (ici allocations de chômage), en juin 1976, époque à laquelle le taux de chômage total est de 9.2%, est connu, de manière discontinue, avec un très bon degré de certitude. Il repose seulement sur trois statistiques - salaires, allocations et taux de chômage - dont la seule incertitude notable tiendrait à une imprécision possible dans la désagrégation en trois classes salariales.

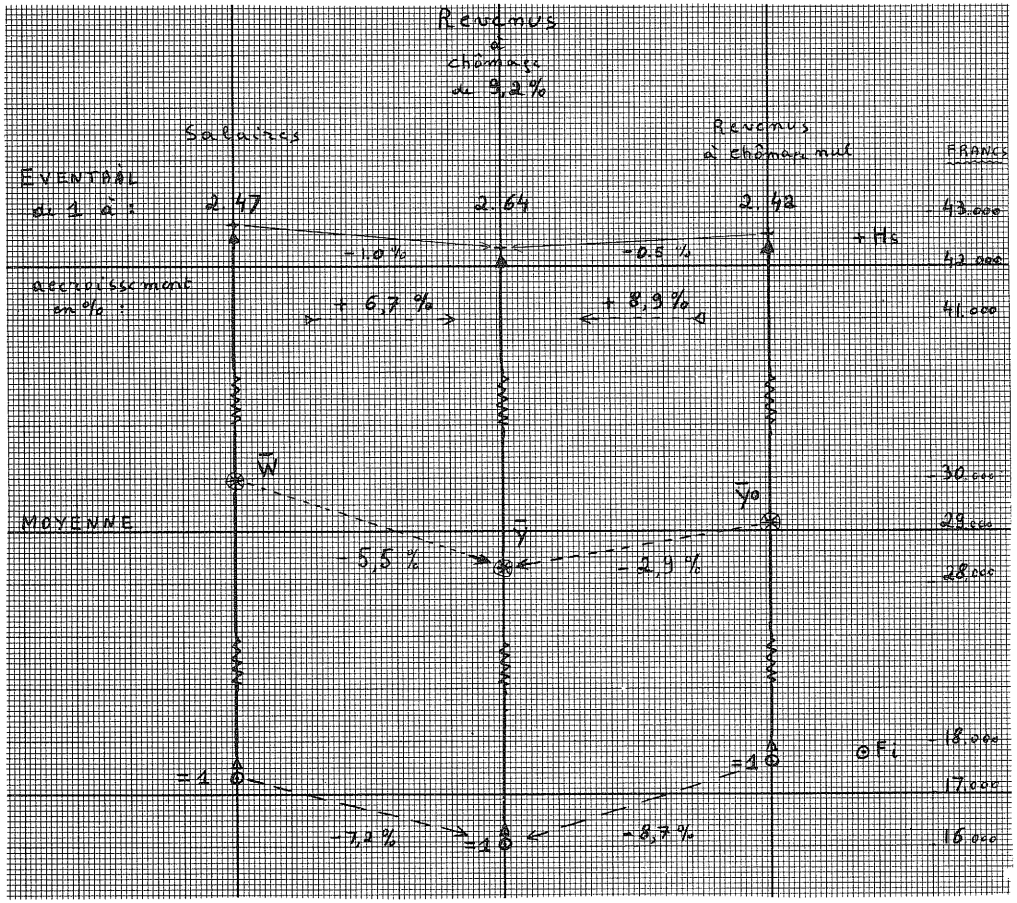
Tableau 13. L'effet direct du chômage sur l'éventail des revenus.

	Classe infér. des femmes		Classe supér. des hommes		Moyenne générale	
	frs	éven-tail	frs	évent. de 1 à	frs	compa-raison
Positions et éventail :						
- en salaire (W)	17.316	= 1	42.774	à 2.47	29.963	= 100
- en revenu de référ.(Y°)	17.593	= 1	42.574	à 2.42	29.142	97.3
- en revenu effectif (Y)	16.065	= 1	42.355	à 2.64	28.303	94.5
L'éventail des revenus effectifs (Y) comparé :						
- à celui des salaires (W)				+ 7.6%		
- à celui des revenus de référence (Y°)				+ 8.9%		

Pour déterminer dans quelle mesure son ouverture est influencée par le chômage, il faut le comparer à un autre éventail. La tableau 13 prend d'abord l'éventail des salaires (W). C'est le point de comparaison le plus certain et la comparaison a un sens, même si celui-ci est assez particulier. On compare deux instances sociales de nature différente : une hiérarchie de prix du travail tels qu'ils se forment sur le marché du travail et une hiérarchie de revenus qui reflète en outre l'incidence de la Sécurité sociale en matière de chômage.

Le second point de comparaison est le revenu de référence : Y° suppute ce que seraient les revenus si les chômeurs actuels étaient tous en emploi, à leur niveau salarial. Il est plus incertain puisqu'il requiert l'estimation des taux personnels d'allocation (r) mais il est plus pur en principe. Il permet de comparer deux instances de même nature - de revenu - dont l'une est certes hypothétique mais pour capter l'effet du chômage, il faut bien disposer d'une référence - hélas irréelle - où le chômage serait nul.

Heureusement les deux comparaisons donnent en gros la même conclusion : le chômage élargit l'éventail de 7 ou de 9% lorsqu'on le calcule entre la classe inférieure des femmes et la classe supérieure des hommes. Est-ce beaucoup ? Rappelons au préalable que cette manière de mesurer les éventails minimise les écarts : il y a toutes chances que si l'on disposait par exemple des déci-groupes, les pourcentages fussent sensiblement plus élevés. Au demeurant, un accroissement de l'inégalité des revenus de 7 à 9% au sein de la population salariée (les deux tiers de la population active) ne peut s'apprécier que par comparaison avec d'autres instances qui influencent l'inégalité, comme la fiscalité ; or entre déci-groupes, les impôts directs réduisent la tension d'environ 25% ; on pourrait donc dire très grossièrement que le chômage contrebalance le tiers de l'effet égalisateur de la fiscalité. C'est beaucoup lorsqu'on songe que la fiscalité directe est vraisemblablement le dispositif égalisateur le plus important.



Le graphique illustre bien la façon dont cette inégalité se creuse. Le haut de l'échelle n'est quasiment pas affecté par le chômage alors que celui-ci fait tomber le revenu de la classe inférieure (de 7.5 ou 9%) et par là le revenu moyen. Si certains déplorent une soi-disant égalité par le bas, le chômage, lui, crée certainement une "inégalité par le bas".

b. Les différentielles de perte ou l'infériorité des inférieurs

La seconde méthode repose sur les mêmes chiffres mais les regarde sous une loupe de façon à discerner mieux l'effet différent du chômage sur les positions respectives des diverses catégories que l'on peut comparer. De surcroît, elle se prête à une formulation mathématique parfaitement simple qui va permettre, au point suivant, de spécifier les origines de ces pertes différentielles de revenu ($\dot{y}$). Celles-ci sont mesurées par le rapport entre la perte de revenu en pourcent ($- y_i$) d'une classe inférieure et cette perte relative dans une classe supérieur ($- y_s$). Par exemple en reprenant le cas précédent (Fi par rapport à Hs) en arrondis :

$$\dot{y} \equiv \frac{- y_i}{- y_s} = \frac{\left.- \frac{Y - Y^o}{Y^o}\right)_i}{\left.- \frac{Y - Y^o}{Y^o}\right)_s} = \frac{- 8.5\%}{- 0.5\%} = 17$$

dans ce cas, la perte de revenu (en %) attribuable au chômage est 17 fois plus grande dans la classe inférieure, par rapport à ce qu'elle est dans la classe supérieure envisagée ; la "tension" en perte de revenu est de 1 à 17. Le tableau 14 rappelle aussi ces mesures par la procédure alternative (en $\dot{y}'$, avec Y comparé à W).

Tableau 14. La "tension" dans la perte de revenu et ses composantes

Tension	entre		Procédure principale					Procéd.altern.	
	i	s	Perte $\dot{y}$	Chômage $\dot{c}$	Allocations $\dot{r}$	$(1-r)$	Coeffic $\dot{d}^o$	Perte $\dot{y}'$	Alloc. $(1-a)$
inter-sexes	F	H	3.6	2.5	0.95	1.07	1.3	2.1	0.82
inter-classes :									
parmi les Hommes	Hi	Hs	9.4	7.3	1.08	0.90	1.4	4.8	0.66
parmi les Femmes	Fi	Fs	17.0	15.1	1.02	0.98	1.2	12.0	0.80
(H + F)	()i	()s	13.1	9.6	1.03	0.96	1.4	6.5	0.68
inter-classes-et-sexes	Fi	Hs	17.0	11.4	1.01	0.99	1.5	7.4	0.65

$(\dot{\ })$ = rapport entre la variable dans la catégorie i et celle-ci dans la catégorie s.
ex.: $\dot{y} = \frac{-yi}{-ys}$

Les diverses infériorités présentent des écarts d'ampleur extrêmement différente. Par la procédure qui nous paraît la plus correcte en principe ($\dot{y}$), l'écart entre les sexes, sans spécifier les classes salariales, est de 3,6 alors que l'écart entre les classes salariales, sans isoler la composante sexuelle, est de 13. En couplant classe et sexe, on obtient (de fait) presque leur somme : 17 ; à l'intérieur de chaque sexe, l'écart paraît plus important parmi les femmes mais cette dernière différence est sujette à caution vu le découpage arbitraire des classes. La procédure alternative donne le même classement mais avec un éventail de moindre amplitude.

Dans l'ignorance des distributions continues, l'interprétation de ces différences dans l'infériorité doit rester au conditionnel. Mais le fait majeur reste que quels que soient les termes de comparaison retenus, systématiquement les catégories à salaire inférieur voient leurs revenus diminuer davantage à la suite du chômage : le chômage rend l'inférieur plus inférieur encore. Et l'ampleur de la tendance a de quoi surprendre : un groupe faisant 23% des travailleurs - il ne s'agit donc pas d'une observation marginale, erratique - subit 17 fois plus fortement le coût du chômage, par comparaison à un groupe de 39% de travailleurs - ce qui n'est donc vraiment pas le "top" de la société.

4. Trois origines multiplicatives

Comment est-ce possible ? Le tableau précédent contient les informations nécessaires pour faire un grand pas vers le "comment?" sinon le véritable "pourquoi?". La perte différentielle de revenu est décomposée multiplicativement en trois processus. En conservant l'exemple des Fi sur les Hs (en arrondis) :

$$\dot{y} = \dot{c} \cdot (1-\dot{r}) \cdot \dot{d}^o$$

$$\frac{y_i}{y_s} = \frac{c_i}{c_s} \cdot \frac{(1-r)_i}{(1-r)_s} \cdot \frac{d^o{}_i}{d^o{}_s}$$

$$\frac{-8.7\%}{-0.5\%} = \frac{18.2\%}{1.6\%} \cdot \frac{100-55.4\%}{100-54.8\%} \cdot \frac{107}{71} \qquad \text{(tableau 12)}$$

17 fois = (11 fois) x (0.99 fois) x (1,5 fois) (tableau 14)

Le premier processus par lequel la perte de revenu se produit est le risque de tomber en chômage ; le taux de chômage des femmes de la classe inférieure est 11 fois supérieur à celui des hommes de la classe supérieure. Le second est la fraction du salaire perdu qui n'est pas compensée par l'allocation de chômage $(1-r)$; comme le taux d'allocation n'est que très faiblement progressif vers le bas de l'échelle, la Sécurité sociale ne réduit que d'un centième de fois la perte différentielle. Le troisième est une séquelle de l'inégalité du risque de chômage, même si son expression arithmétique, influencée par le découpage des classes, n'a pas un sens intuitivement simple (il vaut 1,5 parce que dans la classe inférieure, le salaire antérieur des chômeurs diffère peu de la moyenne des travailleurs de la classe, alors que dans la classe supérieure, les chômeurs sont concentrés vers le bas de la classe) ; ce processus d'inégalité multiplie par 1,5 l'impact du risque de chômage, lui-même très inégal, compte tenu des taux d'allocations - ceux-ci très égaux -. La multiplication des trois processus aboutit à une perte de revenu 17 fois supérieure pour la classe inférieure.

Si on se méfie de l'estimation des taux personnels d'allocation (r) qui conditionne la quantification des second et troisième processus et du résultat final, on peut se reporter à la procédure alternative :

$$\dot{y}' = \dot{c}\,(1 - \dot{a}) = \dot{c}\,(1 - \dot{r}.d)$$

$$\frac{-7.2\%}{-1.0\%} = \frac{18.2\%}{1.6\%} \cdot \frac{100 - 61.2\%}{100 - 39.7\%} \qquad \text{(tableau 12)}$$

$$7 \text{ fois} = (11 \text{ fois}) \times (0.65 \text{ fois}) \qquad \text{(tableau 14)}$$

Outre qu'elle sous-estime certainement les différences dans la perte, cette procédure ne permet pas d'isoler l'incidence de la réglementation en matière d'allocation.

Au contraire la colonne $(\widehat{1 - \dot{r}})$ du tableau 14 apporte une réponse précise sur le rôle des allocations du point de vue des inégalités hiérarchiques. Le cas où ce rôle paraît le plus égalisateur est celui de la comparaison entre classes salariales parmi les travailleurs masculins. Le coefficient vaut 0.90, ce qui veut dire que si les allocations ne jouaient pas ce rôle, la perte de revenu au bas de l'échelle serait 10.4 fois supérieure, alors qu'elle ne l'est "que" de 9.4 fois : elle serait réduite d'un dizième.

Or c'est le cas le plus favorable. En effet, comme les taux d'allocation sont peu progressifs vers le bas parmi les femmes et comme dans chaque classe salariale ils sont plus faibles pour les femmes, ils s'en suit que le rôle égalisateur des allocations s'aménuise au fur et à mesure que les comparaisons font intervenir les femmes et que finalement, lorsque l'on compare l'ensemble des femmes à l'ensemble des hommes, les différentielles d'allocation aggravent - de 7 centièmes - la perte comparative des femmes.

La branche chômage de la Sécurité sociale, dans son versant bénéfices, contribue donc très peu à contrecarrer l'inégalité - selon la classe salariale - dans le risque de chômage et joue même, quoique minimement, dans le sens de l'inégalité - selon le sexe - que le taux de chômage amplifie.

Comme le processus "allocation" a un coefficient proche de l'unité, les inégalités dans la perte de revenu tiennent surtout aux deux autres processus et avant tout au premier, le taux de chômage. Comme le dernier - le coefficient d° - est toujours plus grand que un et généralement de l'ordre de 1.3 à 1.5, on peut dire que les inégalités dans la perte de revenu suite au chômage sont plus que proportionnelles aux inégalités dans le taux de chômage ; le rapport entre les taux de chômage doit généralement être majoré de 30 à 50% pour connaître le rapport entre les pertes de revenu.

5. Synthèse

En sa concision, la formule articule les conclusions primordiales des trois sections :

(I) En juin 1976 les taux de chômage sont de l'ordre de 1.5% dans la classe supérieure qui compte 46% des salariés (ouvriers et employés du secteur privé) alors qu'ils dépassent les 10% - et de beaucoup parmi les femmes - dans la classe inférieure (40% des salariés) : l'inégalité dans le risque de chômage va de 1 à plus de 10, entre ces catégories très peu extrêmes de la distribution.

(II) Les allocations se calquent primordialement sur la hiérarchie des salaires, les taux n'étant guère progressifs au profit du bas de l'échelle et étant même légèrement inférieurs dans les classes féminines : la branche chômage de la Sécurité sociale, dans ses bénéfices, ne contrecarre quasi pas l'inégalité par le chômage.

(III) L'effet global du chômage en terme de revenu doit encore incorporer une séquelle de l'inégalité du risque : auquel cas, la prise en compte de la réelle position salariale des chômeurs majore de 30 à 50% la perte différentielle de revenu attribuable au chômage.

Les valeurs numériques qui nous paraissent les plus représentatives des diverses inégalités, entre hommes et femmes comme entre classes salariales (1), seraient approximativement, entre le tiers inférieur et le tiers supérieur des salariés :

	Perte de revenu	=	Taux de chômage	x	Taux des allocations	x	Position des chômeurs
Classe inférieure	- 7.5%		16 %		1 - 57 %		1.02
Classe supérieure	- 0.5%		1.5%		1 - 55 %		0.73
RAPPORT	15 fois	=	(11 fois)	x	(0.96 fois)	x	(1.4 fois)

Le chômage fait baisser le revenu moyen d'une classe inférieure, disons de 7.5%, alors que son incidence dans une classe plus élevée dans la hiérarchie sociale est minime (- 0.5%) ; la perte attribuable au chômage présente une tension de 1 à 15. Cette inégalité par le chômage provient d'abord d'une énorme différence dans le risque de tomber en chômage (tension de 1 à 11). En moyenne, les taux d'allocations de chômage sont très peu progressifs au profit du bas de l'échelle : l'inégalité est freinée à raison de quatre centièmes de fois. Enfin, le salaire perdu dans la classe supérieure telle que découpée est le salaire de quelqu'un qui se trouve très en-dessous de la moyenne de la classe, ce qui n'est pas le cas (même l'inverse) dans les classes où le risque de chômage est concentré ; cette séquelle de l'inégalité du risque multiplie par 1.4 les deux composantes précédentes de la tension dans la perte de revenu.

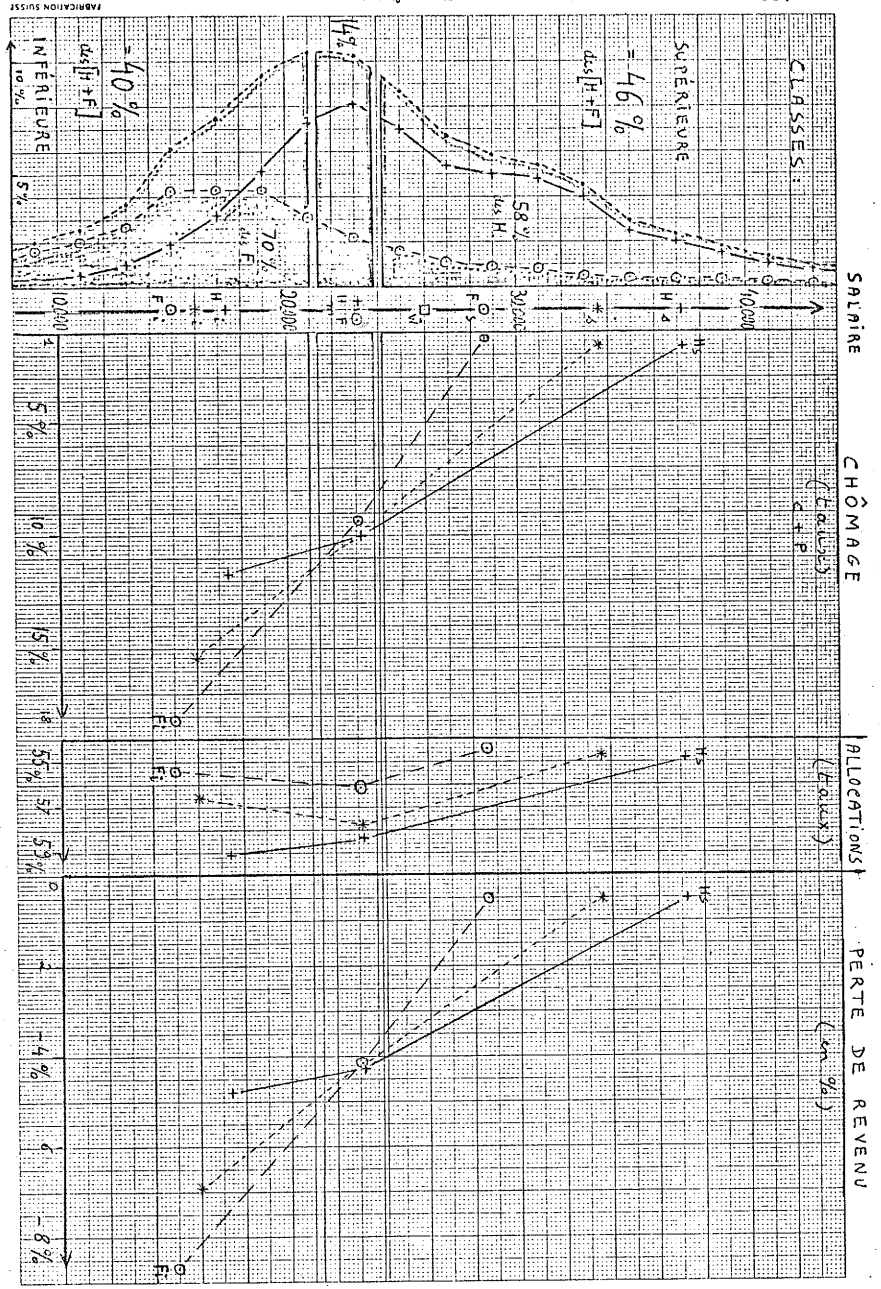
Au total, le risque de chômage est 11 fois supérieur au bas de l'échelle ; la perte de revenu est 15 fois supérieure, en raison du caractère multiplicatif de l'inégalité, compte tenu de la quasi-neutralité de la Sécurité sociale. A titre de comparaison, une mesure équivalente de la tension des salaires serait de 1 à moins de 2.5.

(1) En gros la moyenne entre la tension inter-classes (H+F) et la tension inter-classes-et-sexes.

IV. RESUME : PRINCIPAUX RESULTATS

* Préalable. L'information porte sur juin 1976. La source nouvelle qui a rendu possible cette recherche est un relevé effectué par l'ONEM. Malheureusement, le cadrage juridique du relevé oblige à ne retenir que trois classes de salaire parmi la population "salariée" (entendue ici au sens des ouvriers et employés du secteur privé, soit les deux tiers de la population active) : la classe inférieure (24.800 frs et moins) fait 40% du total et la classe supérieure (28.000 frs et plus) 46%, la classe intermédiaire étant réduite à 14%.

L'ordonnée du graphique ci-joint souligne ce découpage arbitraire dans la distribution (en 1975) des travailleurs et travailleuses ; chaque classe est située à la hauteur du salaire moyen de la classe. En abcisse figurent les acquis centraux des trois sections : taux de chômage, taux d'allocation et taux de perte de revenu, chacun en relation avec la classe salariale, par sexe (+ pour homme, ⊙ pour femme, * pour H + F ; i, m et s désignant les trois classes).



I. Le risque de chômage selon la classe salariale

1. Le risque de chômage est fortement concentré au bas de la hiérarchie salariale : la classe supérieure des salariés ne correspond qu'à 8% des chômeurs ; 92% des chômeurs sont concentrés parmi les 54% des salariés dont le salaire est inférieur au plafond de l'assurance-chômage.

2. Cette concentration n'apparait pas dans le chômage partiel, du moins masculin ; le chômage partiel paraît spécifique à plusieurs égards. Néanmoins, comme le partiel ne fait que 12% du total (en juin 1976), la concentration marque fortement encore le total du complet et du partiel.

3. Cette constatation résiste à une grave objection possible, concernant la datation du salaire antérieur des chômeurs lorsque le chômage a débuté à une date assez reculée.

4. La concentration du chômage au bas de la hiérarchie des salariés apparait tant parmi les hommes que les femmes : elle ne traduit donc pas seulement le fait que ce sont les travailleuses qui forment le bas de l'échelle.

5. De même, la relation négative entre taux de chômage et salaire ne tient pas seulement au fait que les classes salariales supérieures sont constituées plus largement d'employés, dont le risque de chômage (recensé) est plus faible que celui des ouvriers ; même avec une hypothèse "minimaliste" (qui minimise les chances de la relation), la relation se maintient avec netteté parmi les seuls ouvriers.

6. Il est donc pertinent de ventiler les taux de chômage (en % des Assurés) en trois taux, par classes salariales (en excluant les jeunes sans salaire antérieur). Parmi les hommes, le taux du complet (4.9%) s'échelonne de 0.7% parmi la classe supérieure à 10.9% parmi la classe inférieure ; le taux global du complet féminin (13%) va de 1% à 16.7% parmi les 70% des salariées que représente la classe inférieure.

7. L'information étant trop limitée pour obtenir une conclusion précise et sûre, il semble néanmoins que les taux supérieurs du chômage féminin tiennent pour une bonne part à la concentration des travailleuses dans le bas de la hiérarchie des emplois mais qu'en même temps, les taux soient supérieurs à salaire comparable, du moins vers le bas de l'échelle.

L'inégalité inter-sexes et l'inégalité inter-classes s'interpénètrent ; au demeurant, la "tension" dans les taux de chômage est beaucoup plus grande entre les deux classes salariales extrêmes (de 1 à 9.6) qu'entre les deux sexes pris globalement, où elle est de 1 à 3.6 (le taux féminin est 3,6 fois supérieur au taux masculin).

8. Le chiffre le plus représentatif pour synthétiser l'inégalité dans le risque de chômage pourrait être une tension de 1 à 11, entre un taux de 1.5% dans une classe supérieure et de 16% dans une classe inférieure (en complet + partiel) ; c'est une mesure très peu extrémiste, vu l'amplitude très large des classes dites extrêmes. A titre de comparaison, la tension dans les salaires, entre les mêmes classes, va de 1 à moins de 2.5. Le risque de chômage est donc un phénomène social particulièrement inégalitaire.

II. Les allocations et le jeu de la réglementation

* Préalable. Il est indispensable de distinguer nettement trois façons d'aborder les allocations et leurs différentielles :

a. en francs
b. en pourcent du salaire des travailleurs en emploi (taux "apparents")
c. en pourcent du salaire antérieur des chômeurs (taux "personnels")

a. En francs

1. Si l'allocation de chômage est en moyenne de 11.915 francs par mois (mois de longueur moyenne : 26 jours en régime de 6 jours ou 21 2/3 jours en régime de 5 jours par semaine) en juin 1976, le relevé de l'ONEM permet pour la première fois de savoir comment cette moyenne se différencie selon le sexe, l'âge, la classe salariale, le type de chômage... A première vue, les allocations varient dans le même sens que les salaires : elles sont plus petites - en francs - dans toutes les catégories à salaire plus bas.

2. La différence la plus forte se marque entre les classes salariales : dans la classe inférieure, les allocations sont inférieures de 34% à celles touchées dans la classe supérieure.

3. La seconde différence en intensité est entre les sexes : les chômeuses touchent des allocations de 23% inférieures, en complet comme en partiel (moyenne de 21%, par le jeu des pondérations)

4. Les différences selon l'âge sont moindres : environ -14% pour les jeunes de moins de 25 ans, et moins de 2% pour les âgés

5. Comme en matière de risque, le chômage partiel se distingue nettement du complet : les allocations y sont supérieures de 18-20%

6. Si par delà toutes ces différences, on classe tous les chômeurs d'après la taille de leur allocation, la "déci-tension" (tension entre les 10% aux deux extrémités) va de 1 à 2,2, soit de 7.700 frs à 16.700 frs, ce dernier chiffre (arrondi) étant le plafond. C'est une tension certainement inférieure à la tension des salaires dans l'ensemble des salariés (ouvriers et employés), mais comme le chômage touche principalement les ouvriers et qu'il se concentre au bas de l'échelle salariale, une tension de 1 à 2.2 pourrait n'être pas fort inférieure à la tension parmi les salaires antérieurs des chômeurs (ceci impliquerait une tension très faible parmi les taux personnels d'allocation : l'analyse des taux ne vient en rien l'infirmer).

b. Taux apparents d'allocation

7. Rapporter les allocations aux salaires des travailleurs en emploi constitue une mesure biaisée du taux "personnel" d'allocation : l'allocation que le chômeur moyen de telle catégorie peut s'attendre à recevoir, exprimée en pourcent de son salaire antérieur. Du moins le biais est-il systématique si le risque de chômage est inégalitaire puisqu'ainsi, les travailleurs tombés en chômage sont davantage des travailleurs à bas salaire.

8. En revanche, le coefficient (d, comme discrimination) qui mesure le décalage entre ce taux "apparent" et le véritable taux personnel constitue, au niveau agrégé, un excellent indicateur de l'inégalité face

au risque de chômage. Il vaut 0.70. Il dit qu'en moyenne les travailleurs frappés par le chômage sont des travailleurs qui se situent à 70 dans l'échelle des salaires où 100 serait la moyenne. Autrement dit, ils sont typiquement la catégorie des salariés se situant à 30% plus bas que la moyenne.

c. Taux personnels d'allocation

* Préalable. Le cadrage juridique du relevé plaçant un filtre sur l'information socio-économique, il n'a pas été possible de connaître directement les taux personnels, sauf dans la classe intermédiaire. L'estimation est délicate. De multiples recoupements plaidant en faveur de sa vraisemblance, et à défaut de toute autre information, et eu égard à l'importance sociale des questions en jeu, il paraît légitime de retenir - en espérant disposer un jour d'une meilleure information - les conclusions suivantes.

9. Entre les catégories discernées (trois classes, deux sexes, deux types de chômage), l'impression dominante est que les taux personnels d'allocation varient peu : ils semblent compris entre 55 et 60% des salaires antérieurs des chômeurs (à leur valeur actuelle).

10. Le taux moyen est estimé à 57%

11. Les chômeuses paraissent bénéficier, dans les trois classes salariales, de taux légèrement inférieurs (différence estimée de - 2.8 points)

12. Si la double disposition fondée sur la qualification de "chef de ménage" jouait parmi les femmes dans la seule mesure où elle joue parmi les hommes, les allocations des travailleuses remonteraient de près de 6% : l'écart par rapport aux allocations des hommes serait réduit d'un quart.

13. Le taux personnel ne paraît guère progressif en direction du bas de l'échelle salariale. Il est certes inférieur dans la classe supérieure, mais celle-ci ne concerne que 8% des chômeurs et la dégressivité est minime (inférieure à 4 points parmi les hommes, à 2 points parmi les femmes). Surtout, le taux ne paraît pas s'élever systématiquement lorsqu'on descend de la classe intermédiaire (16% des chômeurs) à la grande masse (76%) de la dernière classe. Et de surcroît, l'infériorité des taux parmi

les femmes va à l'encontre de l'idée d'une progressivité des taux en faveur des catégories à bas salaires.

14. Dans ses grands traits donc, le système des allocations se calque sur la hiérarchie des salaires, par delà les intentions contraires qu'affichent les règles des planchers et plafond ; à l'autopsie, la règle du plafond joue peu, vu la concentration du risque de chômage dans le bas de la hiérarchie salariale, et les autres dispositions (les planchers-différents - et le passage - différentiel - à 40%), jouant largement mais dans des directions opposées, paraissent se neutraliser, pour aboutir à des taux peu ou pas progressifs entre les six groupes (trois classes, deux sexes) repérables. A cet égard, la Sécurité sociale apparait comme neutre du point de vue de l'inégalité relative (échelle hiérarchique en pourcents), alors que le risque de chômage qu'elle doit compenser est profondément inégalitaire.

III. Risque, allocation et perte de revenu

* Préalable. L'effet direct - et pris sous l'angle économique des revenus - du chômage tel que mesuré par le chômage indemnisé (complet + partiel) est de faire baisser le revenu par tête de la population active (emploi + chômage) "salariée". Ainsi circonscrite, la perte de revenu attribuable au chômage est fonction de trois éléments :

1° elle affecte seulement les salariés tombant en chômage (on ne retient pas les effets indirects du sous-emploi sur les rémunérations); une des variables est donc le taux de chômage (c).

2° elle consiste dans la perte d'un salaire dans la mesure où celle-ci n'est pas compensée par l'allocation de chômage (1) ; une des variables est donc le complément du taux personnel d'allocation (1 - r).

3° en raison de l'inégalité dans le risque de chômage, le salaire perdu par les chômeurs est inférieur - au niveau agrégé - au salaire moyen des travailleurs en emploi : une troisième variable est le coefficient d (ici d°)

(1) Il n'a pas été possible d'y inclure d'autres formes de revenu compensatoire, comme les diverses indemnités des Fonds de sécurité d'existence qui concernent essentiellement le chômage partiel, ou les diverses modalités de pré-pension des âgés.

Par rapport à un revenu de référence - le revenu par tête si tous les chômeurs étaient en emploi à leur position dans l'échelle des salaires -, la perte de revenu en pourcents s'exprime par une identité où ces seuls trois variables interviennent, multiplicativement :

$$- y \equiv c\ (1-r)\ d^{\circ}$$

1. A une époque où le chômage frappe 9.2% de la population salariée, le revenu par tête des salariés est inférieur de 2.9% à ce qu'il serait à taux de chômage nul. On obtiendrait un chiffre double (- 5.5%) pour la perte globale, si on ne tenait pas compte de l'inégalité dans le risque de chômage ; en effet, si le volume de 244.000 chômeurs se distribuait égalitairement parmi les diverses classes (de salaire et de sexe), le salaire perdu par le chômeur moyen correspondrait à la moyenne des salaires et non à 72% de celle-ci ($d^{\circ} = 0.72$). L'inégalité a cette vertu paradoxale d'adoucir la crise vue sous l'angle du Revenu National ; au paradoxe qu'épouser sa ménagère abaisse le R.N., il conviendrait d'ajouter que l'inégalité dans le chômage le relève !

En gros, le taux de perte de revenu (- 2.9%) est le tiers du taux de chômage (9.2%) ; les deux tiers éliminés tiennent certes aux allocations mais fortement aussi à la concentration du chômage dans le bas de la hiérarchie (1).

2. Le poids du chômage se distribuant de façon profondément inégalitaire, l'éventail effectif des revenus parmi la population "salariée" se creuse ; par rapport à ce qu'il serait à chômage nul, il est de 9% plus ouvert. Pour apprécier ce chiffre de 9%, prenons une comparaison : dans l'ensemble de la population, la fiscalité directe réduit d'un quart la tension générale des revenus, comme ordre de grandeur, l'influence inégalisatrice du chômage s'évalue donc au tiers de l'incidence d'une des dispositions sociales les plus égalisatrices. Ces élargissement de l'éventail tient essentiellement à l'abaissement du revenu au bas de l'échelle : c'est l'inégalité par le bas.

---

(1) $9.2\% = (2.9\%) \times (2.3\%) \times (1.4\%) = (6.7) \times (1.4)$

$$\simeq (\text{perte}) \times \left(\frac{1}{\text{allocations}}\right) \times \left(\frac{1}{\text{coefficient } d^{\circ}}\right)$$

3. Effectivement la classe supérieure est très peu touchée par le chômage : parmi près de la moitié supérieure de la hiérarchie salariale (46%), la perte de revenu est de l'ordre d'un demi pourcent ; dans la classe inférieure, elle s'élève à 4.8% parmi les hommes (17% du total H+F) et à 8.7% parmi les femmes (23%), en moyenne à 7% (sur un total de 40% des H+F).

Il est indispensable de se rappeler ces proportions de salariés - tenant au découpage arbitraire des classes - lorsqu'on donne une mesure de "tension". Entre les diverses classes - toujours larges - que l'on peut légitimement retenir comme extrémités - très peu extrêmes - d'une mesure de tension, la tension dans la perte de revenu va de 1 à 13 ou de 1 à 17 : la perte en pourcents est 13 fois plus forte dans la classe inférieure (tous sexes) que dans la classe supérieure (tous sexes), elle l'estde 17 fois si on retient une tension "inter-classes-et-sexes". Si l'on veut un chiffre à la fois simple, représentatif et non extrémiste, on peut dire : de 1 à 15 entre le tiers inférieur et le tiers supérieur des "salariés" (de - 0.5% à - 7.5%), alors que la tension des salaires y va de un à moins de deux et demi.

4. Cette inégalité dans la perte de revenu résulte de la conjonction de trois facteurs :

1° l'inégalité dans le risque de chômage : les taux de chômage vont typiquement de 1.5% à 16% (tension de 1 à 11)

2° la quasi égalité des taux personnels d'allocation : disons 57% dans le bas et 55% dans le haut ou une tension de 1 à 0.96 en $(1-r)$

3° une séquelle de l'inégalité du risque : dans la classe supérieure, le salaire perdu est très inférieur du salaire moyen de la classe (coefficient multiplicateur de 1.4)

La formule souligne le caractère multiplicatif du processus inégalitaire :

(15 fois) = (11 fois) x (0.96 fois) x (1.4 fois).

5. Par cette saisie globale du "phénomène" chômage (risques et allocations réunis), on mesure avec précision l'effet des bénéfices de la Sécurité sociale sur l'inégalité créée par le chômage. Dans le meilleur des cas - l'inégalité inter-classes parmi les hommes -, le système des

allocations atténue d'une dizième l'inégalité dans la perte de revenu : cette tension est de 1 à 9.4 au lieu de 1 à 10.4. En revanche, les différentielles d'allocations accroissent de 7 centièmes la tension entre femmes et hommes. Au total, les allocations, calquées de fait sur la hiérarchie des salaires, ont un rôle dérisoire face à l'inégalité causée par le chômage.

ANNEXES

ANNEXE 1. La représentativité de l'échantillon

Un échantillon de plus de 30.000 personnes, tirées aléatoirement au 1/10e doit en principe donner une information extrêmement fiable, même à un niveau très désagrégé, avec des marges d'erreur extrêmement étroites. Vérifions si tel est le cas et sinon, regardons l'impact des biais et cherchons à les corriger.

a. Trois origines de biais

Une vérification élémentaire consiste à comparer les nombres de chômeurs donnés par l'échantillon à ceux de la "population", en les ventilant simplement en hommes ou femmes, et en complet ou partiel. Toutefois la définition de la "population" appelle des précisions.

La population que l'on souhaite connaître par l'échantillon est le chômage en juin 1976. La mesure habituellement utilisée - du moins actuellement - est pour le complet le nombre des chômeurs le dernier jour du mois et pour le partiel, la moyenne journalière au cours du mois ; bien qu'hybride, la mesure est cependant satisfaisante. Elle est donnée à la ligne B du tableau.

Chômeurs de l'échantillon et chômage total

	Complet		Partiel		Complet et partiel		
	H	F	H	F	H	F	H+F
A. Echantillon	8.221	10.684	7.725	3.925	15.946	14.609	30.555
B. Mesure habituelle	91.816	123.333	17.590	11.120	109.406	134.453	243.859
Taux de sondage	8.95%	8.66%	43.92%	35.30%	14.58%	10.87%	12.53%
C. Chômeurs différents	104.797	138.878	63.108	35.234	267.905	174.112	342.017
Taux de sondage	7.84%	7.69%	12.24%	11.14%	9.50%	8.39%	8.93%

Lorsque l'on exprime les chiffres relevés par l'échantillon (A) en pourcent de la population ainsi mesurée (B), on s'attendrait à trouver des taux de sondage très proches de 10%. Or on trouve moins de 9% en complet, 44 et 35% en partiel et au total 12.5% avec une forte disparité entre hommes et femmes ; de tels décalages seraient incompatibles avec le principe d'un échantillon aléatoire. Il faut en découvrir l'origine et la portée, sans quoi l'information devrait simplement être jetée à la poubelle.

Précisons d'abord que le tirage au 1/10ème a été effectué parmi les dossiers individuels des chômeurs, traités en juin dans les Bureaux Régionaux de l'ONEM. La population sondée est donc en principe les travailleurs qui ont été affectés par le chômage au cours du mois. Or les nombres de chômeurs différents au cours d'un mois doivent être supérieurs aux nombres obtenus par les procédures de la mesure habituelle, surtout en chômage partiel où la rotation du chômage est élevée.

Effectivement en exprimant l'échantillon en pourcent des chômeurs différents au cours du mois (C), la différence dans le taux de sondage entre complet et partiel se résorbe très fortement. Une première origine du biais apparait donc, d'où il s'en suit que la porté du biais n'est pas grave et que le biais est facile à corriger.

Néanmoins les taux de sondage en C restent significativement différents de 10%. Une seconde explication semble être que les dossiers traités en juin pouvaient concerner, surtout en partiel, des travailleurs dont le chômage avait eu lieu plusieurs mois auparavant. Or en février par exemple, le chômage partiel était beaucoup plus élevé (123.598 contre 28.710 en juin). Il peut donc se comprendre que les taux de sondage du partiel restent supérieurs à 10%.

Mais ceux du total restent inférieurs à 10%, d'environ 1/10. La troisième origine est qu'à la suite semble-t-il d'une déficience administrative, le relevé ne comprend pas les chômeurs du Bureau Régional de Bruxelles. Or ceux-ci représentent plus de 10% des chômeurs du pays. Ceci paraît expliquer ce décalage d'un dizième dans le taux de sondage global (8.9%).

Avant de tirer des conclusions, mentionnons la seconde vérification possible, du moins en mesures B : les taux de sondage parmi les 4 classes d'âge, en chômage complet (au 30 juin), qui sont respectivement :

	- 25 ans	25-40	40-50	50 et +	TOTAL
Hommes	8.56	8.71	7.84	9.88	8.95
Femmes	8.85	8.78	8.44	8.05	8.66

Les différences dans les taux sont relativement modestes, quoique statistiquement non aléatoires ; toutefois les trois origines de biais paraissent pouvoir les expliquer.

b. Portée des biais et possibilités de correction

Elles ne les justifient pas pour autant. Mais la question ici n'est pas de déplorer - une fois de plus - la faible teneur scientifique du système informatique belge ; elle est de savoir si et à quelles conditions l'information biaisée qui nous est disponible peut malgré tout informer.

On peut résumer le biais décelé en disant que le relevé a été tiré dans une population autre que la population souhaitée. Car on n'a décelé aucun biais dans l'information donnée sur cette population, certes autre que souhaitée ; a priori, le caractère administratif des éléments relevés est un gage de fiabilité puisque ces éléments, déclenchant un

paiement, sont soumis à contrôle ; et a postériori, le très petit nombre d'anomalies décelées dans les listings plaide en faveur de la fiabilité de l'information. Le biais se circonscrit donc : on a une information fiable mais sur une population autre que souhaitée.

Permet-elle de nous informer malgré tout sur la population qui nous intéresse ? Examinons les trois écarts. Le premier est la différence entre la mesure du chômage en nombre de chômeurs différents (C) et la mesure hybride habituelle (B). Cet écart entraîne une différence dans la proportion complet-partiel. Mais on ne voit guère de raison de penser qu'à part leur volume, les populations quantifiées selon B ou C diffèrent systématiquement dans leurs caractéristiques (essentiellement les numéros du code). L'information peut être considérée comme fiable pour la population souhaitée, à la seule condition de re-pondérer le partiel et le complet.

Le second écart entre population sondée et population souhaitée est que la première englobe des chômeurs qui étaient en chômage partiel, non en juin 1976, mais quelques mois auparavant. De nouveau, cet écart fausse les proportions : on a trop de partiel et par conséquence trop peu de complet. Mais ces chômeurs partiels de février ont-ils systématiquement des caractéristiques différentes de ceux de juin ? On ne peut l'exclure mais on voit difficilement que ces différences puissent être grandes. Au demeurant, ça ne dérangerait pas beaucoup d'avoir une information moins centrée sur juin... Et de toute façon, l'imprécision introduite a une portée minime, puisqu'elle ne porte que sur une fraction du partiel, qui lui-même ne fait que 12% du total en juin 1976.

Le troisième écart est plus embarassant. Strictement parlant, notre information se limite aux régions flamandes et wallonnes (anciennes limites territoriales) ; il serait un peu osé de s'en tirer en disant simplement que Flandre + Wallonie = Belgique! Toutefois, si le chômeur bruxellois partageait les mesures caractéristiques que le [flamand + wallon] moyen, le biais serait nul tendanciellement. Ce n'est nullement évident, pas davantage que le contraire. Un biais est donc possible mais de direction indéterminable. La seule consolation est que le biais a chance de n'être pas très décisif sur l'ensemble. Tentons une petite supputation. Supposons qu'en raison des salaires plus élevés à Bruxelles les allocations y soient supérieures dans la même mesure (ce qui est sûrement excessif) : un écart de 12% portant sur 10% de la population totale ne donne qu'un écart de 1.2% dans la moyenne : l'absence des bruxellois dans le relevé donnerait un chiffre d'allocation de 1.2% inférieur à la vraie moyenne.

c. Conclusion et correctifs

Les trois origines du biais, surtout les deux premières, requièrent inpérieusement de re-pondérer le partiel et le complet, par sexe, selon leurs proportions dans le chômage de juin, avec sa mesure habituelle.

Cela fait, l'information a toute chance d'informer de façon fiable sur les caractéristiques de la population souhaitée. Il y a certainement des imperfections dans l'information mais tout compte fait, elles ne paraissent pas plus grandes que celles qui frappent n'importe quelle statistique belge.

ANNEXE 2. Passage de données journalières à des calculs mensuels

La législation sociale recourt souvent à un concept de "journée de travail". Ainsi le montant de l'allocation de chômage est calculé sur base de la rémunération journalière et le revenu mensuel ou annuel dont bénéficiera le chômeur dépendra du nombre de journées pour lesquelles il aura droit à son allocation journalière.

Or il est parfois nécessaire de passer à un calcul mensuel. D'une part, on saisit mieux le niveau des allocations en les exprimant en terme mensuel. D'autre part, pour comparer la distribution des chômeurs en fonction de leur salaire antérieur à la distribution des travailleurs par classe de salaire, il faut recourir à la statistique de l'O.N.S.S. qui est établie sur base mensuelle (il s'agit du tableau donné au début des Rapport Annuels et intitulé "Effectifs des travailleurs ressortissant à l'O.N.S.S., répartis en fonction des gains mensuels moyens").

Ce passage du journalier au mensuel implique une simple multiplication. Mais par quel nombre de jours faut-il exactement multiplier les données journalières ? L'usage courant est de multiplier par 25 jours ; or il semble que pour les ouvriers, il serait plus correct de multiplier par 26 jours. Remarquons que cette différence entre 25 et 26 jours correspond à un écart de 4%, ce qui n'est donc pas négligeable.

D'emblée, précisons deux points. 1° Le chiffre mensuel que nous recherchons doit être représentatif du mois moyen d'une année moyenne, indépendamment donc des aléas du calendrier concret (ex. les 28-29 jours de février). 2° Pour simplifier la discussion, celle-ci se fait toujours en "régime de 6 jours" de telle sorte que le nombre de journées d'un travailleur en régime de 5 jours a été multiplié par 1,2 dans la comptabilité de la Sécurité sociale.

a. Pour le montant mensuel des allocations de chômage. L'allocation calculée sur base journalière, en régime de 6 jours, est payée au chômeur 6 jours par semaine. Pour une année de 52 semaines (52 x 7 = 364 jours), un mois comporte en moyenne 26 journées indemnisables ($\frac{52 \times 6}{12}$). Nous multiplierons donc l'allocation journalière par 26 (1).

b. Pour connaître, sur base mensuelle, le salaire que le chômeur touchait au moment de sa mise en chômage, il faut distinguer entre employés et ouvriers : - Pour les employés, la législation prescrit de diviser le salaire mensuel par 25, pour ranger le chômeur dans le code qui fixe l'allocation journalière. Pour retrouver le salaire mensuel, il suffit donc de remultiplier par 25.

- Pour les ouvriers au contraire, l'attribution du code est faite à partir de la notion de salaire journalier, les différents régimes pouvant être ramenés au régime standard de 6 jours. Par delà cette arithmétique juridique, il semble bien que le salaire mensuel moyen d'un ouvrier corresponde à 26 (plutôt qu'à 25) fois ce chiffre de salaire "journalier". En principe, le passage au mensuel par les ouvriers devrait donc se faire par une multiplication par 26.

(1) En régime de 5 jours, une année de 52 semaines fait 52 x 5 = 260 "journées" ; un mois moyen compte donc 21 2/3 "journées". L'allocation journalière, calculée sur base de 5 jours, est donc touchée 21 2/3 fois par mois moyen.

c. De fait, pour comparer les distributions des chômeurs et des travailleurs, nous devons recourir au tableau de l'O.N.S.S. mentionné ci-dessus. Il semble que pour confectionner ce tableau, l'O.N.S.S. table implicitement sur un chiffre de 25 jours, tant pour les ouvriers que pour les employés. Dans ces conditions, la comparaison est meilleure en conservant le même biais dans les deux distributions, plutôt qu'en ne le redressant que pour les chômeurs.

Pour la comparaison des salaires antérieurs des chômeurs, nous multiplions donc les données journalières par 25, pour les employés mais aussi pour les ouvriers.

d. Remarque. Ces dispositions juridiques - si le raisonnement est correct - aboutissent à une curieuse anomalie : un employé a droit à une allocation de chômage de 4% supérieure à celle d'un ouvrier ayant le même salaire mensuel. Par exemple, un employé au salaire mensuel de 25.000 frs touchera une allocation journalière de 60% de 1.000 frs (= 600 frs), 26 fois par mois, soit 15.600 frs par mois. Pour un ouvrier, le salaire "journalier" aboutissant à 25.000 frs par mois en est 1/26ème, soit 961,5 frs. Sur cette base, son allocation est de 26 fois 961,5 frs, soit 15.000 frs par mois, soit exactement 60% de son salaire. L'employé au contraire a une allocation de 4% plus élevée (5.600 par rapport à 15.000), correspondant à 62,4% de son salaire.

ANNEXE 3. Questions concernant les distributions des salaires O.N.S.S.

a. Les césures entre les classes salariales

En raison des planchers et du plafond, nous ne pouvons retenir que trois classes ; la classe supérieure est celle où le salaire est égal ou supérieur au plafond (le code 57) ; la classe inférieure est celle où le salaire est égal ou inférieur au plancher le plus élevé, qui est le plancher D (+ de 21 ans, non chef de ménage, aux taux de 40%).

En salaire journalier, les deux césures sont donc à 1.075 frs et 954 frs en juin 1976 (en régime de 6 jours). Comme la distribution des salaires O.N.S.S. est exprimée en classes de salaires mensuels, les deux césures doivent être traduites en chiffres mensuels. Nous les multiplions par 25 (et non 26) jours, puisqu'il semble bien que la statistique O.N.S.S. est en quasi-25 jours (les salaires des employés sont sur base mensuelle, correspondant à un chiffre forfaitaire de 25 jours par mois et les chiffres des ouvriers, établis sur base journalière, sont - semble-t-il - multipliés par 25) ; ce qui donne 26.875 frs et 23.850 frs.

Néanmoins tous nos résultats, en salaires comme en allocations, sont exprimés en mois de 26 jours puisque ceci nous parait serrer de plus près la réalité ; les valeurs représentatives des césures sont ainsi multipliées par 1.04, soit 27.950 et 24.804 frs, en arrondis "28.000 frs et plus" et "24.800 frs et moins".

Enfin dans les graphiques des distributions, nous avons conservé les chiffres de 1975 en quasi-25 jours, où les césures sont à 24.000 et 21.295 frs.

b. Répartition des travailleurs en 1976

La statistique O.N.S.S. de 1976 n'étant pas encore disponible, nous avons travaillé à partir de celle de 1975 (deuxième trimestre). Le but étant d'estimer la répartition au deuxième trimestre 1976, les césures ont été abaissées au prorata de l'évolution effective des salaires (donc pas seulement de la hausse due à l'index). Celle-ci est d'environ 12% ; divisées par l'indice 112, les deux césures deviennent 24.000 frs et 21.295 frs.

c. Répartition des travailleurs en 1973

Le but ici est différent : il s'agit de trouver la répartition des travailleurs en neutralisant la hausse de l'index (donc la hausse purement nominale des salaires) mais non la hausse des salaires réels, en vue effectivement de créer un biais en défaveur de la thèse de la concentration des chômeurs vers le bas de la hiérarchie. Les césures de 1976 doivent donc être divisées par l'indice des prix (qui est à 140) et non par celui des salaires effectifs.

Il suffit d'ailleurs de reprendre les chiffres des codes de juin 1973 puisqu'ils sont indexés. Toutefois à cette époque, le code 57 n'existait pas. La seule césure possible est au code 48 (16.725 frs) qui départage l'équivalent de la classe inférieure et celui des deux autres classes (intermédiaire et supérieure).

d. Le salaire moyen de chaque classe

La distribution donnée par l'O.N.S.S., qui est une estimation, souffre de graves vices de présentation, dont :

1° La classe la plus élevée (50.000 frs et +) comprend des nombres de travailleurs fort gros par rapport aux classes précédentes : il est donc difficile d'estimer leur salaire moyen.

2° La difficulté pourrait être facilement contournée (mais peut-être est-ce que l'O.N.S.S. ne souhaite pas ?) si la statistique donnait - ce qui est élémentaire - le salaire moyen ; or elle ne le mentionne pas dans ce tableau.

3° Mais il suffit de le chercher ailleurs ? En principe, oui. De fait, la population concernée n'est pas exactement la même que celle dont on connaît le salaire moyen...

Face à ce défi combien stupide, la procédure a été la suivante :

1° On a retenu les deux catégories "Travailleurs manuels" et "Travailleurs intellectuels autres que ceux soumis uniquement aux soins de santé" : c'est l'agrégat le plus proche de celui des travailleurs du secteur privé.

2° Pour les classes inférieure et intermédiaire, on a calculé directement le salaire moyen en 1975 ; on donnait comme valeur la valeur centrale de la classe (ex. 21.500 frs pour la classe 21.000 à 22.000 frs).

3° Le salaire moyen de la classe supérieure a été obtenu par différence. On est parti du salaire moyen global (par sexe) donné par les statistiques courantes de l'O.N.S.S. et on en a soustrait, moyennant pondération, le salaire des deux autres classes.

4° Tous ces calculs ont été faits sur les chiffres de 1975 en quasi-25 jours. Comme nous mesurons les allocations mensuelles en 26 jours, les chiffres 1975 ont été remontés au niveau des chiffres 1976 (2e trimestre) en 26 jours, c.à.d. multipliés par 1.15.