

# DE L'INFLATION D'ÉQUILIBRE À LA « STAGFLATION » THÉORIE ET VÉRIFICATION EMPIRIQUE

Jean Paul Fitoussi \*

La théorie de l'inflation connaît une entreprise analogue à celle du ravalement des monuments historiques. Avec une fréquence variable, une théorie est extraite de la grisaille des vieilles explications, parée de mots nouveaux pour accroître la difficulté de sa reconnaissance, et « lancée sur le marché ». Ainsi voit-on resurgir d'étranges dichotomies: réel-monnaire, inflation par les coûts-inflation par la demande.

Cet état de la théorie est pour nous le reflet d'un obstacle épistémologique : la notion de déséquilibre global. Appréhendé au niveau macro-économique, le phénomène inflationniste semble toujours engendré par un déséquilibre, quelle que soit sa nature : excès de demande, variation de la structure du revenu national, etc. Le champ théorique doit alors être parcouru selon une autre dimension : il ne s'agit plus d'expliquer la hausse des prix – le déséquilibre étant sa cause – mais l'apparition de ce déséquilibre et sa perpétuation. D'où la référence à mie cause « autonome » (et l'on reste perplexe devant le sens que ce vocable recouvre) qui a le seul mérite de rester rebelle à toute formalisation.

Le déplacement de l'objet de l'explication n'est pas la seule conséquence de cet obstacle. Le caractère agressif de la contradiction soulignée par le terme stagflation en est une autre. Comment l'inflation et le chômage permettent-ils constituer des événements synchrones ?

---

Affiliation au moment de la publication : \* Université Louis-Pasteur, Strasbourg.

Publié dans *Économie appliquée*, 27 (1) : 27-43, 1974 © Reproduit avec l'autorisation de l'éditeur.

Il est illusoire de croire que le problème pourra être résolu à l'aide des catégories conceptuelles habituellement utilisées en la matière, et qui ont au surplus été chargées d'une connotation normative due à leur utilisation polémique dans le débat sur la recherche des responsabilités dans le processus inflationniste.

Il faut plutôt reprendre l'étude du phénomène à sa source et s'interroger sur sa nature. Définie comme la hausse d'un indice de prix, l'inflation reste essentiellement un phénomène macro-économique dynamique. Mais il suffit de penser au caractère fondamentalement syncrétique d'un indice, pour comprendre qu'une explication globale ne saurait être pertinente. Ces remarques établissent une double exigence : *la théorie de l'inflation doit avoir un fondement micro-économique, et suppose, une méthode d'agrégation*. Le premier de ces impératifs ne saurait, en effet, être suffisant en raison de la nature même du phénomène.

Nous avons déjà développé une théorie qui satisfait à cette double exigence<sup>1</sup>, et qui permet d'éclairer à la fois le problème de la permanence de la hausse des prix et celui de la stagflation, si l'on entend par ce terme l'aggravation simultanée de l'inflation et du chômage. Il ne saurait donc être question, dans le présent article, de reproduire cette analyse, mais d'en souligner brièvement les grandes lignes (première partie) afin de rendre intelligible le test de la théorie auquel nous avons procédé (deuxième partie).

L'intérêt de ce test est qu'il juxtapose deux méthodes d'analyse quantitative: celle de l'économétrie et celle de l'analyse en composantes principales. Cette dernière, parce qu'elle permet de rendre compte des phénomènes structurels, se révèle être un auxiliaire puissant lorsqu'il s'agit de passer du plan micro-économique au plan global, *en perdant le minimum d'informations*.

## 1. Théorie de l'inflation d'équilibre et de la « stagflation »

Lorsque le phénomène est envisagé dans l'optique que nous avons déterminée – fondement micro-économique des théories globales – il devient possible d'identifier une nouvelle relation de causalité

---

1. Voir : *Inflation, équilibre et chômage*, Éditions Cujas, novembre 1973. Voir aussi « Inflation d'équilibre et chômage », *Revue de Science financière*, n° 3, 1972.

susceptible de réduire, dans une large mesure, le degré d'indétermination du taux d'inflation.

**1.1.** La théorie dynamique des prix, telle qu'elle a été développée dans le cadre du modèle concurrentiel et du modèle monopolistique, présente une discontinuité logique évidente: l'incompatibilité entre les hypothèses du déséquilibre et de l'ajustement instantané des prix<sup>2</sup>.

Si système des prix remplit parfaitement son rôle cybernétique – ; information et régulation instantanée – l'équilibre général au sens strict est toujours réalisé.

Inversement, l'impossibilité d'une information parfaite fournie gratuitement à l'extérieur du système – il n'existe pas de démon de Maxwell chargé de chuchoter à l'oreille des échangistes le vecteur prix d'équilibre – contrarie systématiquement la réalisation de l'équilibre. Le résultat est l'introduction d'un élément aléatoire dans le modèle de la détermination des prix. Cette composante aléatoire vient du fait que l'agent économique, ne disposant jamais de toutes les données du problème qu'il a à résoudre, ne peut se déterminer que sur la base d'une connaissance réduite, d'un échantillon<sup>3</sup>. Le processus de l'acquisition de l'information devient alors l'explication la plus vraisemblable des relations dynamiques de comportement.

Dans un système d'information imparfaite, l'optimalité des situations des micro-sujets n'est plus acquise. La propagation de toute information supplémentaire est de nature à modifier la perception qu'a l'agent économique de sa propre situation. Il sera donc amené à s'ajuster au fur et à mesure des informations qui lui parviennent. *Le flux ininterrompue des informations qui circulent dans tout environnement dynamique implique donc la multiplicité des déséquilibres de marché.* La conséquence immédiate est la généralisation des pouvoirs de monopole. *En situation d'information imparfaite, le déséquilibre crée le monopole, quelle que soit la structure initiale du marché*<sup>4</sup>.

---

2. Sur ces questions, voir notamment K. J. Arrow, "Toward a theory of Price adjustment", in : *The allocation of Economic Resources*, Stanford University Press, 1959. D. F. Gordon et A. Hynes, "On the theory of Prices Dynamics », in : Phelps *et al.*, *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, W. W. Norton et Cie, New York 1970. J. Kornai, *Anti-Equilibrium*, North-Holland Publishing Company, 1971.

3. Voir Alchian, "Information Costs, Pricing, and Resource Unemployment" in : *Microeconomic Foundations ...*, *op. cit.*

4. Sur le marché atomistique, en effet, l'entrepreneur en situation de déséquilibre ne peut vendre toutes les quantités qu'il désire au prix du marché : l'élasticité de sa demande n'est plus infinie. Il dispose donc du pouvoir de déterminer son prix compte tenu des informations qui lui sont disponibles. Il s'ensuit que le prix sur un tel marché ne sera plus unique.

1.2. L'introduction de la durée – le processus de l'acquisition de l'information s'inscrit dans le temps – a pour effet de rendre irréaliste le concept de la flexibilité parfaite des prix.

Le sujet économique sera en décalage constant par rapport aux conditions de son environnement, et ne réagira qu'avec un certain retard aux variations de celles-ci.

Puisque l'information est imparfaite, elle est coûteuse. Son coût pourra être évalué soit en temps soit en monnaie. La réaction normale des échangistes va donc être de produire de l'information au coût le plus faible possible.

En dehors de l'appel aux agences de propagation de l'information (place du marché, intermédiaires, agences d'emploi, agences d'études de marché, publicité etc.), il existe d'autres voies par lesquelles l'information peut être produite. Ainsi la stabilité (relative) des prix, le stockage, les files d'attente, peuvent apparaître comme des moyens fort commodes de réduire le coût de l'information. Ces moyens représentent l'autre élément de l'alternative par rapport à l'ajustement instantané des prix. *Mais par la même, ils établissent la limite de la deuxième fonction cybernétique du système des prix : la régulation, des déséquilibres. Celle-ci devra être confiée simultanément à d'autres variables, les quantités, dont l'ajustement prendra le relais de celui des prix.* Est-il besoin de noter que cette conclusion détruit la dichotomie réel-monnaire?

Plus important encore, elle constitue l'un des fondements du système keynésien: « Dans un macrosystème keynésien, l'ordonnement marshallien des vitesses d'ajustement des prix et des quantités est inversé. Dans la période la plus courte, les flux réels sont librement variables, mais un ou plusieurs prix sont donnés et l'intervalle admissible de variation des autres prix est pour cette raison limité »<sup>5</sup>. Mais l'ajustement pur par les quantités, comme l'ajustement pur par les prix, délimitent un spectre à l'intérieur duquel toutes les combinaisons sont possibles. Dans ce continuum, nous nous situerons plus près des prix en ce qui concerne les ajustements à la hausse, et à proximité des quantités en ce qui concerne les ajustements à la baisse, *ces deux types d'ajustement étant de toutes les façons simultanés.*

---

5. A. Leijonhufvud : *On Keynesian Economics and the Economics of Keynes*, Oxford University Press, 1968. Cf. sur cette question: J. P. Fitoussi, *Le fondement micro-économique de la théorie keynésienne*, Éditions Cupas, juillet 1974.

L'imperfection de l'information justifie en effet l'asymétrie des adaptations aux déséquilibres. Elle ouvre une alternative au micro-sujet : ajustement par les prix ou recherche d'informations supplémentaires. Ainsi, l'entrepreneur confronté à une baisse de sa demande privilégiera le deuxième terme de l'alternative. Dans l'hypothèse inverse, il privilégiera le premier<sup>6</sup>. Ce comportement est tout à fait rationnel, en ce qu'il n'est pas dicté par une illusion monétaire. Le concept d'illusion monétaire n'a de sens, en effet, que par rapport à une réalité objective et rationnellement interprétable, c'est-à-dire par rapport au monde parfait décrit par Walras. Dans celui-ci, tous les biens ont le degré absolu de liquidité, l'échangiste pouvant écouler toutes les quantités qu'il désire au prix du marché. Illusion donc que d'attacher à la monnaie une vertu particulière. Il n'en va bien sûr pas de même dans un monde où l'information est imparfaite, et le déséquilibre la règle. Ici la monnaie représente bien l'actif le plus liquide<sup>7</sup>.

**1.3.** Multiplicité des déséquilibres de marchés, asymétrie et simultanéité des adaptations prix-quantités constituent les concepts autour desquels s'ordonne notre analyse de l'inflation.

Le hiatus se produit lors du passage du micro-économique au macro-économique. Si l'équilibre global suppose l'équilibre général, il implique alors la stabilité des prix. Mais nous venons précisément d'établir l'impossibilité de ce dernier équilibre : *la signification de la liaison équilibre-stabilité n'apparaît plus clairement*. C'est donc à ce niveau qu'il faut réétudier le problème. Pour cela, il suffit de définir un indice de prix (du type Laspeyre, par exemple) et d'établir les conditions de sa stabilité.

Compte tenu de la multiplicité des déséquilibres de marché, l'équilibre global, n'est plus que la somme, nulle, de déséquilibres de sens contraires. Mais l'influence sur les prix de ces déséquilibres (demandes excédentaires micro-économiques) varie selon leur signe. Puisque les coefficients de flexibilité des prix sont plus élevés à la hausse qu'à la baisse, *l'économie en situation d'équilibre global (demande excédentaire globale nulle) verra croître le niveau général de ses prix à un taux*

6. Il existe bien sûr d'autres fondements à l'asymétrie des mouvements de prix, mais celui que nous donnons est d'un ordre tout à fait général en ce qu'il ne suppose aucune irrationalité du comportement.

7. Voir J.-P. Fitoussi, *Le fondement micro-économique de la théorie keynésienne*, op. cit.

*déterminé par la structure même de la demande excédentaire : le taux d'inflation d'équilibre.*

Le mot structure doit être entendu, ici, dans un sens bien déterminé. Il s'agit de la dispersion de variables micro-économiques autour de leur moyenne macro-économique. Il est clair, en effet, qu'une augmentation de la dispersion des demandes excédentaires particulières – leur moyenne restant nulle – déterminera une augmentation du taux d'inflation d'équilibre.

La demande excédentaire globale exerce donc un double effet sur le niveau général des prix : *un effet lié à sa structure et un effet lié à sa grandeur*. Un peut supposer, à titre de première approximation, que les déséquilibres partis s'agencent dans un schéma stochastique de type gaussien ; dans ce cas, l'effet de structure sera mesuré par la variance de la distribution des demandes excédentaires particulières. Quoi qu'il en soit, si l'on accepte l'hypothèse de la stricte positivité d'une mesure de la dispersion des variables micro-économiques autour de leur moyenne – et l'hétérogénéité des agrégats implique cette positivité – la structure de la demande excédentaire exercerait, quel que soit le niveau de cette variable, une influence sur les prix. Ce n'est donc pas la variation de cette structure, mais son existence même qui constitue la cause de l'inflation d'équilibre.

Cette conclusion peut être étendue à d'autres relations de causalité, et notamment à la théorie de l'inflation par les coûts. Si les répercussions des variations de coûts sont asymétriques, *le taux d'inflation dépendra non seulement de la variation de la structure du revenu national mais de la structure de cette variation*<sup>8</sup>.

L'inflation d'équilibre suppose donc la conjonction de deux éléments : la multiplicité des déséquilibres et l'asymétrie des mouvements de prix. Chacun de ces deux éléments constitue une condition nécessaire du phénomène, et leur réunion une condition suffisante. On comprend dès lors pourquoi l'inflation est un phénomène permanent et non cumulatif : elle est engendrée par un équilibre qui a une certaine stabilité. Les déséquilibres qui le composent ayant eux-mêmes un caractère non cumulatif puisque la stabilité, notamment celle des prix, est un des moyens par lesquels les microsujets réagissent contre l'imperfection de l'information.

---

8. Toutes les conclusions énoncées dans le cadre de ce paragraphe ont été évidemment démontrées. Voir *Inflation, Équilibre et Chômage*, *op. cit.*

**1.4.** Toutes les propositions relatives aux prix peuvent être transformées en propositions relatives aux quantités. Nous avons en effet souligné que les ajustements prix-quantités étaient simultanés mais que l'asymétrie des mouvements de prix avait pour corollaire une asymétrie en sens inverse des mouvements de quantité. La structure de la demande excédentaire exercera donc un effet global positif sur les prix et négatif sur les quantités. *La stagflation trouve ainsi son origine dans le déséquilibre structurel.* Toute aggravation de ce déséquilibre, en même temps qu'elle accroît le rythme de hausse des prix, entraîne un ralentissement de la croissance de la production.

Si l'on étudie le problème sur le plan délimité par les axes inflation-chômage, les remarques précédentes signifient qu'à la relation conjoncturelle inverse qui existe entre ces deux variables<sup>9</sup> s'ajoute une relation structurelle directe, si bien que le résultat final de cette double causalité ne peut plus être déterminé a priori. C'est précisément dans ce plan que nous avons testé la théorie.

## 2. La confrontation de la théorie aux observations disponibles

L'exigence de la confrontation du théorique au « réel » ne peut être contestée. Encore faut-il interpréter avec toute la prudence nécessaire le résultat de cette confrontation. Il suffit, en effet, de songer à la distance qui sépare la « réalité » des observations disponibles, ou les concepts théoriques des concepts statistiques pour douter de la signification du test<sup>10</sup>. D'un autre côté, la relation théorique privilégie un petit nombre de variables, et suppose donc constante l'influence de celles qui ne sont pas prises en considération. Cette hypothèse de l'invariance de la structure, ne peut évidemment pas être reproduite au stade de l'observation. Mais le doute n'implique pas la paralysie, et ce n'est pas parce qu'une méthode est imparfaite qu'il faut la rejeter, surtout lorsque l'on ne dispose pas de méthodes alternatives. Ces remarques ont pour objet de mettre l'accent sur une évidence qu'il n'est jamais inutile de rappeler : si un test économétrique peut confirmer une relation théorique, il ne peut jamais l'infirmer.

---

9. Cette relation a été justifiée théoriquement et testée sur une période suffisamment courte pour que les variations structurelles puissent être négligées. Les résultats ont en général confirmé l'analyse théorique. Voir *Inflation, Équilibre et Chômage*, op. cit.

10. Voir O. Morgenstern, *Précision et Incertitude des Données économiques*, Dunod, 1972.

Ainsi, la proposition selon laquelle « la liaison représentée par la courbe de Phillips serait démentie par les faits » est pour nous vide de contenu. Il faudrait plutôt dire que cette courbe a un fondement théorique incertain ou insuffisamment spécifié. Seule cette dernière attitude est de nature à faire progresser notre compréhension du phénomène, parce qu'elle implique la recherche d'une explication de la contradiction entre les prédictions de la théorie et les événements tels qu'ils sont observés. On ne peut en effet se contenter d'enregistrer l'inadéquation de la théorie aux faits, tout en constatant que dans un passé récent la relation avait une certaine validité.

Or l'extension de la théorie, exposée dans la section précédente au marché du travail, permet précisément d'expliquer cette apparente contradiction. Elle trouve son origine dans la négligence d'une variable structurelle qui influence simultanément et dans le même sens le taux de variation des salaires et le taux de chômage<sup>11</sup>. Nous avons donc recherché la vérification empirique de cette analyse en testant la relation suivante :

$$\frac{\dot{W}}{W} = f(u, Su)$$

dans laquelle  $\dot{W}/W$ ,  $u$  et  $Su$  représentent respectivement, le taux de variation des salaires, le taux de chômage et un vecteur de variables exprimant la structure du chômage<sup>12</sup>.

L'étape préalable au test est donc celle de la définition des variables structurelles.

## 2.1. La définition des variables structurelles

Il existe une relation de nature stochastique entre les variables micro-économiques. Lorsque cette relation est stable, les équations

---

11. La relation entre l'inflation et le chômage, lorsqu'elle est déduite de la relation entre le taux de variation des salaires et le taux de chômage, est considérée par beaucoup d'auteurs comme l'expression d'une théorie de l'inflation par les coûts. Elle a cependant une tout autre signification puisqu'elle formalise une théorie de l'influence de la demande excédentaire, le passage de la deuxième relation à la première ne faisant que traduire l'interdépendance entre le marché du travail et le marché des produits. La relation entre les taux de variation des prix et des salaires qui permet ce passage, reste donc neutre quant à la direction du lien de causalité. Voir *Inflation, Équilibre et Chômage*, *op. cit.*

12. La variable  $(v-u)$  –  $v$  étant le taux de vacance – aurait été un meilleur indicateur de la demande excédentaire de travail que le taux de chômage, surtout en période de modifications structurelles (voir P. Coulbois, *La Politique conjoncturelle*, Cujas 1971). Mais il n'a pas été possible de l'utiliser en raison de l'insuffisance des données statistiques : les offres d'emploi non satisfaites n'étaient pas ventilées en autant de métiers que les demandes d'emploi non satisfaites. On trouvera en annexe la définition statistique des variables et la description des séries utilisées.



macro-économiques peuvent être observées directement. A contrario son instabilité rend impossible une telle observation. *C'est la raison pour laquelle les variables explicatives globales, qui sont des caractéristiques de moyenne doivent être accompagnées de caractéristiques de dispersion.* Ces derniers constituent, au sens où nous l'avons défini des variables structurelles puisqu'elles sont une mesure du « degré d'inégalité » des positions respectives des microsujets.

Nous avons supposé que cette relation était de forme gaussienne pour la simplicité de l'exposé du modèle théorique. Cette hypothèse est cependant trop limitative et en tout cas inutile au stade de la mesure. Il est en effet possible au niveau statistique de caractériser la structure d'un ensemble de séries, sans faire d'hypothèses sur la distribution de fréquence de ces séries, en utilisant les méthodes de l'analyse des données<sup>13</sup>. Celles-ci « se proposent de fournir des représentations synthétiques de vastes ensembles de valeur numériques »<sup>14</sup>. Le chapitre de l'analyse de données qui nous intéresse est celui dit de l'analyse en composantes principales, dont le problème peut être résumé ainsi :

« On dispose de données statistiques qui ne peuvent se représenter que dans un espace de dimension élevée; ce qui signifie le plus couramment que l'on dispose d'un nombre assez important de variables et d'observations, par exemple 60 caractères (variables), mesurés sur 1000 individus (observations)... Pratiquement donc, on dispose d'un tableau rectangulaire de valeurs numériques dont les dimensions sont telles, qu'elles sont un obstacle à l'assimilation rapide par le statisticien de l'information contenue dans cet ensemble de nombres. On désire représenter, dans la mesure du possible, ces données statistiques dans un espace de faible dimension, avec le minimum de perte d'information. »<sup>15</sup>.

L'analyse en composantes principales nous permet précisément de déterminer cet espace de dimension restreinte, dans lequel le phénomène pourra être représenté sans être dénaturé. On passera par exemple d'un espace à 60 dimensions à un espace à 3 dimensions. Concrètement, on ne va quasiment jamais au-delà de 4 dimensions, car il est rare que l'introduction d'une dimension supplémentaire

13. Nous tenons à remercier Dominique Thiébaud, chargé d'enseignement à la Faculté de Sciences économiques de Strasbourg, pour l'aide qu'il nous a apportée.

14. L. Lebart et J.-P. Fenelon, *Statistique et Informatique appliquées*, Dunod, 1971.

15. L. Lebart et J.-P. Fenelon, *op. cit.*

améliore sensiblement l'explication. On obtiendra donc un certain nombre de séries ou « facteurs » – autant de séries que de dimensions ; qui représentent la projection des points sur chacun des axes. Les axes étant orthogonaux, ces facteurs seront strictement indépendants les uns des autres, ce qui règle le problème de la colinéarité entre les Variables explicatives. À chaque facteur est attaché un pourcentage d'explication du tableau de départ. *Pratiquement, cela signifie que l'on pourra substituer aux 60 variables initiales; 3 ou 4 variables, linéairement indépendantes (les facteurs), tout en conservant pour l'essentiel (en général pour plus de 90 %) l'information véhiculée par les 60 variables.*

Le tableau initial est donc supposé avoir une structure et les facteurs sont considérés comme l'expression la plus représentative de cette structure. J. P. Benzecri indique que de toute manière, si cette structure existe, l'analyse de données est l'outil le plus puissant pour l'approcher<sup>16</sup>.

On perçoit l'intérêt d'une telle analyse pour le problème qui nous occupe. Il semble bien, en effet, que les facteurs de l'analyse en composantes principales peuvent être identifiés aux variables structurelles que nous cherchons. Nous ne pouvons cependant nous départir d'une certaine réserve. Le concept statistique de structure qui vient d'être défini coïncide-t-il avec le concept théorique tel qu'il découle de notre analyse ? *A priori* les deux concepts sont très voisins, puisque les facteurs sont les vecteurs propres de la matrice des corrélations des  $n$  variables considérées, ce qui signifie qu'ils peuvent être appréhendés comme des indicateurs de la position respective des variables les unes par rapport aux autres. Mais l'analyse en composantes principales a ceci de particulier que l'introduction d'une seule observation supplémentaire dans le tableau analysé risque de modifier totalement la physionomie des facteurs. Il faut donc considérer que ces derniers nous livrent une image ordinale plutôt que cardinale de l'évolution de la structure.

Nous définirons les variables exprimant la structure du chômage, comme les facteurs résultants de l'analyse du tableau regroupant l'ensemble des séries chronologiques des demandes d'emplois non satisfaites par métiers. Dans ce tableau, les variables (demandes

---

16. Cité par D. Thiebaut : « Les techniques de l'analyse de données peuvent-elles servir pour l'étude de l'économie et de la conjoncture ? », mémoire pour le Diplôme d'Études supérieures de Sciences économiques, Paris 1972.

d'emplois non satisfaites par métier) figurent en colonnes et les observations (trimestres) en lignes.

## 2.2. Les résultats

Une remarque préliminaire s'impose: les résultats que nous allons rapporter ne peuvent être utilisés pour la prévision, puisque la considération d'observations supplémentaires modifie de façon récurrente l'ensemble des séries des variables structurelles. Cette particularité nous a incité d'une part à tester la relation sur deux périodes différentes, la seconde englobant la première, et d'autre part à définir la structure du chômage à partir d'ensembles de variables distincts pour chacune de ces périodes<sup>17</sup>. De cette façon, les résultats obtenus ne pourront être considérés comme le produit du hasard. Dans aucune de ces périodes nous n'avons tenu compte des observations relatives au deuxième trimestre 1968. Il est inutile, croyons-nous, d'exposer les motifs de cette exclusion.

### 2.2.1. La période 1968-1971

La négligence de l'effet de structure semble bien être la cause des controverses actuelles sur la nature de la relation entre l'inflation et le chômage. Afin de mettre en lumière cette proposition, nous avons d'abord considéré le taux de chômage comme seule variable explicative, et ensuite introduit simultanément les variables structurelles. Les résultats obtenus ont été les suivants<sup>18</sup> :

$$(1) \left( \frac{\dot{W}}{W} \right)_t = 1,49 + 0,57 u_{t-1} \quad \begin{array}{l} R = 0,298 \\ DW = 0,858 \\ \sigma = 22 \% \end{array}$$

(2,21) (1,13)

$$(2) \left( \frac{\dot{W}}{W} \right)_t = 19,53 - 13,46 u_{t-1} + 4,01 S_1 - 2,09 S_2 \quad \begin{array}{l} R = 0,89 \\ DW = 2,09 \\ \sigma = 10 \% \end{array}$$

(5,56) (4,93) (5,12) (6,09)

$$(3) \left( \frac{\dot{W}}{W} \right)_t = 24,54 - 17,34 u_{t-1} + 5,12 S_1 - 2,48 S_2 - 0,46 S_3 \quad \begin{array}{l} R = 0,91 \\ DW = 2,15 \\ \sigma = 10 \% \end{array}$$

(5,06) (4,61) (4,75) (5,83) (1,43)

17. Il s'agit des périodes allant du premier trimestre 1968 au quatrième trimestre 1971, et du troisième trimestre 1967 au deuxième trimestre 1967 au deuxième trimestre 1972. Les « facteurs » ont été obtenus à partir d'une ventilation des demandes d'emploi non satisfaites en 8 métiers pour la première période et en 16 métiers pour la seconde.

18. On trouvera en annexe la définition statistique des variables, et des indications sur l'origine des séries utilisées. Nous tenons à la disposition du lecteur intéressé les résultats détaillés des analyses et des régressions, ainsi que les séries utilisées.

Les variables  $S_1$ ,  $S_2$ ,  $S_3$ , sont les facteurs résultants de l'analyse en composantes principales. Les pourcentages d'explications respectivement associés à ces facteurs sont : 68,35 % ; 18,70 % ; 7,88 %. Les deux premiers facteurs expliquent donc à eux seuls 87,05 % du tableau analyse, qui comprenait 8 variables et 15 observations.  $R$  est le coefficient de corrélation,  $DW$ , la valeur obtenue pour le test de Durbin-Watson et  $\sigma$  le rapport entre l'écart-type résiduel et la moyenne arithmétique de la variable expliquée.  $\sigma$  exprime donc l'erreur moyenne en pourcentage de l'estimation. Les chiffres entre parenthèses, sous les coefficients de régression, représentent la valeur du  $t$  de Student relatif à ces coefficients. On notera que le taux de chômage est décalé d'un trimestre, et que les facteurs se réfèrent aussi à des variables décalées d'un trimestre.

Il est en effet légitime de supposer que l'ajustement des salaires est « retardé » par rapport à la demande excédentaire de travail.

Les résultats de ces régressions sont extrêmement suggestifs. L'équation (1) semble rejeter l'hypothèse d'une relation inverse entre le taux de variation des taux de salaire monétaires et le taux de chômage. Non seulement la corrélation est très faible, mais les coefficients de régression ne sont pas significativement différents de zéro. Au surplus, le coefficient du taux de chômage est positif.

Les équations (2) et (3) contredisent cependant cette interprétation. L'introduction des variables structurelles améliorent considérablement le coefficient de corrélation. Mais surtout, tous les coefficients de régression sont significatifs, au seuil de signification de 1 %, et le coefficient du taux de chômage a bien le signe négatif postulé par la théorie. Le test de Durbin-Watson indique d'autre part qu'il n'y a pas autocorrélation des résidus. Il faut remarquer enfin que l'introduction de la variable  $S_3$  n'améliore pas la régression, son coefficient n'étant pas significativement différent de zéro.

L'étude de la matrice de corrélation associée à la régression (2) permet de confirmer une autre des conclusions fondamentales de l'analyse théorique. Le coefficient de corrélation entre le taux de chômage et le premier facteur  $S_1$  est de 0,98 : l'aggravation du déséquilibre structurel semble donc bien entraîner simultanément un accroissement du taux d'augmentation des salaires et du taux de chômage.

### 2.2.2. La période 1967-1972

La forte corrélation que nous venons de signaler pose cependant un double problème.

1° Un problème économétrique: celui de la multicollinéarité. Mais ce problème peut être négligé, car non seulement la théorie l'avait prévu, mais encore l'existence d'une dépendance linéaire entre les variables explicatives n'affaiblit pas la signification des résultats des régressions.

2° Un problème d'interprétation: les facteurs de l'analyse en composantes principales ne sont-ils pas à la fois des indices de la structure *et de la grandeur*? Dans ce cas, la relation observée entre  $S_1$  et  $u$  n'est-elle pas de nature tautologique? Si, en effet, l'évolution de la série  $S_1$  ne faisait que traduire le fait que dans tous les métiers les demandes d'emploi non satisfaites ont plus ou moins augmenté pendant toute la période étudiée, le premier facteur serait nécessairement corrélé avec une expression de la moyenne arithmétique des demandes d'emplois non satisfaites. Nous ne pouvons apporter de réponses définitives à ces questions. Notre conviction est que même s'il fallait répondre affirmativement – ce que nous croyons – à la première d'entre elles, la nature tautologique de la dépendance ne serait pas établie; car de toutes les façons la relation entre  $u$  et  $S_1$  traduirait à la fois un effet de grandeur et un effet de structure. Une fraction de la corrélation reste dans tous les cas expliquée par les variations de structure.

Cette réponse nuancée, bien qu'elle ne remette pas en cause les résultats obtenus, nous commande cependant de procéder autrement dans l'étude de la période 1967-1972. Le modèle à une équation doit en effet être décontracté en un modèle à deux équations; à la relation  $\dot{W}/W = \rho(u, S_u)$ , dont l'interprétation soulève quelque ambiguïté, il faut substituer les relations

$$\begin{aligned}\frac{\dot{W}}{W} &= \varphi(S_u) \text{ et} \\ u &= \psi(S_u)\end{aligned}$$

qui constituent la forme réduite du modèle théorique, et qui lèvent l'hypothèque que faisait peser sur les résultats précédents la difficulté d'interprétation que nous venons de signaler. Les résultats obtenus, en ne considérant que deux facteurs, ont été les suivants :

		R = 0,77
(1)	$\frac{\dot{W}}{W} = 2,18 + 0,37 S_1 + 1,03 S_2$	DW = 1,703
	(23,88) (3,087) (3,63)	σ = 17 %

$$(2) \quad u = 1,28 + 0,30 S_1 + 0,12 S_2$$

(46,54) (8,31) (1,38)

$$R = 0,90$$

$$DW = 1,92$$

$$\sigma = 9 \%$$

Si les quatre premiers facteurs sont introduits dans les régressions, les relations précédentes s'écrivent :

$$(3) \quad \frac{\dot{W}}{W} = 2,15 + 0,35 S_1 + 0,97 S_2 - 0,15 S_3 - 0,76 S_4$$

(23,85) (3,01) (3,54) (0,49) (1,86)

$$R = 0,82$$

$$DW = 2,502$$

$$\sigma = 17 \%$$

$$(4) \quad u = 1,27 + 0,31 S_1 + 0,12 S_2 - 0,27 S_3 + 0,24 S_4$$

(103,01) (19,7) (3,26) (6,35) (4,38)

$$R = 0,98$$

$$DW = 1,52$$

$$\sigma = 4 \%$$

Les variables  $S_1$ ,  $S_2$ ,  $S_3$ ,  $S_4$  sont obtenues à partir d'une ventilation des demandes d'emploi non satisfaites en 16 métiers. Le tableau analysé comportait donc 16 variables et 19 observations.

À chacun de ces quatre facteurs est associé respectivement le pourcentage d'explication suivant : 69 % ; 12 % ; 9,5 % ; 5 %.

Que peut-on déduire de ces résultats ? On remarquera que les coefficients de régression des équations 1 et 4 sont tous significatifs au seuil de signification de 5 % que le coefficient de  $S_2$  dans l'équation (2) devient significatif lorsqu'on introduit les facteurs 3 et 4 (équation (4)). alors que l'introduction de ces mêmes facteurs dans l'équation de salaire (équation (3)) ne semble pas améliorer de façon notable la régression, puisque leurs coefficients ne sont pas significativement différents de zéro<sup>19</sup>. Le test de Durbin-Watson conclut soit à l'absence d'autocorrélation (régressions (1) et (2)), soit au doute sur l'autocorrélation (régressions (3) et (4)).

Ces résultats confirment donc largement l'hypothèse de l'influence prépondérante des variations structurelles dans la période la plus récente<sup>20</sup> : même si les coefficients de corrélation des équations de salaire ne sont pas très élevés, ils sont largement significatifs. En fait, une corrélation plus élevée nous aurait incité à plus de prudence dans l'interprétation : le taux de variation des variables monétaires ne peut

19. Il faut cependant remarquer que le coefficient de  $S_4$  dans l'équation (3) est significatif du seuil de signification de 10 %.

20. Nous avons montré que dans la période antérieure à 1967, c'était au contraire l'effet de grandeur qui était prépondérant. Voir *Inflation, Équilibre et Chômage*, op. cit.

être considéré comme entièrement déterminé par des variables réelles ; encore faut-il tenir compte des anticipations<sup>21</sup>.

Nous considérons, pour la raison évoquée précédemment, les équations de chômage comme partiellement tautologiques. Mais il n'est pas douteux que pour le reste, elles confirment l'hypothèse structurelle.

### 3. Conclusions

**3.1.** L'équilibre global, parce qu'il n'implique pas l'équilibre général, ne peut plus être considéré comme une condition de la stabilité des prix. Dans les économies décentralisées, le système des prix ne remplit qu'imparfaitement ses fonctions cybernétiques ; l'équilibre général devient une utopie. L'équilibre global se voit, dès lors, débarrassé de sa connotation normative : il est la résultante d'une pluralité de déséquilibres, la moyenne nulle d'une série de demandes excédentaires positives et négatives.

**3.2.** Mais, en raison de l'imperfection de l'information, la symétrie des situations n'implique plus celle des adaptations. Il s'ensuit que par la médiation de ces répercussions asymétriques, la structure de la demande excédentaire (ou plus généralement de la variable explicative) détermine à l'équilibre une augmentation du niveau général des prix, et un niveau donné de sous-emploi : *le taux d'inflation et le taux de chômage d'équilibre*.

**3.3.** Toute aggravation du déséquilibre structurel – c'est-à-dire toute augmentation de la dispersion des variables micro-économiques autour de leur moyenne – accroît simultanément le taux d'inflation et le taux de chômage. La « stagflation » a donc pour origine un phénomène structurel. Il n'est pas dans notre propos de rechercher la cause de ce phénomène, mais il nous faut signaler que le concept d'entropie économique s'appliquerait particulièrement bien à son explication<sup>22</sup>.

**3.4.** Le tribut payé pour éliminer cette inflation d'équilibre est trop lourd pour que les politiques globales soient d'une quelconque

---

21. Voir *Inflation, Équilibre et Chômage*, op. cit.

22. Voir dans le même numéro de cette revue, l'article de J.-P. Daloz : « Inflation et entropie du système économique ». Cet article fournit une explication originale de l'accroissement du degré de déséquilibre structurel.

efficacité. On voit mal, en effet, les gouvernements sacrifier l'équilibre global à la stabilité des prix, puisqu'il est établi que ces deux objectifs sont incompatibles. Seule une politique structurelle – c'est-à-dire au sens où nous l'entendons, une politique micro-économique – pourrait réduire le taux d'inflation d'équilibre. La politique conjoncturelle serait alors employée pour lutter contre « l'inflation de déséquilibre », c'est-à-dire contre cette fraction de la hausse des prix qui est engendrée par le déséquilibre global. Son objectif serait donc, non pas de stabiliser le niveau général des prix, mais le taux d'inflation autour de son niveau d'équilibre. Cette pratique est déjà inscrite dans les faits : il suffit de se référer, pour le constater, à l'objectif *déclaré* des gouvernements, qui est de ne pas dépasser un certain rythme de hausse des prix.

**3.5.** Parce que la théorie de l'inflation d'équilibre a un fondement micro-économique, elle se heurtait à la quasi-impossibilité d'être testée. Il fallait pour cela disposer à la fois de données micro-économiques, et d'une méthode qui permette d'approcher d'aussi près que possible la structure d'un ensemble de variables. La première de ces conditions n'a pas pu être vraiment respectée. Tout au plus peut-on dire que la répartition des demandes d'emplois non satisfaites en 16 métiers peut être considérée comme une ventilation par grands groupes de marchés du travail. L'utilisation de l'analyse en composantes principales a permis de satisfaire à la deuxième condition. Si nous sommes conscient des difficultés d'interprétation que cette méthode soulève<sup>23</sup>, nous pensons néanmoins qu'elle représente un outil d'une très grande richesse et qui n'a pas encore révélé toutes ses ressources ; elle semble en tout cas avoir une pertinence particulière pour le problème de l'agrégation des données.

Nous avons ainsi pu définir des variables structurelles et montrer que leur introduction dans les analyses de régression modifiait totalement la physionomie des résultats : en d'autres termes, le modèle économétrique *semble* avoir confirmé le modèle théorique, à savoir l'existence d'une relation conjoncturelle inverse et d'une relation structurelle directe entre l'inflation et le chômage.

---

23. L'utilisation d'une autre méthode d'analyse des données, l'analyse des correspondances pourra peut-être résoudre un certain nombre de ces difficultés.



## ANNEXE

La définition statistique des variables utilisées dans les régressions est la suivante :

$$\left(\frac{\dot{W}}{W}\right)_t = \frac{W_t - W_{t-1}}{W_t}$$

où  $W_t$  représente l'indice des. taux de salaire horaire relatif au premier jour du trimestre  $t$ , ou, ce qui revient au même, au dernier jour du trimestre  $t_{-1}$ , (Source : *Bulletin mensuel de Statistiques*).

$$u_t = \frac{D_e}{P_a}$$

où  $D_e$  représente l'ensemble des demandes d'emploi non satisfaites relatives au premier jour du trimestre (Source : *Bulletin mensuel de Statistiques*) et  $P_a$  la population active (Source : *Annuaire Statistique de la France*).

La ventilation par métier des demandes d'emploi non satisfaites utilisée pour la définition des variables structurelles dans la première période est la suivante : métiers de la manutention, du bâtiment, du travail des métaux, du textile, de l'habillement, emplois de bureau, emplois de commerce, services domestiques. (Source : *Tendances de la Conjoncture*).

Pour la deuxième période, la ventilation utilisée a été la suivante : manutention, agriculture, terrasse et extraction, construction et entretien des bâtiments, production et utilisation des métaux, électricité et radio, production et conservation des aliments, fabrication des fils et étoffes, utilisation des tissus, utilisation des cuirs, traitement et utilisation du bois, transports, emplois de bureau, emplois de commerce, services domestiques, autres métiers. (Source : *Bulletin mensuel de Statistiques*).

Toutes les données utilisées ne sont pas corrigées des variations saisonnières. La désaisonnalisation des séries, si elle permet d'améliorer le coefficient de corrélation, a pour inconvénient d'introduire quasi automatiquement une autocorrélation des résidus.

