

Septembre 1975.

LES SALAIRES, LES PRIX ET L'INDEX

par

Albert KERVYN de LETTENHOVE
et Véronique STAES

Working Paper N° 7513

UNITE D'ANALYSE ECONOMIQUE (ANEC)
INSTITUT DES SCIENCES ECONOMIQUES
121 Parkstraat, B-3000 LOUVAIN (Belgique)

Le débat en cours sur la liaison des salaires à l'index se déroule dans une certaine confusion de concepts et d'arguments. Aussi le premier but de cet article sera de clarifier les concepts (et les faits indiscutables) : ce sera l'objet des deux premières sections. On présentera ensuite une hypothèse sur la formation des prix pour pouvoir examiner les relations entre prix, salaires et index. Une seconde partie, empirique, analysera les données belges à la lumière des concepts présentés au début.

1. Les salaires et l'index

Dans quelle mesure la hausse de l'index est-elle responsable de la montée des salaires ? Par exception, les chiffres apportent à cette question une réponse sans ambiguïté. Le tableau suivant reproduit les différents indices des salaires de même que l'index : tous les chiffres sont exprimés en taux de croissance annuels pour faciliter les comparaisons.

	Taux de croissance des salaires ouvriers				du coût de la vie
	B.N.B.	I.N.S.	I.R.E.S.	Minis. Emploi	
1968	5.1	5.2	5.1	5.1	2.7
1969	7.2	9.1	8.6	8.7	3.7
1970	12.3	11.8	13.6	8.8	3.9
1971	12.0	13.1	13.0	11.1	4.3
1972	14.3	13.0	15.9	13.1	5.5
1973	16.4	16.4	15.3	16.9	7.0
1974	20.8	19.7	19.9	20.9	12.7
Mars 74/	25.9	25.3 (ja)	27.4	25.6	14.8
Mars 75		21.4 (av)			

Les indices de salaires sont basés sur des échantillons différents d'entreprises. En outre, ils ne mesurent pas la même chose : la Banque Nationale et l'Institut de Statistique mesurent les gains moyens bruts (avant retenue fiscale), incluant donc l'effet des changements de qualification et des heures supplémentaires. L'IRES mesure des salaires-coûts, incluant en outre les charges sociales patronales. Le Ministère de l'Emploi mesure les salaires conventionnels, excluant donc l'effet des changements de qualification et des heures supplémentaires. Par conséquent, à moyen terme, c'est l'indice de l'IRES qui devrait augmenter le plus vite, celui du Ministère qui devrait montrer la hausse la plus faible. Les différences entre ces indices sont toutefois assez faibles, et ils indiquent tous la même chose, à savoir que les salaires ont régulièrement augmenté beaucoup plus vite que l'index, avec une différence minimum de 2.5 % en 68, et maximum de 9 % en 73 (ces différences mesurent l'augmentation des salaires réels). Les chiffres imposent la conclusion que ce n'est pas la liaison des salaires à l'index qui a été responsable de la montée des coûts salariaux. Les syndicats ont obtenu chaque année des augmentations des salaires réels.

2. Quelques relations de base

Avant toutefois de proposer une hypothèse alternative, il est utile de préciser certains concepts et certaines identités, indispensables pour une discussion ordonnée du problème.

Pour fournir un produit (ou un service), une entreprise achète à d'autres des matières et produits demi-finis, des services de commerce, de banque, de transport. On appelle valeur ajoutée, la différence entre la valeur de ces "inputs" et celle de l'"output" qu'elle produit. Exprimant cette relation par unité produite, tout changement dans le prix du produit est lié à un changement dans les prix des inputs, et/ou à un changement dans le prix de la valeur ajoutée. On peut clarifier ceci par un exemple. Supposons qu'au départ le prix de vente par unité soit de 200, avec des inputs de 100 et une valeur

ajoutée de 100. Présentons trois combinaisons-types pouvant porter le prix à 250 :

	Inputs	V.A.	Output
1)	150	100	250
2)	100	150	250
3)	125	125	250

Dans le premier cas, l'entreprise n'a fait que transmettre à ses acheteurs le résultat d'une hausse des coûts externe : le prix de la valeur ajoutée n'a pas changé. Dans le second cas au contraire, l'inflation a son origine dans l'entreprise : c'est le prix de la valeur ajoutée et pas celui des inputs qui entraîne la hausse du prix de vente. Le troisième cas est une combinaison des deux premiers.

Formellement, on peut écrire, pour la valeur par unité de production de l'industrie i :

$$1 = v_i + \sum_j a_{ji} + m_i$$

ce qui peut se lire : par franc (ou par million de francs) de valeur de la production de i , il entre v_i francs de valeur ajoutée, a_{ji} francs d'achats aux secteurs j et m_i d'importation de matières premières ou demi-produits. Par unité produite, cette relation est en fait celle que l'on peut lire dans les colonnes d'un tableau d'input-output : la somme des inputs (y compris ceux qui sont importés) plus la valeur ajoutée est égale à la valeur de la production.

Si maintenant nous voulons comparer deux années successives en tenant compte des changements intervenus dans les prix, nous pouvons écrire :

$$(1) \quad p_i^o = p_i^* v_i^o + \sum_j a_{ji}^o p_j^o + m_i^o p_m^o$$

où : $\overset{o}{p}$ indique le taux de changement dans un indice de prix par rapport à l'année de base ($\overset{o}{p} = \frac{1}{p} \frac{dp}{dt}$) ;

p_i et p_j sont les indices des prix de vente des industries i et j ;

p_i^* est l'indice du prix de la valeur ajoutée ;

p_m est l'indice du prix des matières premières importées.

Ici les coefficients techniques, d'input (les a_{ji} et m_i) et de valeur ajoutée, apparaissent comme les coefficients de pondération, mesurant l'influence de leurs changements de prix sur le prix de la production. Pareil système ne sera toutefois approximativement exact que pour un indice en chaîne, mesurant les changements d'une année à la précédente, car les prix eux-mêmes font varier les coefficients de pondération. Soulignons aussi que cette relation est une simple identité, qui n'implique aucune théorie sur la formation des prix, mais peut se lire simplement : tout changement dans le prix de vente implique un changement dans les prix des inputs, ou dans le prix de la valeur ajoutée, ou dans les deux.

On peut maintenant décomposer la valeur ajoutée. En Belgique, les statistiques à prix constants ne sont disponibles que pour les valeurs ajoutées au prix du marché, c'est-à-dire incluant les impôts indirects. Nous écarterons cette difficulté en supposant que la proportion des impôts indirects dans la valeur ajoutée reste constante (ceci ne sera pas tout-à-fait exact, même si le taux de la TVA est inchangé, car cela dépend aussi de la structure des inputs et de l'affectation des outputs).

Pour une entreprise employant des salariées, la valeur ajoutée au coût des facteurs est composée de la masse des salaires et traitements payés et du surplus brut d'exploitation. A son tour, ce dernier comprend les amortissements et les bénéfices avant impôts directs (dans nos statistiques sectorielles, il comprend malheureusement aussi des charges financières qui ne sont pas ventilées entre secteurs, mais soustraites globalement de la valeur ajoutée totale).

Appelons V la valeur ajoutée à prix constants (au prix du marché), p^* son prix, h la proportion de la TVA (qui ne dépend pas seulement de son taux), N le nombre de salariés, w leur salaire moyen et S le surplus brut d'exploitation. La valeur ajoutée au coût des facteurs peut s'écrire :

$$p^*V(1-h) = wN + S$$

Appelons z la part distributive des salaires dans la valeur ajoutée : $z = \frac{wN}{wN+S}$. Puisque la somme des valeurs ajoutées constitue le produit intérieur brut au coût des facteurs, au niveau national, la part distributive des salaires constituera une moyenne pondérée des z des entreprises ou, à un niveau plus agrégé, des secteurs. Dès lors :

$$p^*V(1-h) = wN/z$$

Divisons des deux côtés par N . La valeur ajoutée par homme à prix constant est ce qu'on appelle la productivité du travail (au moins dans les discussions macro-économiques). Lorsqu'il y a réduction dans la durée du travail, il faut faire attention toutefois que la productivité par heure augmente plus vite que la productivité par homme. Par homme, l'identité précédente s'écrit :

$$p^*\pi(1-h) = w/z$$

où π désigne la valeur ajoutée par homme. On transforme cette expression en taux de croissance par différenciation logarithmique dans le temps :

$$(2) \quad \frac{\dot{p}^*}{p^*} + \frac{\dot{\pi}}{\pi} - \frac{\dot{h}}{dt(1-h)} = \frac{\dot{w}}{w} - \frac{\dot{z}}{z}$$

où dans la discussion suivante nous supposerons que $dh = 0$. Il s'agit ici de nouveau d'une identité comptable qui ne contient au-

cune hypothèse que la formation des prix et des salaires. On peut la lire par exemple en disant qu'un changement proportionnel dans la part des salaires résultera d'une hausse des salaires supérieure à la somme des augmentations de la productivité et du prix de la valeur ajoutée. Il en résulte aussi que les parts distributives seront inchangées ($\dot{z} = 0$) lorsque le taux de croissance des salaires est égal à la somme des taux de croissance de la productivité et du prix de la valeur ajoutée.¹

Ainsi dans les trois exemples donnés plus haut, où le prix de vente passe de 200 à 250, si dans les trois cas la productivité augmente de 5 %, la hausse des salaires qui laisserait les parts distributives inchangées serait :

- dans le premier cas de 5 % ;
- dans le second de 55 % ;
- dans le troisième de 30 %.

Complétons ces identités par une définition de l'indice du coût de la vie (ou des prix à la consommation). Nous retrouvons ici le problème des impôts indirects qui grèvent les prix. Si toutefois le taux de la TVA ne change pas, il n'affecte pas le taux de croissance de l'index. Ainsi supposons que le prix d'un service ex-TVA passe de 100 à 110. Incluant 20 % de TVA, le prix passera de 120 à 132, une augmentation de 12 au lieu de 10. Le taux de croissance est toutefois le même, 10 %. A taux de TVA constant, la variation proportionnelle de l'index, p_c , s'écrit :

$$(3) \quad \dot{p}_c \approx \sum_i b_i \dot{p}_i$$

¹Dans les secteurs où il existe une proportion significative de travailleurs indépendants, l'expression (2) attribuerait au surplus d'exploitation le revenu total des indépendants. Ceci fausserait évidemment les calculs si la proportion d'indépendants variait avec le temps. Il serait alors préférable de leur imputer un salaire, égal par exemple à celui de la moyenne du secteur, pour calculer la part du travail et celle du surplus.

où les b_i sont des coefficients de pondération ($\sum b_i = 1$).

Ainsi, depuis le 1er mars 1972, les b_i dans l'index belge sont :

- produits alimentaires	30 %
- produits industriels	40 %
- services	30 %

Les données de l'input-output pour 1970 permettent d'estimer à plus d'un tiers les marges commerciales sur les produits alimentaires et industriels. Comme le commerce est dans le secteur protégé, ceci porterait à plus de 50 % l'influence des prix du secteur protégé sur le coût de la vie

Si on rapproche l'expression (3) de l'expression (1), il est clair que toute augmentation du coût de la vie doit provenir d'une augmentation du prix de la valeur ajoutée dans l'un ou l'autre secteur (y compris le secteur étranger qui nous fournit nos importations). Dans une économie qui n'aurait pas de commerce extérieur, tout indice de prix des produits finis peut se réduire, à travers le système d'équations (1), à une moyenne pondérée des prix de la valeur ajoutée de différents secteurs.

3. La position compétitive : un critère

Supposons une entreprise travaillant pour l'exportation dans des marchés concurrentiels : elle devra accepter les prix de vente imposés par la concurrence internationale. Elle n'aura pas non plus d'influence sur les prix auxquels elle achète ses inputs, qui sont fixés soit par ses vendeurs nationaux, soit aussi par la concurrence internationale.

Quand donc cette entreprise parle de la détérioration de sa position compétitive (quand il y a amélioration, elle n'en parle pas), cela veut dire que la vente au prix 'international' entraîne pour elle une réduction de sa marge de profit habituelle, ou une diminution de la part du surplus brut dans sa valeur ajoutée.

Dans un marché moins parfait, on exprimerait la même idée en disant que le prix de vente qui maintiendrait sa marge de profit habituelle, entraînerait une diminution du volume des ventes.

Dans le même sens, il y a amélioration de la position compétitive si, les prix de vente ayant augmenté plus que les coûts de production, la part du surplus brut dans la valeur ajoutée a augmenté. Nous pouvons par conséquent, définir un critère d'une position compétitive inchangée par le fait que la part distributive des salaires dans la valeur ajoutée est inchangée ($\dot{z} = 0$).

Soulignons qu'il s'agit là simplement d'une mesure objective sans aucune valeur normative : elle n'implique aucun jugement sur la part optimale ou nécessaire des profits, mais fournit seulement une mesure du changement d'une année à la suivante. Ainsi la même détérioration de la position compétitive peut, suivant les circonstances, signifier le retour à la 'normale' après une année de profits exceptionnels, ou au contraire, impliquer une situation où le surplus net (voire, à la limite, brut) disparaît dans une partie des entreprises. Rappelons aussi que l'évolution de ces positions compétitives dépend non seulement des prix d'input et des prix de vente (c'est-à-dire des prix de la valeur ajoutée), mais aussi de la croissance de la productivité dans l'entreprise.

Malgré sa signification toute relative, notre critère est utile à l'analyse car il permet d'analyser les hausses de salaires qui laissent les parts distributives inchangées, et qui, par conséquent, ne peuvent pas entraîner de détérioration de la position compétitive des industries exportatrices. Ce sera l'objet de la section suivante, où nous introduirons quelques hypothèses simples sur la formation des prix en Belgique, pour voir dans quelle mesure la liaison des salaires à l'index est susceptible d'entraîner une violation de notre critère.

4. Un modèle de formation des prix¹

Il est bien connu que l'économie belge est une des plus ouvertes qui soit aux échanges extérieurs. C'est en même temps un trop petit pays pour avoir une influence sur les prix auxquels il vend ou achète (dans une autre terminologie, ceci sera la définition d'une économie dominée). La concurrence étrangère s'exerce aussi sur le marché intérieur et y détermine de même le niveau des prix des produits qui entrent dans le commerce international (il s'agit des prix 'ex-usine' : au niveau du détail, les produits subissent en outre une marge de distribution qui échappe à cette forme de concurrence). Pour l'industrie manufacturière belge, le schéma utilisé plus haut pour définir la position compétitive semble généralement valable.

Ceci n'est toutefois pas vrai dans tous les secteurs de l'économie : les coiffeurs, les boulangers ou les tramways ne connaissent pas ce type de contrainte. Du point de vue de la formation des prix par conséquent, la distinction essentielle est entre le secteur 'concurrentiel' et le secteur 'abrité' de l'économie (une distinction sur laquelle le Professeur Dupriez a depuis longtemps attiré l'attention).

Le premier secteur comprend l'agriculture et l'ensemble de l'industrie manufacturière (excluant certaines branches que notre comptabilité nationale y inclut, comme les garages²). Le secteur abrité inclut la construction, les branches eaux, gaz, électricité, le commerce et l'ensemble des services. Les charbonnages présentent un cas limite : leur prix sont fixés concurrentiellement, mais

¹ Nous utiliserons les hypothèses du 'modèle scandinave', qu'un des auteurs a déjà travaillé à appliquer au cas belge (voir la bibliographie, en fin de l'article).

² Pour raffiner davantage, il aurait fallu pouvoir en exclure d'autres secteurs tels boucheries et boulangeries, comme il aurait fallu exclure le transport international du secteur protégé.

leur déficit est rencontré par des subsides ; leur comportement est peut être plus proche du secteur abrité.

Nous utiliserons les hypothèses extrêmes que, pour le secteur ouvert, les prix sont entièrement déterminés à l'extérieur du pays, ou qu'au niveau du gros, les entreprises nationales sont sans pouvoir sur leurs prix de vente (tant sur le marché intérieur qu'à l'exportation) ; tandis que dans le secteur abrité, les entreprises déterminent leurs prix de vente, ou sont en mesure de répercuter sur leurs clients toute augmentation de leurs coûts de production. Ceci n'exclut pas la concurrence intérieure, mais implique qu'une augmentation des prix des inputs ou des salaires (qui affectent toutes les entreprises d'une branche), entraîneront un changement correspondant dans le prix des outputs.

Ces hypothèses ne sont pas complètement exactes. Dans le secteur ouvert, elle se vérifiera complètement pour les produits de base, tandis que pour les produits finis largement différenciés, le prix ne constitue qu'un élément de la concurrence, et les entreprises conservent une certaine latitude, favorisée par l'imperfection du marché. Dans le secteur abrité, l'hypothèse de liberté au contraire, ne sera pas toujours vérifiée dans le cas de services publics ou semi-publics auxquels la politique de prix du Gouvernement peut commander d'absorber certaines augmentations de coût. Il faudra par conséquent tenter de vérifier statistiquement dans quelle mesure nos hypothèses donnent une vue suffisamment exacte de la réalité. Ceci sera fait à la section suivante.

Si on revient maintenant à l'équation (1) pour l'appliquer aux différentes branches du secteur ouvert, les hypothèses qui viennent d'être formulées impliquent que la plupart des termes qui y figurent sont exogènes :

- les p_i sont fixés par le marché international ;
- les p_j et p_m (prix des inputs) sont fixés soit par les secteurs vendeurs si il s'agit d'achats à des branches du secteur protégé, soit par la concurrence internationale si il s'agit

d'achats à d'autres branches du secteur ouvert, ou d'importations directes de matières premières ou demi-produits.

Pour le secteur ouvert, l'équation (1) sert par conséquent à déterminer le prix de la valeur ajoutée, et nous la réécrivons sous cette forme :

$$(4) \quad p_i^* = \frac{1}{v_i} (p_i^o - \sum_j a_{ji} p_j^o - m p_m^o)$$

En ce qui concerne les salaires, la hausse qui respecte le critère de parts distributives inchangées dans le secteur ouvert est donnée par l'équation (2) :

$$(5) \quad w_i^o = p_i^* + \pi_i$$

Il est clair toutefois que les hausses de salaire obtenues dans une branche se généralisent à l'ensemble de l'économie, quoique parfois avec retard (on constate d'ailleurs que les hiérarchies de salaires entre branches sont remarquablement stables). On peut admettre aussi que l'initiative en matière de salaires appartient aux grandes centrales industrielles ; en d'autres mots, que c'est le secteur abrité qui s'alignera sur le secteur ouvert. Négligeant pour le moment les time-lags, nous pouvons alors écrire :

$$(6) \quad \dot{w} = \dot{w}_i$$

où $\dot{w}$ désigne un taux de croissance des salaires applicable à l'ensemble de l'économie.¹

¹ L'équation (6) fait toutefois apparaître que, si on désagrège le secteur ouvert, notre critère peut ne pas être applicable à toutes ses branches : l'évolution des prix de la valeur ajoutée, ou de la productivité, peut ne pas être uniforme. Il faut alors soit appliquer le critère à l'industrie dominante (dans le cas belge, Fabrimétal exporte plus du double de n'importe quelle autre branche), soit l'appliquer à une moyenne du secteur. Dans ce cas, nous écrirons

$$(5a) \quad \dot{w}_i = \dot{p}_i^* + \pi_i + z_i \quad \text{avec : } \sum_i \alpha_i z_i = 0, \text{ où les } \alpha_i \text{ pondèrent les } z_i \text{ des secteurs selon leur importance respective.}$$

Voyons maintenant le secteur abrité (nous désignerons ses branches par l'indice j). Ici on suppose, comme on l'a dit plus haut, que les entreprises maintiennent leur marge de profit en répercutant sur leur clientèle toute hausse de leurs coûts de production, mais en l'absence d'excès de demande, ne cherchent pas à augmenter la part distributive des profits. La relation (5) permet alors de définir la hausse des prix dans chaque branche du secteur abrité :

$$(7) \quad p_j^* = w - \pi_j$$

pour le prix de la valeur ajoutée, qui, avec les prix des inputs, détermine le prix de vente :

$$(8) \quad p_j = v_j p_j^* + \sum_i a_{ij} p_i \quad \text{avec } v_j + \sum_i a_{ij} = 1$$

Si nous nous limitons au niveau maximum d'agrégation, sans distinguer les branches des secteurs ouverts et abrités, le système de relations (4 à 8) peut s'écrire :

$$\begin{bmatrix} 1 & & & a_{ji}/v_i \\ -1 & 1 & & \\ & -1 & 1 & \\ & & -v_j & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_i^* \\ w \\ p_j^* \\ p_j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1/v_i & -m/v_i & & \\ & & 1 & \\ & & & -1 \\ a_{ij} & & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_i \\ p_m \\ \pi_i \\ \pi_j \end{bmatrix}$$

que l'on peut résumer sous la forme :

$$Ax = By$$

où : x est le vecteur des variables endogènes ;
 y est le vecteur des variables exogènes.

Nous allons développer les implications du critère des parts distributives dans le modèle simple à deux secteurs.¹

Ecrivant : $D = v_i + a_{ji}v_j$,
(le déterminant de A est en fait : $(v_i + a_{ji}v_j)/v_i$) et utilisant la relation : $v_i + a_{ji} + m = 1$, on obtient la relation : $A^{-1}By = x$:

$$(9) \quad \frac{1}{D} \begin{bmatrix} D+m & -m & -v_j a_{ji} & a_{ji} v_j \\ D+m & -m & v_i & a_{ji} v_j \\ D+m & -m & v_i & -v_i \\ v_i + v_j & -v_i v_j & v_i v_j & -v_i v_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} {}^o p_i \\ {}^o p_m \\ {}^o \pi_i \\ {}^o \pi_j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} {}^o p_i^* \\ {}^o p_i \\ {}^o w \\ {}^o p_j^* \\ {}^o p_j \end{bmatrix}$$

Soustrayant la première ligne de (9) de la troisième, on a :

$$(10) \quad {}^o p_j^* - {}^o p_i^* = \frac{1}{D} (v_i + a_{ji}v_j)({}^o \pi_i - {}^o \pi_j) = {}^o \pi_i - {}^o \pi_j$$

¹Lorsqu'on désagrège, l'introduction d'un secteur ouvert supplémentaire relève de deux l'ordre des matrices A et B (et bien entendu ajoute des coefficients dans certaines équations existantes) pour définir les variables endogènes supplémentaires ${}^o p_r^*$ et ${}^o z_r$, avec les variables exogènes ${}^o p_r$ et ${}^o \pi_r$. Ces relations ont la forme :

$${}^o p_r^* + \frac{a_{jr}}{v_r} {}^o p_j = - \frac{a_{ir}}{v_r} {}^o p_i + \frac{1}{v_r} {}^o p_r - \frac{m_r}{v_r} {}^o p_m$$

$$- {}^o w + {}^o p_r^* + {}^o z_r = - {}^o \pi_r$$

Introduire un secteur abrité de plus augmentera de deux l'ordre de la matrice A (pour définir ${}^o p_s^*$ et ${}^o p_s$), mais la matrice B deviendra rectangulaire, avec une variable supplémentaire, ${}^o \pi_s$. Les relations supplémentaires auront la forme :

$$\begin{aligned} - {}^o w + {}^o p_s^* &= - {}^o \pi_s \\ - v_s {}^o p_s^* - a_{js} {}^o p_j + {}^o p_s &= a_{is} {}^o p_i \end{aligned}$$

Il est bien connu que le progrès de la productivité est plus rapide dans le secteur ouvert que dans les services : au niveau agrégé, la différence est de près de 3 % par an de 1960 à 1973. Il en résulte que le prix de la valeur ajoutée doit toujours augmenter plus vite dans l'ensemble du secteur abrité que dans l'ensemble du secteur ouvert.

de ceci

Examinons maintenant les implications dans différentes alternatives et prenons d'abord celle où les prix de gros industriels varient de la même façon que les prix des matières premières importées ($\overset{\circ}{p}_j = \overset{\circ}{p}_m$) : ceci serait l'hypothèse que les termes d'échange de l'industrie ne se modifient pas.

Soustrayant dans ce cas la quatrième ligne de la troisième, il vient :

$$\overset{\circ}{p}_j^* - \overset{\circ}{p}_j = \frac{1}{D} v_i (1 - v_j) (\pi_i - \pi_j) > 0$$

et soustrayant la première ligne de $\overset{\circ}{p}_i$:

$$\overset{\circ}{p}_i - \overset{\circ}{p}_i^* = \frac{1}{D} v_j a_{ji} (\pi_i - \pi_j) > 0$$

Mais dans ce cas, $\overset{\circ}{p}_i$ est une moyenne pondérée de $\overset{\circ}{p}_i^*$ et de $\overset{\circ}{p}_j$. Donc $\overset{\circ}{p}_i > \overset{\circ}{p}_i^*$ implique : $\overset{\circ}{p}_j > \overset{\circ}{p}_i$.

Nous obtenons donc la hiérarchie suivante dans les taux de croissance, utilisant aussi la relation (7) :

$$\overset{\circ}{w} > \overset{\circ}{p}_j^* > \overset{\circ}{p}_j > \overset{\circ}{p}_i > \overset{\circ}{p}_i^* .$$

Puisque l'indice du coût de la vie est une moyenne pondérée de $\overset{\circ}{p}_i$ et de $\overset{\circ}{p}_j$, notre critère implique que les salaires doivent augmenter plus vite que l'indice des prix de détail. Autrement dit, l'indexation des salaires ne peut pas entraîner de perte de position compétitive.

Toujours dans le même cas, on constate que si les prix de gros industriels sont stables ($\overset{o}{p}_j = 0$), le prix de la valeur ajoutée doit décliner dans le secteur ouvert, tandis que l'indice du coût de la vie augmentera lentement (puisque $\overset{o}{p}_j > 0$). Dans ce cas particulier, les salaires doivent augmenter moins vite que la productivité dans le secteur ouvert, mais plus vite que la productivité dans le secteur protégé, tandis que si les prix de gros augmentent (toujours à termes d'échange constants), l'application du critère montre que les salaires doivent augmenter plus vite que les deux productivités.

Prenons maintenant le cas d'une amélioration des termes d'échange de l'industrie : les prix de gros industriels augmentent plus que ceux des matières premières ($\overset{o}{p}_i > \overset{o}{p}_m$) ; ceci entraîne automatiquement une augmentation du prix de la valeur ajoutée dans le secteur ouvert. L'application de notre critère exige alors qu'une hausse des salaires fasse bénéficier les travailleurs de l'augmentation de bien-être résultant de l'amélioration des termes d'échange. Cette hausse se répercutant ^{sur} le secteur abrité, ses conséquences seront inflationnistes. Par conséquent, si une baisse du prix des matières premières n'entraîne pas une augmentation de la part distributive des profits, elle provoquera une augmentation du coût de la vie.

Cette augmentation rapide du prix de la valeur ajoutée pourrait modifier la hiérarchie des taux de croissance. On peut dériver de la première ligne de l'expression (9) :

$$(11) \quad \overset{o}{p}_i^* - \overset{o}{p}_i = \frac{1}{D} [m(\overset{o}{p}_i - \overset{o}{p}_m) - a_{ji}v_j(\overset{o}{w}_i - \overset{o}{w}_j)]$$

Une amélioration suffisante des termes d'échange rendra cette expression positive. Comme notre critère lie la hausse des salaires à $\overset{o}{p}_i^*$ tandis que l'index dépend de $\overset{o}{p}_i$, ce cas implique que la hausse des salaires dépasse celle de l'index plus que dans le cas précédent.

La discussion précédente suggère que l'application de notre critère ne peut poser de problème que si il se produit une détérioration des termes d'échange de l'industrie. Aussi vaut-il la peine de préciser dans quelles conditions on peut avoir :

$$\overset{o}{w} - \overset{o}{p}_c < 0 .$$

En effet, si le coût de la vie augmente plus que la hausse des salaires définie par le critère, la liaison des salaires à l'index entraînera une hausse supplémentaire. Dans le modèle agrégé, nous avons, pour l'indice du coût de la vie :

$$\overset{o}{p}_c = b_i \overset{o}{p}_i + b_j \overset{o}{p}_j = (1 - b_j) \overset{o}{p}_i + b_j \overset{o}{p}_j$$

Combinant la deuxième et la quatrième ligne de l'expression (9), il vient

$$\overset{o}{w} - \overset{o}{p}_c = \frac{1}{D} [(1 - b_j v_j) (v_i \overset{o}{\pi}_i - m(\overset{o}{p}_m - \overset{o}{p}_i)) + v_j (a_{ji} + v_i b_j) \overset{o}{\pi}_j]$$

que l'on peut transformer en :

$$(12) \quad \overset{o}{w} - \overset{o}{p}_c = \overset{o}{\pi}_j - \frac{1 - b_j v_j}{D} (m(\overset{o}{p}_m - \overset{o}{p}_i) - v_i (\overset{o}{\pi}_i - \overset{o}{\pi}_j)).$$

Le membre de droite de cette expression sera négatif lorsque :

$$m(\overset{o}{p}_m - \overset{o}{p}_i) > \frac{D}{1 - b_j v_j} \overset{o}{\pi}_j + v_i (\overset{o}{\pi}_i - \overset{o}{\pi}_j)$$

On a vu plus haut que, pour la Belgique, le coefficient b_j vaut à peu près 1/2. L'agrégation de la matrice d'input-output de 1970 permet d'estimer les autres coefficients.¹

¹ L'estimation pour 1970 a été faite à partir de la matrice des flux globaux de 1970 publiée par l'INS, de la matrice des flux nationaux de 1965 et des coefficients d'importation de biens de production établis à partir des données de la Banque Nationale. On a ignoré l'état et la valeur ajoutée imputée aux immeubles et on a assimilé les importations du secteur protégé à des inputs en provenance du secteur ouvert, tout en ne les incluant pas dans les ressources effectives de ce dernier.

$$\begin{aligned} v_j &= 73.9 \% \\ v_i &= 45.9 \% \\ a_{ji} &= 10.5 \% \\ m &= 43.6 \% \end{aligned}$$

ce qui donne :

$$p_m - p_i > 1.05 \pi_i + 0.90 \pi_j$$

Si on prend pour les π les valeurs de trend 1960-72 (excluant l'Etat et les immeubles) de 5.87 et 2.61 %, il faudrait une détérioration de 8.5 % des termes d'échange de l'industrie pour que l'indexation des salaires devienne significative, dans le sens d'entraîner une hausse dépassant ce qu'exigerait notre critère.

Pour interpréter ce résultat, on peut d'abord préciser le sens qu'ont ici les termes d'échange. L'industrie belge peut être envisagée comme transformant des matières premières et demi-produits importés en demi-produits et produits finis. Il y aura détérioration des termes d'échange dans notre sens, lorsque les prix des matières premières montent plus que les autres, ce qui, dans l'analyse du Professeur Dupriez, en termes de prix aux trois stades de fabrication, est caractéristique de périodes d'emballement en fin d'une haute conjoncture, mais aussi constitue un phénomène purement temporaire.

Les données de l'input-output que nous avons utilisées ne permettent toutefois pas de distinguer entre matières premières et demi-produits importés. Ils tendent donc à surestimer l'élément 'matières premières'.

Mais la dépendance extérieure de l'économie belge a augmenté ; relativement peu de 1970 à 1973, années pendant lesquelles la valeur ajoutée de l'industrie manufacturière a augmenté de 28 % tandis que les importations de biens de production augmentaient de 44 %. Toutefois, il est certain que les événements de 1974, la crise du pétrole, ont accéléré ce mouvement.

Par ailleurs, il est clair que la relation (12) est fort sensible au taux de croissance de la productivité : à son tour, celui-ci s'explique par le taux de croissance de la production : une stagnation ou un fléchissement de la production entraîneront une croissance faible de la productivité. Par conséquent, la combinaison d'une relation de prix typique de la fin de la haute conjoncture, coïncidant avec une production déjà affectée par la récession peuvent provoquer temporairement, une situation où la relation (12) serait négative.

Il faut souligner le mot 'temporairement'. En effet, on peut réécrire l'expression (11), sous la forme suivante (utilisant la valeur de $D = v_i + a_{ji}v_j$) :

$$(13) \quad p_i^* = p_i^o - \pi_i^o + \pi_j^o - \frac{1}{D} (m(p_m^o - p_i^o) - v_i(\pi_i^o - \pi_j^o))$$

qui permet une comparaison directe avec (12) : si on écrit le membre de droite de (12) : $\pi_j^o - fA$, ($f < 1$), celui de (13) s'écrit : $p_i^o - \pi_i^o + \pi_j^o - A$. Ainsi, il est clair que lorsque $\pi_j^o - fA = 0$, $\pi_j^o - A$ est déjà fortement négatif. Aussi y a-t-il beaucoup de chances que les conditions qui pourraient rendre (12) négatif, entraîneraient aussi une baisse du prix de la valeur ajoutée dans le secteur ouvert.

Mais si l'industrie belge est sans pouvoir sur ses prix extérieurs, la même chose n'est pas vraie pour les grands pays industriels. Et la détérioration des termes d'échange étant la même pour tous, ce rapport anormal de prix a peu de chance de se maintenir. C'est d'ailleurs ce que suggère l'expérience de 1975.

5. Hypothèses dynamiques

Nous n'avons pas jusqu'à présent tenu compte du temps nécessaire aux ajustements. Or si les prix peuvent s'ajuster assez vite vers le haut, l'existence de conventions collectives implique au contraire une certaine rigidité à court terme dans les salaires. Travaillant avec

des données annuelles, nous allons prendre deux hypothèses simples :

1. Dans le secteur ouvert, les salaires s'ajustent avec un certain retard aux variations de prix de la valeur ajoutée.
2. Dans le secteur abrité, les salaires s'ajustent avec retard sur le secteur ouvert.

Le cas le plus simple serait celui du retard d'une période dans chaque cas. Les équations de salaires sont alors :

$$(14) \quad \overset{o}{w}_j(t) = \overset{o}{p}_i^*(t-1) + \overset{o}{\pi}_j(t-1)$$

$$(15) \quad \overset{o}{w}_j(t) = \overset{o}{w}_i(t-1)$$

Si nous écrivons : $\overset{o}{w}(t) = \overset{o}{w}_i(t) = \overset{o}{w}_j(t+1)$, et que nous combinons (14) et (15) avec nos équations de prix inchangées, mais cette fois datées, nous pouvons écrire :

$$(16) \quad v_i \overset{o}{w}(t) + a_{ji} v_j \overset{o}{w}(t-2) = DA(t-1)$$

où D est le déterminant précédent et A est la seconde ligne de l'expression (9).

On voit immédiatement que la solution particulière de l'équation non homogène, obtenue en faisant : $\overset{o}{w}(t) = \overset{o}{w}(t-2)$, sera simplement $A(t-1)$, puisque : $v_i + a_{ji} v_j = D$.

Les racines seront les complexes conjugués :

$$\pm i \sqrt{\frac{a_{ji} v_j}{v_i}}$$

dont le module sera le réel positif correspondant. Comme les racines n'ont pas de partie réelle, elles se situent sur l'axe imaginaire et la transformation trigonométrique donne un angle de 90° .

Par conséquent, la solution complète de (16) s'écrira :

$$(17) \quad \overset{o}{w}(t) = \left(\sqrt{\frac{a_{ji} v_j}{v_i}} \right)^t (\alpha_t \cos 90^\circ t + \beta_t \sin 90^\circ t) + A(t - 1)$$

où les coefficients α et β dépendent des valeurs initiales.

Comme le module est plus petit que 1, le système sera stable et la composante oscillante perd à terme son importance par rapport à la solution à long terme, $A(t)$. En fait, avec les chiffres utilisés plus haut, la valeur du module est .41 et les déséquilibres se résorbent pratiquement sur trois périodes.

Il serait sans doute plus réaliste de prendre des ajustements plus court. Comme autre cas simple, supposons alors que les ajustements se réalisent pour moitié dans l'année, pour moitié l'année suivante, donnant :

$$(14a) \quad \overset{o}{w}_i(t) = 1/2 [\overset{o}{p}_i^*(t) + \overset{o}{w}_i(t)] + 1/2 [\overset{o}{p}_i^*(t - 1) + \overset{o}{w}_i(t - 1)]$$

$$(15a) \quad \overset{o}{w}_j(t) = 1/2 [\overset{o}{w}_i(t) + \overset{o}{w}_i(t - 1)]$$

ce qui, avec les mêmes conventions que plus haut, permet de réécrire l'équation des salaires :

$$(18) \quad (v_i + \frac{1}{4} a_{ji} v_j) \overset{o}{w}(t) + \frac{1}{2} a_{ji} v_j \overset{o}{w}(t - 1) + \frac{1}{4} a_{ji} v_j \overset{o}{w}(t - 2) \\ = \frac{D}{2} [A(t) + A(t - 1)]$$

La solution particulière sera : $\frac{1}{2} [A(t) + A(t - 1)]$, tandis que les racines de la forme réduite seront les complexes conjugués :

$$= \frac{\frac{1}{2} a_{ji} v_j \pm i \sqrt{v_i v_j a_{ji}}}{2v_i + \frac{1}{2} a_{ji} v_j}$$

dont le module peut s'écrire, après simplification :

$$\sqrt{\frac{a_{ji} v_j}{a_{ji} v_j + 4 v_i}} = M$$

et M étant cette fois plus petit que dans le cas précédent, les oscillations s'amortiront encore plus vite. Avec les valeurs précédentes des coefficients, en fait, la solution complète s'écrira :

$$(19) \quad \overset{o}{w}_t = .20^t (\alpha_t \cos 101.3^\circ t + \beta_t \sin 101.3^\circ t) + \frac{1}{2} [(\Lambda(t) + \Lambda(t-1))$$

et les oscillations perdent toute importance après deux périodes.

D'autres formes de lags, plus complexes, pourraient être introduites sans modifier les conclusions : le système étant extrêmement stable., les composantes transitoires ne présentent qu'une importance limitée, et la solution de statique comparative conserve toute sa signification.

Il faut maintenant comparer ces résultats avec l'évolution des prix qui résulterait des mêmes hypothèses de lags. Les prix du secteur ouvert étant exogènes, ce sont ceux du secteur abrité qu'il faut d'abord rechercher. C'est sans surprise que l'on constate que les équations en $\overset{o}{p}_j(t)$ ont les mêmes racines et donc les mêmes caractéristiques de stabilité, et les mêmes composantes transitoires que les équations en $\overset{o}{w}(t)$. Toutefois, les variables exogènes apparaissent avec une structure de lags beaucoup plus complexe. Ainsi, si on prend le second cas, celui d'un ajustement partiel dans le courant de l'année, et que l'on écrit (pour simplifier l'écriture) :

$$B(t) = v_j (\overset{o}{p}_i(t) - m \overset{o}{p}_m(t) + v_i \overset{o}{p}_i(t))$$

on obtient :

$$(20) \quad (v_i + \frac{1}{4} a_{ji} v_j) \overset{o}{p}_j(t) + \frac{1}{2} a_{ji} v_j \overset{o}{p}_j(t-1) + \frac{1}{4} a_{ji} v_j \overset{o}{p}_j(t-2) \\ = v_i ((1 - v_j) \overset{o}{p}_i(t) - v_j \overset{o}{p}_j(t)) + \frac{1}{4} B(t) + \frac{1}{2} B(t-1) + \frac{1}{4} B(t-2)$$

Le membre de gauche de (20) est identique à celui de (18), et par conséquent, le premier terme de la solution (19) se retrouvera dans la solution de (20), à l'exception des termes dépendant des conditions initiales, puisque la structure des lags des variables exogènes est différente. Utilisant les mêmes valeurs que plus haut pour les coefficients, nous aurons donc :

$$(21) \quad \overset{o}{p}_j(t) = .20^t (\alpha_t^* \cos 101.3^\circ t + \beta_t^* \sin 101.3^\circ t) + F_1(t) \\ + F_2(t-1) + F_3(t-2)$$

ou les F's sont des combinaisons de variables exogènes dont la somme est égale à la quatrième ligne de l'expression (9). Et bien entendu, le coût de la vie est une moyenne pondérée de $\overset{o}{p}_j(t)$, tel que défini par (21) et de $\overset{o}{p}_i(t)$, qui est exogène.

Par conséquent, et les prix et les salaires restent influencés par ce qui s'est produit dans les deux périodes antérieures (dans notre hypothèse simple sur les retards d'ajustement, qui permet aux prix un ajustement à l'intérieur de la période). Et ce que nous avons appelé la composante transitoire ne s'amortit aussi qu'après deux ou trois périodes.

De ces exercices sur la dynamique du système, on peut tirer quelques conclusions :

1. Le critère des parts distributives constantes n'est pas applicable à court terme : elles devront varier par suite de toute modification dans les tendances, même si les comportements à moyen terme respectent ce critère - ce qu'on discutera plus loin.
2. En particulier, la détérioration des termes d'échange et d'un arrêt de l'expansion, succédant à une période de progrès rapide, n'arrêtera

pas rapidement la hausse des prix et des salaires, reflétant la situation passée : la 'stagflation' peut durer un an ou deux, malgré la stabilité du modèle.

3. Toutefois, les conclusions du modèle statique restent vraies : ce n'est que dans des circonstances exceptionnelles et temporaires que la liaison des salaires à l'index peut être rendue partiellement responsable de cette stagflation : nos équations dynamiques, qui n'incorporent pas cette liaison, font néanmoins apparaître le phénomène.

4. Finalement, le modèle macro-économique doit être qualifié dès qu'on le désagrége : les situations varieront d'une branche à l'autre du secteur ouvert, en matière de prix, et d'une entreprise à l'autre de la même branche en matière de productivité. Un équilibre global dans le secteur, et à plus forte raison, une baisse générale de la part du profit, peut entraîner des difficultés générales dans certaines branches, et pour certaines entreprises dans toutes les branches. Celles qui sont les plus mal placées au plan commercial ou industriel, connaîtront des pertes, qui peuvent entraîner la fermeture pour celles qui sont financièrement les plus faibles. Des augmentations trop rapides des rémunérations, négociées pendant les périodes d'euphorie, peuvent alors se traduire par des pertes d'emploi et un chômage qui peut devenir structurel. Mais de nouveau, des 'augmentations trop rapides' impliquent qu'elles aient largement dépassé la hausse de l'index.

6. Quelques données empiriques

La partie théorique précédente avait établi deux propositions :

1. Dans une petite économie ouverte, où la concurrence internationale joue à travers le système des prix, il ne peut y avoir de détérioration de la position compétitive, que s'il se produit une réduction, relative ou absolue, du surplus d'exploitation. Nous avons

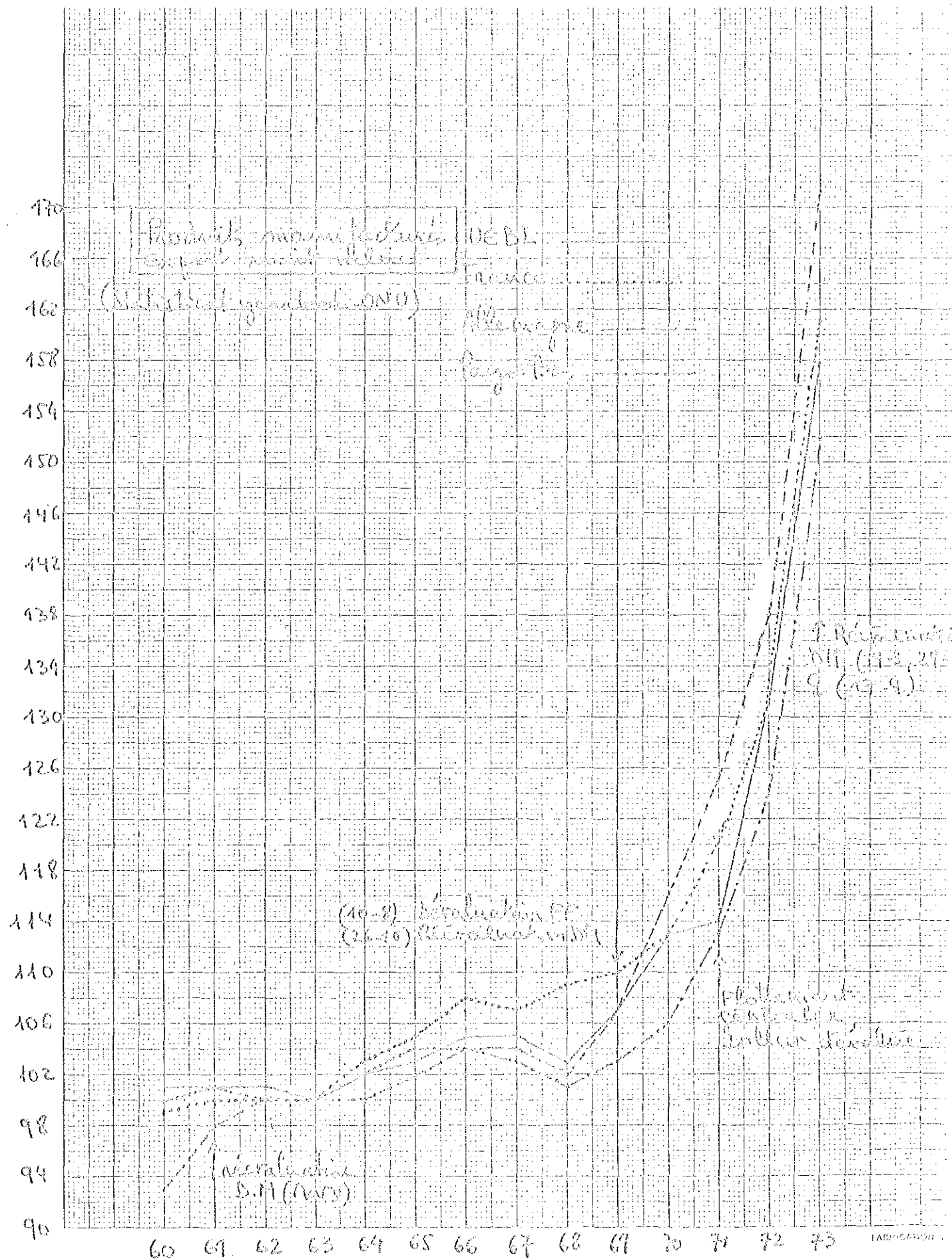
utilisé le critère le plus strict, celui de la part du surplus dans la valeur ajoutée.

2. Dans cette hypothèse, la liaison des salaires à l'index ne peut pas, sauf dans des circonstances temporaires et exceptionnelles, entraîner de détérioration de la position compétitive. Cette conclusion, valable au niveau agrégé, n'exclut pas que l'une ou l'autre branche de l'industrie, connaissant des évolutions de prix très différentes de la moyenne, puisse rencontrer des difficultés à un moment donné.

Concernant la liaison des salaires à l'index, il n'y a guère plus à dire. Toutefois, le schéma utilisé offre une clé d'analyse intéressante pour l'industrie manufacturière, qui constitue la partie essentielle du secteur ouvert. Dans ce qui suit, on se limitera à examiner ses données, sans chercher à construire un modèle complet, qui incluerait le secteur abrité.

A. La formation des prix

On ne dispose malheureusement pas de bonnes séries de prix à l'exportation, et les comparaisons internationales ne peuvent porter que sur des indices globaux de valeurs moyennes, dont la qualité statistique est douteuse et la valeur économique incertaine. (Ainsi supposons que les prix belges et hollandais soient identiques pour chaque produit, mais que les Belges exportent surtout de l'acier et les Hollandais des produits pétro-chimiques : les valeurs unitaires moyennes auront des évolutions divergentes si les prix ont des tendances différentes dans la chimie et la sidérurgie). Un test rigoureux du degré d'homogénéité des prix internationaux n'est par conséquent pas possible. Tout ce qu'on peut affirmer, c'est que les indices existants (corrigés pour les variations de taux de change) ne contredisent pas l'hypothèse de variations parallèles pour la Belgique et ses principaux concurrents : c'est ce que montre le graphique suivant.



L'hypothèse que les prix intérieurs sont déterminés par la concurrence internationale n'est pas plus facile à tester rigoureusement. Comme on l'a vu plus haut, elle implique que les prix de valeur ajoutée dépendent positivement des prix à l'exportation et négativement des prix d'input, tant intérieurs qu'importés. Toutefois, la proportion de l'output exporté varie fortement d'un secteur à l'autre, de même que la proportion de la valeur ajoutée dans l'output. L'indice des prix à l'exportation à par conséquent des pondérations tout-à-fait différentes de l'indice des prix de la valeur ajoutée (d'autant plus que les prix à l'exportation sont calculés pour l'UEBL). Ce problème d'agrégation doit limiter la précision des résultats si les évolutions divergent d'un secteur à l'autre.

Par ailleurs, on ne dispose pas d'un bon prix d'output pour les services destinés aux industries (les services inclus dans l'indice du coût de la vie couvre une toute autre gamme). Dans l'équation suivante, on a introduit une variable conjoncturelle intérieure : la variable GAP, qui mesure en pourcentage l'écart entre la capacité de production et son degré d'utilisation. GAP tend vers zéro au sommet conjoncturel et le coefficient de cette variable dans l'équation qui suit est significatif avec un signe positif. Une amélioration de la conjoncture (baisse de GAP) exerce donc une pression négative sur le prix de la valeur ajoutée dans le secteur ouvert. En d'autres mots, elle représente une influence sur le prix des inputs (en provenance du secteur protégé) plutôt que sur le prix des outputs du secteur ouvert.

$$(1) \quad \overset{o}{p}_i^* = .30 + 1.004 \overset{o}{p}_x - .442 \overset{o}{p}_m + .254 \text{ GAP}$$

(.52) (4.23) (-1.79) (1.68)¹

$$R^2 = .73$$

$$DW = 1.84$$

¹Entre parenthèses, en dessous de la valeur des coefficients, nous avons indiqué la valeur du test t pour ces coefficients.

Sur la période d'observation de 1954 à 73, la forme de l'équation est satisfaisante du point de vue théorique : la constante a une valeur insignifiante (1/3 de 1 %), le coefficient du taux de croissance du prix à l'exportation est très proche de l'unité, avec une valeur de moitié plus faible pour le prix des inputs importés. Comme il s'agit de taux de croissance, un R^2 de .73 est acceptable.

B. La formation des salaires

On a montré dans la partie théorique que les parts distributives seraient inchangées si la croissance des salaires égalait la somme de celles de la productivité et du prix de la valeur ajoutée. Il est intéressant de tester dans quelle mesure la formation des salaires est conforme à ce critère de répartition. C'est ce que présente l'équation suivante :

$$\begin{aligned} \overset{o}{w}_i = & \quad 1.14 \overset{o}{p}_i + \quad 1.03 \overset{o}{\pi}_i \\ & (4.57) \quad (7.41) \\ r^2 = & .46 \end{aligned}$$

L'équation montre en moyenne une légère augmentation de la part distributive des salaires (les coefficients des variables sont supérieurs à un). L'estimation ayant été faite par moindres carrés, la moyenne des valeurs calculées est proche de la moyenne des valeurs observées. Aussi, ce résultat est significatif (nous le retrouverons plus loin).

Toutefois, l'équation prédit assez mal la variation annuelle des salaires (comme le montre de R^2 assez faible). En outre, le diagramme des erreurs montre un degré élevé d'autocorrélation (le Durbin-Watson n'est pas donné, car non significatif en l'absence d'un terme constant). Cette auto-corrélation suggère des phénomènes

de 'rattrapage' à moyen terme : à des groupes d'années (de 2 à 5 ans) où les salaires croissent plus vite que ne le prévoit l'équation, succèdent des groupes d'années où ils croissent moins vite.

Etant donné la faible valeur prédictive de cette équation, on a calculé d'autres formes d'explication. Notons d'abord que si on introduit des lags dans les variables explicatives, conformément au schéma dynamique de la partie théorique, les résultats ne sont guère meilleurs.

Des variantes de la Phillips Curve traditionnelle donnent en fait de bien meilleurs résultats pour la Belgique. On en présente deux ci-dessous. A côté de l'indice du coût de la vie et de la variable GAP (qui se révèle un meilleur indicateur de tension que le taux de chômage), on a introduit dans l'une un indice des investissements dans l'industrie manufacturière, lié à un espoir de gain de productivité ; dans l'autre, on a mis les salaires laggs d'une période, pour représenter une certaine formation d'habitudes dans le niveau des revendications salariales.

$$(3a) \quad \overset{o}{w}_j = 1.61 + 1.04 \overset{o}{p}_c + 1.82 \text{ INV} - .27 \text{ GAP}$$

(1.66) (4.07) (3.12) (2.35)

$$R^2 = .88 \quad \text{DW} = 1.72$$

$$(3b) \quad \overset{o}{w}_j = 2.86 + .82 \overset{o}{p}_c + .49 \overset{o}{w}_i(t-1) - .32 \text{ GAP}$$

(2.98) (1.93) (2.03) (2.39)

$$R^2 = .85 \quad \text{DW} = 1.73$$

Les coefficients de détermination sont ici acceptables. Il est intéressant de noter que malgré la collinéarité des variables indépendantes, le coefficient de l'index reste proche de l'unité. Dans la seconde équation, le taux des augmentations ^{de salaires} obtenus précédemment ne semble pas jouer un rôle décisif ; en même temps, la constante est plus élevée, et le R^2 un peu plus faible. Aussi, la première équation semble légèrement supérieure.

C. La productivité

Ayant travaillé en données annuelles (valeurs ajoutées, prix, emploi), l'estimation est faite sur la productivité annuelle (valeur ajoutée à prix constants par homme et par an), sans correction pour le nombre d'heures travaillées.

Deux variables suffisent à expliquer l'essentiel des accroissements de productivité : d'abord le taux de croissance de la valeur ajoutée, indiquant des rendements croissants au plan conjoncturel (ou que la main d'oeuvre est partiellement un facteur fixe) ; en second lieu, l'état de la conjoncture :

c'est en période de basse conjoncture que les entreprises poursuivent avec le plus de vigueur l'effort de rationalisation. Aussi le progrès de la productivité est minimal au début d'un déclin conjoncturel, lorsque la production décline à partir d'un niveau élevé. Il est maximal lorsqu'elle augmente à partir d'un niveau déprimé.

L'estimation par moindres carrés ordinaires, utilisée pour les autres équations, avait révélé la présence d'une forte auto-corrélation des erreurs. Pour réduire celle-ci, nous avons estimé l'équation par la procédure de Cochrane-Orcutt, postulant une auto-corrélation de premier rang des erreurs.

$$(4) \quad \overset{o}{\pi}_j = -2.16 + .92 \text{ GVA}_j + .73 \text{ GAP} + 0.49 \text{ } c_{t-1}$$

$$(-1.71) \quad (7.23) \quad (4.07) \quad (2.47)$$

$$R^2 = .77 \quad \text{BW} = 1.67$$

Le caractère hautement significatif des coefficients traduit le fait que l'équation estimée saisit correctement 10 des 12 points tournants d'une courbe essentiellement en dents de scie (les valeurs observées vont de -1 à 49.8 %). Dans ces conditions, le R^2 est acceptable. Le Durbin Watson est toutefois ^{encore} faible : si l'équation saisit bien les points tournants, elle prédit moins bien l'amplitude des mouvements, et il en résulte une certaine auto-corrélation des erreurs.

Des essais d'explication de la productivité-horaire ne nous ont pas fourni d'équations aussi satisfaisantes au même niveau d'aggrégation.

D. Synthèse

Un modèle complet devrait inclure des équations pour les salaires et les prix dans le secteur abrité, et pour les prix agricoles : l'indice du coût de la vie pourrait alors être rendu endogène. A son tour, ceci permettrait une simulation avec, comme variables exogènes, les prix étrangers ($\bar{p}_x$ et $\bar{p}_m$) et les variables conjoncturelles (GAP et CVA).

Nous n'avons toutefois étudié ici que le secteur ouvert, où seule se pose la question de la position compétitive. Aussi nous bornerons-nous à présenter les résultats, en termes de parts distributives, en comparant les données des comptes nationaux (utilisant pour les dernières années, la révision de août 1975), avec les résultats de nos équations (utilisant 1, 3a et 4)¹. Le tableau qui suit présente la moyenne des 9 premières années de l'échantillon, et les chiffres annuels pour les dix dernières.

¹ Cette révision, parue dans le courrier hebdomadaire de l'INS, a détérioré la qualité de nos estimations ; elle consiste principalement en une réévaluation à la hausse de la valeur ajoutée à prix constants ; elle affecte surtout la qualité et la précision des coefficients de la variable GAP et donc aussi les R^2 , dans les équations de prix et de productivité. Pour l'équation des prix, on avait auparavant :

$$p_i^* = .11 + 1.03 \bar{p}_x - .485 \bar{p}_m + .304 \text{ GAP}$$

(.20) (4.87) (2.17) (2.18)

$$R^2 = .76 \quad \text{DW} = 2.03$$

Pour l'équation de productivité, en OLSQ :

$$\frac{c}{\pi}_j = -1.94 + .85 \text{ GVA}_j + .73 \text{ GAP}$$

(-2.31) (8.65) (5.57)

$$R^2 = .82 \quad \text{DW} = 1.46$$

Il va sans dire que nous attendons de voir si ces chiffres seront ou non une nouvelle fois révisés.

Evolution des parts distributives et de ses déterminants
(Industries manufacturières)

	Prix de la Val.Ajout.	Produce- tivité	Salaires- coûts	Parts distributives	
				Observées	Calculées
	(Taux de croissance, %)			(Changements, %)	
1955-63 moyenne	1.23	2.98	5.53	1.32	1.09
1964	3.83	5.81	12.53	2.89	1.19
1965	3.00	3.31	9.35	3.04	3.70
1966	2.91	6.11	9.18	.16	1.26
1967	2.66	4.43	7.76	.67	- .56
1968	1.71	8.86	7.36	-3.21	-4.59
1969	3.98	7.96	8.08	-3.85	-5.56
1970	1.68	6.70	10.42	2.04	1.94
1971	.89	4.02	12.72	9.59	8.16
1972	2.66	9.77	12.94	.51	3.84
1973	7.12	6.94	14.61	.55	3.83
1964-73 moyenne	2.86	6.37	10.47	1.24 ¹	1.33

$r^2 = 77.4$ (carré du coefficient de corrélation
entre valeurs calculées et observées)

Parts observées : col(4) = col(3) - col(1) - col(2)

Si on prend d'abord les moyennes décennales, on constate que l'accroissement beaucoup plus rapide des salaires dans la seconde période a été compensé partiellement par la hausse des prix de la valeur ajoutée, mais surtout par une croissance beaucoup plus rapide de la productivité. Les équations (4) montrant alors que c'est l'expansion économique qui a permis cette hausse des salaires, sans que leur part distributive ait augmenté plus vite dans la seconde décennie que dans la première (étant donné l'imprécision de certaines statistiques, la différence entre les deux moyennes ne peut pas être considérée comme significative).

¹ La part de la masse salariale (estimation incluant les cotisations patronales) dans la valeur ajoutée brute aux prix du marché des industries manufacturières y compris les garages, était, en 54 de 47,52 %, en 63 de 52,36 % et en 72 de 58,14 %, soit un taux de croissance moyen entre 54 et 72, de 1,13 %. La différenciation logarithmique utilisée dans le texte, donne des approximations linéaires, qui diffèrent normalement un peu des résultats des calculs faits sur les parts absolues.

Il est par ailleurs intéressant de comparer ces moyennes aux taux de croissance de l'index pendant les mêmes périodes : 1.44 % de taux annuel moyen de 1953 à 63, 5.45 % de 1963 à 73. Pendant la première décennie, la croissance 'autonome' des salaires (celle qui ne dépend pas de l'index, ou, si on préfère, la croissance des salaires réels) aurait été de 2.9 % par an, un peu plus que la productivité. Pendant la seconde décennie, cette croissance aurait été de 5 %, un peu moins que la productivité. Comme l'évolution des parts distributives a été assez semblable d'une période à l'autre, ceci résulte seulement de ce que l'accélération a été moins forte dans le prix de la valeur ajoutée de l'industrie manufacturière que dans l'index. L'explication de ce phénomène demanderait un modèle complet de formation des prix dans le secteur protégé.

Si on regarde maintenant les données annuelles, c'est la série de productivité qui présente la plus grande variance (si on excepte la hausse de prix de 73). C'est par conséquent elle qui influence le plus les variations des parts distributives. Ainsi, les deux années où la part des salariés a diminué sont des années de forte progression de la productivité. Au contraire, trois des quatre années où la part salariale a augmenté significativement sont des années où son progrès a été inférieur à la moyenne. Les variations conjoncturelles de productivité sont toutefois loin de tout expliquer, comme le souligne le déplacement important de 1971.

Terminons en indiquant que si les moyennes des résultats calculés se rapprochent fort des chiffres observés, les différences, année par année, restent parfois significatives, résultant du cumul des erreurs dans les trois séries étudiées. La qualité des estimations devra sans doute être améliorée avant qu'un exercice de simulation donne des résultats satisfaisants.

Conclusion

L'examen des données empiriques a amplement confirmé les conclusions de la théorie. Quelques points méritent d'être soulignés :

1. L'augmentation des salaires a été régulièrement plus importante que celle de l'index. La différence, représentant l'augmentation des salaires réels, tend à augmenter. Il est donc inexact de voir dans la liaison des salaires à l'index, la cause essentielle de la hausse des salaires, ou même de son accélération dans les dernières années.
2. La part distributive des salaires montre à la fois un trend et une évolution cyclique. Dans les années où elle a augmenté (avec la seule exception de 1971), cette augmentation a toujours été plus faible que celle des salaires réels. Par conséquent (sauf en 1971, et à concurrence de 1 % seulement), la liaison des salaires à l'index n'a pas entraîné d'augmentation de la part distributive des salaires.

Il faut toutefois ajouter que 1975 risque fort de répéter l'expérience de 1971. Comme il est vraisemblable que la production industrielle baissera plus que l'emploi, la productivité (comme nous l'avons mesurée, par homme/année) risque fort de connaître une évolution négative, qui a peu de chance d'être compensée par une hausse du prix de la valeur ajoutée. Les parts distributives risquent d'en être sensiblement affectées. Il s'agirait toutefois là d'un phénomène conjoncturel à court terme.

On peut terminer là où on avait commencé, en rappelant la signification de notre critère de distribution. Des parts distributives inchangées impliquent que la marge brute de profit par unité de valeur ajoutée est inchangée, et là où la concurrence se fait par les prix (en ce sens que les prix sont fixés par le marché), cela implique qu'il ne peut y avoir de dégradation de la position compétitive.

Les données montrent toutefois depuis 20 ans une tendance à la diminution de la part du surplus brut d'exploitation dans l'industrie manufacturière. Peut-on conclure que la situation de notre industrie se dégrade et met en danger la croissance future ? Il ne semble pas, et cela pour deux raisons : D'abord les amortissements représentent près de la moitié du surplus brut d'exploitation (47 % d'après le tableau d'input-output de 1965 ; un détail comparable n'est pas encore publié pour 1970). Il suffit par conséquent d'une faible diminution du coefficient de capital, associée à la croissance plus rapide dans les années 1960 que dans les années 1950, pour maintenir la marge nette d'exploitation malgré une diminution de la marge brute. En second lieu, il faut rappeler que la valeur ajoutée de l'industrie a doublé (à prix courants, bien sûr) rien que de 1968 à 1974. Même si le surplus brut d'exploitation a un peu moins que doublé dans ces six années, sa progression demeure rapide : dans l'ensemble la capacité de financer ne doit pas constituer un facteur limitatif.

Rappelons toutefois que les situations dans l'industrie sont extrêmement diverses, tant entre secteurs qu'à l'intérieur de chacun d'entre eux. Nos données agrégatives ne représentent qu'une moyenne. Par ailleurs, nos équations de salaires suggèrent que le système belge ne possède pas de stabilité automatique : il peut parfaitement comporter des augmentations de salaires déséquilibrées. Mais le danger serait alors pour l'emploi, par fermeture accélérée d'entreprises marginales, et efforts de rationalisation plus grands dans les autres. Il s'agirait moins d'un arrêt des investissements par incapacité de les financer que d'une réorientation de ceux-ci, dans une direction qui économiserait de la main-d'oeuvre plutôt que de créer des emplois. Ce serait alors, comme le veut la courbe de Phillips, un taux de chômage élevé et persistant qui se chargerait de freiner la hausse des salaires.

BIBLIOGRAPHIE

- AUKRUST, O., "Prim I : a model of the price and income distribution mechanism of an open economy", Artikler fra Statistik Sentralbyrå, n° 35, Oslo 1970.
- BRANSON and MYHRMAN, "Inflation in open economies : Supply-determined versus demand-determined models", Mimeographed, Stockholm, Oct. 1973.
- CALMFORS, L., "Swedish inflation and international price influences", Mimeographed, Stockholm, Mars 1975.
- CARRIN, Guy, BARTEN, Anton P., "International aspects of cost-push inflation", Mimeographed, Louvain 1974.
- COURBIS, K., "La détermination de l'équilibre général en économie concurrencée", Monographie du séminaire d'économétrie n° 7, CNRS, Paris 1971.
- DUPRIEZ, Léon, H., "Des mouvements économiques généraux", Louvain, IRES, Nauwelaerts, 1947.
- DRIEHUIS and DE WOLFF, "A sectoral wage-price model for the Netherlands' economy", Mimeographed, University of Amsterdam, 1974.
- EDGREN, G., FAXEN, K.O., ODHNER, C.E., "Wage formation and the economy", Allen and Unwin Ltd London, 1973.
- KERVYN, B. et STAES, V., "Approche pour un modèle sectoriel - La détermination des prix en Belgique", Mémoire, Louvain, 1974.
- BULLETTIN DE LA BANQUE NATIONALE DE BELGIQUE, Mai 1975.