

# Le chômage des années 1970 était-il classique? The unemployment of the 1970's: a classical unemployment regime?

Guy Laroque

Volume 62, Number 3, septembre 1986

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/601377ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/601377ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Laroque, G. (1986). Le chômage des années 1970 était-il classique? *L'Actualité économique*, 62(3), 349–364. <https://doi.org/10.7202/601377ar>

Article abstract

The purpose of this paper is to examine, using macro-econometric models based on French data, how the fix-price model describes the economic situation of the 1970's. The structure of these models is briefly surveyed and, with regards to the present paper, the more relevant results are given. The possibility that weaknesses in the empirical works explain the low probability that the economy is in a classical unemployment regime is then explored. Some suggestions of alternative specifications are formulated. These suggested changes might give a higher probability of occurrence of this kind of regime.

## LE CHÔMAGE DES ANNÉES 1970 ÉTAIT-IL CLASSIQUE?

Guy LAROQUE\*  
INSEE, Paris

L'objet du présent article est d'examiner, en s'appuyant sur les résultats des modèles macroéconométriques relatifs à l'économie française, comment le modèle à prix fixes rend compte de la conjoncture des années 1970. Nous commençons par rappeler brièvement la structure de ces modèles. Puis nous décrivons les résultats pertinents pour le problème à l'étude et nous essayons de voir si les points faibles de ces travaux empiriques sont responsables de l'importance très modérée qu'ils accordent au chômage classique. Nous terminons par quelques suggestions de spécifications alternatives pouvant éventuellement donner une place plus importante à ce type de chômage.

*The unemployment of the 1970's: a classical unemployment régime?* — The purpose of this paper is to examine, using macro-econometric models based on French data, how the fix-price model describes the economic situation of the 1970's. The structure of these models is briefly surveyed and, with regards to the present paper, the more relevant results are given. The possibility that weaknesses in the empirical works explain the low probability that the economy is in a classical unemployment regime is then explored. Some suggestions of alternative specifications are formulated. These suggested changes might give a higher probability of occurrence of this kind of regime.

---

### INTRODUCTION

Les dix dernières années ont vu, après le développement théorique des modèles macroéconomiques à prix fixes (Barro-Grossman [1971], Benassy [1976], Malinvaud [1980], Muellbauer et Portes [1978]), l'écllosion de travaux visant à confronter ces théories nouvelles aux données

---

\*Cet article a été écrit lors d'une visite à l'Université de Montréal. J'ai bénéficié des commentaires des participants au séminaire d'économie de cette université, particulièrement de Camille Bronsard. J'ai également profité des remarques de Frédéric Gagey, Jean Paul Lambert, Edmond Malinvaud et Pascal Mazodier.

empiriques. Ces études ont porté essentiellement sur des économies européennes: Belgique (Sneessens [1983]), Hollande (Kooiman et Kloek [1985]) et France (Artus, Laroque, Michel [1984]). Laffont [1983] étudie et compare les divers choix techniques que les différents auteurs ont adoptés, et formule des critiques constructives. L'objet du présent article n'est pas de rentrer en détail à nouveau dans ces travaux, mais, en s'appuyant principalement sur les résultats relatifs à l'économie française, d'examiner si, comme certains l'avaient espéré, le modèle à prix fixes rend compte de la conjoncture du début des années 1970.

C'est sans doute Malinvaud [1980] qui a le mieux formulé et défendu l'idée que le chômage des années 1970 n'était pas, autant qu'auparavant, de nature keynésienne et était susceptible, davantage que par le passé, de politiques d'inspiration classique. Je cite:

- «(i) Dans des circonstances normales, il faut s'attendre à observer une alternance du chômage keynésien et d'une inflation tant soit peu contenue, la première situation tendant à persister plus longtemps que la seconde.
- (ii) Parmi les nombreuses combinaisons d'événements que l'on peut concevoir, celle qui favorise le plus l'apparition du chômage classique est celle qui comporte une réduction brutale de la quantité de production finale par unité de travail et une augmentation anormale des salaires réels provoquée par les anticipations ou des tensions sociales.

On peut prétendre qu'une telle situation s'est créée progressivement dans le monde occidental à la fin des années soixante et au début des années soixante-dix. Il est permis de la tenir pour partie responsable du niveau relativement élevé de chômage qui s'est maintenu pendant la forte expansion de 1972-73. Elle prévalait encore dans son ensemble au moment où commença la forte récession de 1975. Il existe un sérieux risque qu'elle persiste dans l'avenir, lorsque l'effondrement de la demande globale aura disparu. On comprend ainsi mieux pourquoi les arguments classiques relatifs aux causes du sous-emploi, après être tombés en désuétude à la fin des années quarante, reviennent à la mode en ce moment.»

(Malinvaud [1980], pp. 158-159).

Je vais montrer ici que, du moins avec les spécifications qui ont été retenues pour la France, les études empiriques disponibles, si elles accordent une place à l'argumentation développée par Malinvaud dans le texte ci-dessus, ne lui font jouer qu'un rôle très mineur dans le développement du chômage des années 1970. Pour ce faire, je vais d'abord rappeler brièvement dans une première partie la structure des modèles en cause. Je décrirai ensuite, dans une deuxième section, les résultats qui sont pertinents pour le problème à l'étude. Dans la troisième partie, j'essaierai de voir si les points faibles de ces travaux empiriques peuvent être tenus pour responsables de l'importance très modérée qu'ils accordent au chô-

mage classique. À titre tout à fait exploratoire, je formulerai quelques suggestions quant à des spécifications alternatives qui pourraient éventuellement, dans le cadre de modèles assez différents, redonner place à l'intuition initiale de Malinvaud.

#### I. LA STRUCTURE DES MODÈLES EMPIRIQUES: UNE DESCRIPTION SIMPLIFIÉE

Pour ajuster le modèle d'équilibre avec rationnements aux données macroéconomiques, un certain nombre de modifications doivent être apportées à la formulation originelle de Barro et Grossman [1971]. Il y a là des choix de spécifications à faire qui ne sont sûrement pas neutres quant aux résultats, mais, faute d'expérimentation suffisante, il est encore aujourd'hui difficile de séparer l'important de l'accessoire. Pour les besoins de la présente discussion, je vais décrire une formulation proche de celle retenue par Artus, Avouyi-Dovi et Laroque [1985], inspirée de Kooiman et Kloek [1980], et beaucoup plus simple que celle de Artus, Laroque et Michel [1984], en soulignant les hypothèses qui me paraissent le plus contraignantes, pour les discuter par la suite.

Il s'agit de modèles macroéconomiques trimestriels à deux marchés, marché du bien et marché du travail, sur lesquels travail et bien sont respectivement échangés contre monnaie.

*Hypothèse 1: le niveau général des prix  $p$  et le salaire nominal  $w$  sont prédéterminés à la période  $t$*

À prix et salaires prédéterminés, l'allocation des ressources à la période  $t$  est obtenue en prenant le minimum de l'offre et de la demande sur les deux marchés, offre et demande sur un marché étant calculées en tenant compte des rationnements éventuels qui peuvent se manifester sur l'autre marché.

On doit donc spécifier à ce stade des fonctions d'offre et de demande de bien et de travail.

##### I.1 *Production nationale et demande de travail: le secteur productif*

La production est mesurée par le produit national brut trimestriel, et l'emploi par le nombre moyen de personnes au travail pendant le trimestre considéré.

*Hypothèse 2: l'offre de biens est dérivée d'une fonction de production de Cobb-Douglas. La demande notionnelle de travail est moyenne pondérée de l'emploi de la période précédente et d'un objectif correspondant à la maximisation du profit statique, calculé avec le coût réel du travail et le stock de capital de la période. En cas de rationnement sur l'offre de biens, les entreprises diminuent leur demande de travail (effet de report)*

Formellement:

$$\text{Log } Q^s = a_0 \text{Log } L + a_1 \text{Log } K + a_2 + \varepsilon_1 \quad (1.1)$$

$$\text{Log } L^d = \lambda \text{Log } L^d + (1-\lambda) \text{Log } L_{-1} - \alpha_0 \text{Log}(Q^s/Q) + \varepsilon_2 \quad (1.2)$$

où  $Q^s$  désigne l'offre notionnelle nationale de biens,  $Q$  la production,  $L^d$  la demande effective de travail,  $L$  l'emploi de la période,  $L_{-1}$  l'emploi de la période précédente,  $\tilde{L}^d$  la demande de travail associée à la maximisation du profit,  $K$  est le stock de capital exogène,  $\alpha_0$  est une constante positive,  $a_0, a_1, \lambda$  sont des nombres entre 0 et 1.

$$\text{Log } \tilde{L}^d = \frac{1}{1-a_0} (a_1 \text{Log } K + a_2 + \text{Log } a_0 - \text{Log } \frac{w}{p} + \varepsilon_1) \quad (1.3)$$

Enfin,  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2$  sont des variables aléatoires normales centrées indépendantes.

On doit noter que le cycle de la productivité apparente du travail est retracé de façon endogène dans le modèle, du fait qu'en période d'excès d'offre de bien la production  $Q$  se trouve être inférieure à  $Q^s$ , et donc en dessous de la fonction de production. Autrement dit, la correction pour degré d'utilisation des capacités qui est souvent faite de manière externe par les économètres de la production est ici interne au modèle.

## I.2 *L'offre de travail*

Alors que les autres fonctions de comportement macroéconomique ont été l'objet de nombreuses études, l'offre de travail, un concept peu keynésien, a été relativement moins explorée au niveau macroéconomique. La formulation qui a été adoptée dans la plupart des études de déséquilibre laisse beaucoup à désirer. On définit la population active  $PA$  comme la somme de l'emploi et du nombre des chômeurs recensés, et on postule

*Hypothèse 3: l'offre de travail est une fonction linéaire de la population active*

$$L^s = b_0 PA + b_1 + \varepsilon_L \quad (1.4)$$

Quelques tentatives pour prendre en compte le niveau des allocations chômage relativement au taux de salaire n'ont pas abouti.

## I.3 *La demande de biens adressée aux producteurs nationaux*

Sont endogènes dans le modèle, et proches des spécifications des modèles économétriques traditionnels, la demande de consommation, les exportations et les importations. Interviennent dans les équations, à la période courante et avec des retards, le niveau d'emploi (de manière linéaire), les prix, les salaires, des composantes exogènes des revenus, . . .

En revanche, les autres composantes de la demande, et notamment l'investissement en capital fixe et en stocks des entreprises, sont exogènes.

*Hypothèse 4: l'investissement des entreprises est exogène*

$$Q^d = c_0 \frac{w}{p} L + I + \varepsilon_D \quad (1.5)$$

où  $Q^d$  est la demande de biens,  $I$  résume l'influence de l'ensemble des variables exogènes et prédéterminées, et  $\varepsilon_D$  est une variable aléatoire normale centrée.

#### I.4 Le fonctionnement du modèle

Suivant la définition des équilibres avec rationnements, la production et l'emploi à la période  $t$  sont solution du système:

$$\begin{cases} Q = \text{Min} (Q^s(L), Q^d(L)) \\ L = \text{Min} (L^s, L^d(Q)) \end{cases} \quad (1.6)$$

où la fonction  $Q^s(L)$  est définie par (1.1),  $Q^d(L)$  par (1.5) et  $L^d(Q)$  par (1.2), après remplacement de  $Q^s$  par sa valeur dans (1.1).

Conformément à l'observation de Muellbauer et Portes [1978], l'économie peut se trouver dans l'un des quatre régimes suivants:

Bien Travail	Excès d'offre	Excès de demande
Excès d'offre	Chômage keynésien CK	Chômage classique CC
Excès de demande	Sous-consommation SC	Inflation contenue IC

Je vais concentrer mon attention sur les résultats qui peuvent contribuer à expliquer l'apparition (ou non) du chômage classique.

## II. QUELQUES RÉSULTATS

Après estimation du modèle, connaissant les valeurs prises historiquement par les variables endogènes et exogènes, il est facile (c'est en fait un sous-produit de l'estimation par le maximum de vraisemblance) de calculer les probabilités a posteriori des divers régimes à chaque date, c'est-à-dire compte tenu des lois suivies par les termes aléatoires  $\varepsilon_1$ ,  $\varepsilon_2$ ,  $\varepsilon_D$  et  $\varepsilon_L$  l'indication la plus précise disponible sur le régime où se trouve l'économie à la date  $t$ . Il est possible, dans certains cas, d'interpréter ces probabilités dans le cadre de modèles désagrégés comme des portions de l'économie qui seraient dans chacun des quatre régimes (voir, par exemple, Malinvaud [1982], Gouriéroux et Laroque [1985]).

TABLEAU I  
 PROBABILITÉ DES RÉGIMES<sup>1</sup>

Trimestre	Chômage keynésien		Inflation contenue		Chômage classique		Sous- consommation	
	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)
63.2	24	77	0	0	76	23	0	0
63.3	8	33	2	0	90	67	0	0
63.4	13	42	26	0	55	58	6	0
64.1	1	5	62	65	35	16	2	14
64.2	3	16	56	42	36	22	5	20
64.3	28	20	21	32	14	9	37	39
64.4	29	90	16	1	10	5	45	4
65.1	53	100	1	0	2	0	44	0
65.2	37	95	16	0	23	5	24	0
65.3	37	89	14	0	33	11	16	0
65.4	23	85	28	0	24	15	25	0
66.1	15	86	39	0	21	14	25	0
66.2	21	75	31	0	25	25	23	0
66.3	26	82	24	0	19	18	31	0
66.4	52	97	6	0	8	3	34	0
67.1	41	87	8	0	44	13	7	0
67.2	86	96	0	0	13	4	1	0
67.3	83	99	0	0	17	1	0	0
67.4	76	99	0	0	24	1	0	0
68.1	34	77	0	0	66	23	0	0
68.2	28	59	0	0	72	41	0	0
68.3	22	40	0	0	78	60	0	0
68.4	16	16	0	0	84	84	0	0
69.1	37	9	2	0	59	91	2	0
69.2	6	1	37	0	53	99	4	0
69.3	30	4	21	50	19	43	30	3
69.4	36	5	1	61	0	9	63	25
70.1	21	15	16	43	5	24	58	18
70.2	4	24	67	0	14	76	15	0
70.3	6	13	56	0	28	87	10	0
70.4	3	17	63	0	29	83	5	0
71.1	28	58	12	0	54	42	6	0
71.2	48	35	2	0	47	65	3	0
71.3	12	5	1	0	87	95	0	0
71.4	26	25	0	0	74	75	0	0
72.1	1	0	0	0	99	100	0	0
72.2	7	0	0	0	93	100	0	0
72.3	18	1	0	0	82	99	0	0
72.4	6	0	0	0	94	100	0	0
73.1	4	0	9	0	87	100	0	0
73.2	17	0	18	0	60	100	5	0
73.3	25	0	24	0	36	100	15	0
73.4	18	0	33	0	33	100	16	0
74.1	2	0	39	23	57	77	2	0
74.2	0	0	51	86	49	14	0	0
74.3	0	0	15	0	85	100	0	0
74.4	100	100	0	0	0	0	0	0

TABLEAU 1 (suite)  
PROBABILITÉ DES RÉGIMES<sup>1</sup>

Trimestre	Chômage keynésien		Inflation contenue		Chômage classique		Sous- consommation	
	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)	(I)	(II)
75.1	100	100	0	0	0	0	0	0
75.2	100	100	0	0	0	0	0	0
75.3	100	100	0	0	0	0	0	0
75.4	100	100	0	0	0	0	0	0
76.1	100	70	0	0	0	30	0	0
76.2	100	2	0	0	0	98	0	0
76.3	100	0	0	0	0	100	0	0
76.4	95	0	0	0	5	100	0	0
77.1	97	4	0	0	3	96	0	0
77.2	100	75	0	0	0	25	0	0
77.3	100	94	0	0	0	6	0	0
77.4	100	90	0	0	0	10	0	0
78.1	99	73	0	0	1	27	0	0
78.2	78	82	0	0	22	18	0	0
78.3	98	94	0	0	2	6	0	0
78.4	80	83	0	0	20	17	0	0

1. Probabilité des régimes en pourcentage.

Les colonnes (I) reproduisent les résultats de Artus Laroque Michel [1984] (période d'estimation 63.2 — 78.4), les colonnes (II) ceux de Artus Avouyi-Dovi Laroque [1985] (période d'estimation 63.2 — 81.4). Les deux modèles ont des spécifications du secteur productif assez différentes.

Le tableau 1 fournit ces probabilités pour les deux modèles trimestriels d'Artus Laroque Michel [1984] et Artus Avouyi-Dovi Laroque [1985]. Le second modèle est estimé sur une période légèrement plus longue que le premier (63.2 — 81.4 au lieu de 63.2 — 78.4), mais surtout les spécifications du secteur productif dans les deux modèles sont assez différentes. Ces différences sont à l'origine des écarts qui apparaissent entre probabilités des régimes selon le modèle dans le tableau 1. Si l'on s'en tient aux colonnes chômage keynésien et chômage classique, la concordance est assez bonne.

Dans les deux cas, le chômage classique semble se développer au début des années 1970 pour laisser place fin 1974, conformément à l'intuition de Malinvaud, à un chômage de type keynésien. Toutefois, dans le premier modèle, ce développement du chômage classique, s'il est notable, ne marque pas une rupture très nette par rapport aux évolutions antérieures (1963, fin 1968). Les résultats du second modèle sont, apparemment tout au moins, davantage en conformité avec le texte de Malinvaud cité en introduction: la probabilité de chômage classique est plus forte dans les années 1970 que dans les années 1960.



Mais ces probabilités restent un peu abstraites. Et l'on aimerait disposer d'une mesure du chômage classique lui-même. Un exercice de Artus Laroque Michel [1984], contestable à certains égards, aide néanmoins à fixer certains ordres de grandeur. Premièrement, les modèles fournissent une mesure d'un chômage frictionnel (ou volontaire): c'est la différence entre la population active  $PA$  et l'offre de travail  $L^s$ , donnée par (1.4). Le chômage résiduel, différence entre l'offre de travail  $L^s$  et le niveau d'emploi observé  $L$ , recouvre à la fois chômage keynésien et chômage classique. Pour faire la distinction, on retrace, dans le tableau 2, une simulation de politique économique qui consiste à augmenter les achats publics: la fraction du chômage résorbée par cette politique (qu'elle ait lieu à la date  $t$  une fois pour toutes: simulation statique, ou qu'elle soit maintenue au cours du temps: simulation dynamique) est appelée chômage keynésien, le résidu chômage classique<sup>1</sup>. La décomposition chômage keynésien — chômage classique est sujette à caution: il est par exemple vraisemblable que même si prix et salaires peuvent être considérés comme exogènes dans le court terme selon l'hypothèse 1, ils seraient influencés dans le moyen terme par une politique de dépenses publiques. Notons toutefois que seule importe dans cet exercice l'évolution du salaire réel, par le biais de son impact sur la demande de travail, et nous verrons plus loin que les estimations semblent indiquer une très faible sensibilité de la demande de travail au salaire réel. Aussi l'image fournie par le tableau 2 est-elle probablement assez fiable (rappelons qu'elle est fondée sur Artus Laroque Michel [1984] qui, en termes de probabilité des régimes, semble indiquer moins de chômage classique que Artus Avouyi-Dovi Laroque [1985]). Si l'on exclut les trois derniers trimestres de 1978 qui semblent assez particuliers, l'impression générale que l'on retire de l'analyse de ce tableau est celle d'un développement régulier et notable du chômage frictionnel qui est accompagné à partir de 1974-4 d'un fort développement du chômage keynésien. On distingue aussi plusieurs poussées de chômage classique, dont l'ampleur, en nombre de personnes touchées, reste inférieure à 200 000, sauf dans les trois derniers trimestres de 1978.

Au total, à ce stade de la description des résultats, le chômage classique, tel qu'il ressort des études empiriques sous revue, semble bien se manifester dans les années 1970. Mais son ampleur resterait très limitée devant la montée des chômeurs frictionnel et keynésien. Pour progresser dans l'analyse, je vais examiner les mécanismes de détermination du

1. Par définition,  $PA - L$  est égal au chômage recensé. En faisant abstraction des termes aléatoires, on peut écrire:

$$PA - L = PA - L^s + L^s - (L^d)^\lambda (L_{-1})^{1-\lambda} + (\bar{L}^d)^\lambda (L_{-1})^{1-\lambda} - L.$$

$PA - L^s$  est le chômage frictionnel.  $L^s - (\bar{L}^d)^\lambda (L_{-1})^{1-\lambda}$ , lorsque cette grandeur est positive, est le chômage classique [ $(\bar{L}^d)^\lambda (L_{-1})^{1-\lambda}$  est la demande de travail en l'absence de contraintes sur les débouchés, d'après (1.2)], et le dernier terme est le chômage keynésien.

TABLEAU 2  
 DÉCOMPOSITION DU CHÔMAGE<sup>1</sup>  
 (milliers)

Trimestre	Chômage keynésien dynamique (statique)	Chômage classique	Chômage frictionnel	Total
63.2	4 (4)	88	181	273
63.3	1 (1)	58	189	248
63.4	2 (1)	16	195	213
64.1	0 (0)	6	195	201
64.2	0 (0)	7	208	215
64.3	3 (3)	3	215	221
64.4	4 (4)	3	232	239
65.1	13 (12)	4	247	264
65.2	9 (5)	13	252	274
65.3	7 (4)	21	255	283
65.4	3 (2)	12	264	279
66.1	1 (1)	7	261	269
66.2	2 (1)	8	265	275
66.3	3 (3)	8	274	285
66.4	11 (10)	9	285	305
67.1	9 (5)	33	290	332
67.2	24 (17)	44	289	357
67.3	34 (15)	56	291	381
67.4	37 (11)	94	294	425
68.1	14 (2)	120	295	429
68.2	6 (2)	160	299	465
68.3	2 (1)	160	302	464
68.4	7 (1)	83	304	388
69.1	5 (4)	44	314	363
69.2	1 (0)	12	322	335
69.3	3 (3)	4	323	330
69.4	3 (3)	0	313	316
70.1	2 (2)	1	336	339
70.2	0 (0)	2	360	362
70.3	1 (1)	6	381	388
70.4	0 (0)	8	396	404
71.1	4 (4)	36	398	438
71.2	10 (8)	40	401	451
71.3	3 (1)	58	410	471
71.4	3 (3)	81	418	502
72.1	0 (0)	101	423	524
72.2	1 (1)	102	427	530
72.3	2 (2)	99	434	535
72.4	1 (0)	74	441	516
73.1	0 (0)	42	454	496
73.2	1 (1)	27	465	493
73.3	3 (3)	12	468	483
73.4	2 (1)	10	477	489
74.1	0 (0)	14	488	502
74.2	0 (0)	12	496	508
74.3	0 (0)	45	502	547
74.4	75 (75)	129	506	710

TABLEAU 2 (suite)  
 DÉCOMPOSITION DU CHÔMAGE<sup>1</sup>  
 (milliers)

Trimestre	Chômage keynésien dynamique (statique)	Chômage classique	Chômage frictionnel	Total
75.1	157 (83)	160	508	825
75.2	228 (77)	209	516	953
75.3	286 (68)	151	512	949
75.4	317 (45)	156	518	991
76.1	338 (38)	68	515	921
76.2	360 (40)	79	528	967
76.3	379 (42)	30	532	941
76.4	360 (29)	32	538	930
77.1	360 (30)	91	551	1002
77.2	391 (52)	189	571	1151
77.3	411 (45)	176	571	1158
77.4	432 (49)	41	554	1027
78.1	427 (31)	100	559	1086
78.2	318 (10)	288	569	1175
78.3	319 (25)	327	579	1225
78.4	250 (9)	405	583	1238

1. D'après Artus Laroque Michel [1984]

chômage dans ces modèles, évaluer leur robustesse quant aux procédures d'estimation et les confronter à l'argumentation développée par Malinvaud.

### III. LE CHÔMAGE DES ANNÉES 1970 ÉTAIT-IL CLASSIQUE?

Le type de modèle que je viens de décrire fournit au mieux une approximation très grossière des phénomènes macroéconomiques et toutes les hypothèses sur lesquelles il repose sont contestables à un titre ou un autre. J'ai mis en relief dans la première section les quatre hypothèses qui m'apparaissent avoir le plus d'importance dans l'explication du chômage et il est commode pour organiser la discussion de les reprendre une par une, dans un ordre un peu différent de l'exposé initial.

#### III.1 *L'offre de travail (hypothèse 3)*

La montée du chômage frictionnel en France est un résultat commun aux deux modèles étudiés. En fait, les estimations de l'offre de travail sont très proches dans les deux cas:

$$L^s = 0,88 PA + 1\,170\,000$$

(0,01)                      (140 000)

dans Artus Laroque Michel [1984] et

$$L^s = 0,90 PA + 931\,900$$

$$(0,01) \quad (96\,000)$$

dans Artus Avouyi-Dovi Laroque [1985] (en nombre de travailleurs, écarts types entre parenthèses). Même si Sneessens et Drèze [1985] trouvent également, dans un modèle d'équilibre avec rationnements, un fort accroissement du taux de chômage structurel en Belgique, qui passe de 1,4 % en 1955 à 4,5 % en 1982, le résultat demande confirmation. La spécification est *ad hoc* et on manque d'évidence empirique directe sur un tel phénomène<sup>2</sup>. Un examen attentif de la procédure d'estimation montre en outre que les coefficients sont évalués essentiellement à partir de trois épisodes de tension sur le marché du travail: fin 63 début 64, fin 69 et fin 1973. Les résultats peuvent donc être sensibles à telle ou telle caractéristique de ces trois périodes.

Il reste que le modèle est estimé de manière simultanée et qu'une modification de l'offre de travail (ou, ce qui revient au même, de l'estimation du chômage frictionnel) doit rejaillir sur la demande de travail et l'évaluation des chômages classique et keynésien. Une révision en baisse de l'estimation du chômage frictionnel se traduirait-elle par une révision en hausse du chômage classique? Il n'est pas possible de répondre à une question aussi générale mais une revue approfondie de la spécification du secteur productif peut aider à formuler des conjectures.

### III.2 *Le secteur productif (hypothèse 2)*

La modélisation du secteur productif, satisfaisante en ce qui concerne l'offre de bien, laisse en revanche beaucoup à désirer pour la demande de travail.

#### a) *L'offre de bien*

L'ajustement de l'équation (1.1), la fonction de production de Cobb-Douglas, est de bonne qualité. De fait, l'excès d'offre de bien engendré de manière interne par le modèle a une évolution temporelle proche de la statistique du degré d'utilisation de la capacité de production, utilisée traditionnellement pour les études macroéconométriques de la production. En l'absence de progrès technique, les rendements estimés sont croissants, mais l'introduction d'une tendance dans (1.1), avec une

2. On peut citer, en sens inverse, la première étude de Sneessens [1983] sur la Belgique, qui ne rejetait pas une fonction d'offre de travail avec taux de chômage structurel constant au cours du temps:

$$\text{Log } L^s = \text{Log } PA - 0,028$$

$$(0,002)$$

contrainte de constance des rendements, ne dégrade que peu la qualité de l'ajustement économétrique.

b) *La demande de travail*

La spécification de la demande de travail est le problème majeur de ces études. On ne peut maintenir une équation du type de (1.2) ci-dessus. Il faut ajouter un terme constant au membre de droite, terme qui, dans la logique de la fonction de production, ne devrait pas y figurer. Même avec ce terme, l'ajustement est extrêmement médiocre. Dans Artus Laroque Michel [1984], l'écart type de la régression est élevé; dans Artus Avouyi-Dovi Laroque [1985], il y a forte présomption d'autocorrélation des erreurs, alors que la variable endogène retardée apparaît comme variable explicative. La vitesse de convergence vers l'objectif de long terme est extrêmement lente: dans la dernière étude citée, en l'absence de contraintes sur les débouchés (ce qui est le cas du régime de chômage classique), le délai moyen est de 16 ans (il tombe à deux ans et demi lorsque l'entreprise est contrainte sur ses débouchés). Autrement dit, le rôle du salaire réel dans la détermination de la demande de travail est négligeable dès qu'il n'y a pas de contraintes de débouchés (dans le cas de contraintes, l'élasticité de la demande de travail au salaire réel est de  $-0,025$  à court terme et de  $-0,29$  à long terme<sup>3</sup>). Cette observation fournit la clef de l'interprétation des périodes de chômage classique dans les tableaux 1 et 2. Elles apparaissent à la sortie des phases de chômage keynésien: quand la demande effective s'accroît, la production bute sur des goulots de main-d'oeuvre du fait de très longs délais d'ajustement. *Mais le niveau de salaire réel n'a pratiquement pas de rôle dans la détermination des périodes de chômage classique.* Cet état de fait est-il inscrit dans les données ou provient-il d'une maladresse de spécification? Je veux formuler à cet égard les trois remarques préliminaires suivantes.

Premièrement, la prise en compte du choc pétrolier dans la spécification de la fonction de production est très indirecte. La production nationale est mesurée par le PNB, agrégat proche de la valeur ajoutée, *i.e.* différence entre production et consommations intermédiaires. L'augmentation du prix du pétrole, plus forte que celle du prix à la production, se traduit à volumes constants par une baisse du prix de la valeur ajoutée, et donc, à salaire nominal inchangé, par une hausse du taux de salaire réel  $w/p$ . La procédure retenue ici a l'avantage essentiel de la simplicité. Sous certaines hypothèses d'évolution des prix, elle peut probablement être

---

3. L'utilisation de l'information contenue dans les réponses des industriels aux enquêtes de conjoncture sera sans doute précieuse pour progresser dans cette voie, même si elle ne concerne que le secteur manufacturier. Pour ce qui est de l'analyse du chômage, l'étude de Lambert et Sneessens [1985], qui s'appuie sur ces données, va dans le même sens que ce qui a été dit ici.

justifiée dans le cas où la fonction de production sous-jacente en les trois facteurs, travail, capital et énergie, est de Cobb-Douglas. Mais il est clair qu'une étude plus approfondie, avec fonction de production à trois facteurs et autorisant divers degrés de complémentarité et de substitution, serait d'un grand intérêt.

Deuxièmement, dans un registre semblable, on peut se demander si la fonction de production de Cobb-Douglas est bien adaptée pour décrire les évolutions de court terme. Dans cet ordre d'idées, Kooiman et Kloek [1985] ont retenu une fonction de production clay-clay et Sneessens [1983] [1984] une fonction de production putty-clay. En l'absence de contraintes sur les débouchés, la demande de travail à long terme est alors déterminée par la fraction du stock de capital installé qui est rentable au taux de salaire réel en vigueur. On peut ainsi, au prix d'une beaucoup plus grande complication, espérer traduire dans la demande de travail l'historique des phases d'accumulation du capital. Sneessens superpose à cette fonction de production un délai d'ajustement du niveau d'emploi dans le même esprit que ce qui a été décrit en (1.2). Ceci ouvre la voie à un grand nombre de variantes de spécifications, et il est difficile d'apprécier dans ces conditions la robustesse des conclusions. C'est un domaine où des travaux complémentaires seraient particulièrement utiles.

Mais le problème, à mon avis, n'est pas là. De fait, la fonction de demande de travail estimée sous contraintes de débouchés est tout à fait dans la ligne des résultats des modèles macroéconométriques traditionnels (qui incluent, dans un cadre keynésien, le niveau de la production au membre de droite de l'équation). La difficulté est que l'on cherche à trouver une demande de travail notionnelle, un concept qui a fort peu reçu d'attention en économétrie keynésienne. Comment progresser dans cette direction? La première étape consisterait à traiter des anticipations. Dans la formulation retenue en I, l'objectif était formulé avec le salaire réel de la période courante, alors que l'estimation donne un délai moyen d'ajustement de 16 ans! Ces anticipations doivent porter sur les prix et salaires futurs, ainsi que sur les contraintes quantitatives, taux d'intérêt, etc. Si le niveau de production courant sert à la formation des anticipations de débouchés futurs, la distinction entre effets de report (sous l'effet d'une contrainte aujourd'hui) et le rôle des débouchés futurs sera difficile à faire. Et le chômage classique risque de prendre une coloration fort keynésienne.

### III.3 *L'exogénéité de la demande d'investissement (hypothèse 4)*

On peut aussi s'interroger sur l'hypothèse d'exogénéité de la demande d'investissement qui a été retenue jusqu'ici dans la plupart des modèles macroéconométriques de déséquilibre.

Notons d'abord que si la fonction d'investissement n'est pas liée aux variables endogènes de la période courante, si le terme aléatoire qui lui est associé est indépendant des autres termes d'erreur du modèle et si enfin l'investissement n'est pas sujet à rationnements en cas d'excès de demande de biens, les résultats d'estimation sont inchangés (le logarithme de la vraisemblance se décompose en deux morceaux qui sont à maximiser indépendamment). En pratique, on ne doit pas s'attendre à des modifications profondes dans l'apparition des régimes si l'on rend endogène l'investissement. Et il n'y a pas de raison particulière de croire que cela augmente l'estimation du niveau de chômage classique.

La spécification de la demande d'investissement suppose une bonne connaissance des anticipations des entreprises, anticipations de débouchés, anticipations de prix et de taux d'intérêt. La difficulté est voisine de celle qui a été décrite plus haut pour la demande de travail, dans la mesure où le travail est un facteur de production quasi-fixe. Il apparaît très délicat (et cela n'a peut-être pas de sens dans un modèle de concurrence imparfaite) de séparer l'aspect rentabilité de l'aspect débouchés. Aussi n'a-t-on pas d'éléments suffisants pour conforter (ou rejeter) l'argumentation de Malinvaud [1983], selon laquelle les entreprises auraient réduit leurs investissements par manque de rentabilité, niveau trop élevé du salaire réel. Notons néanmoins que les délais qui ressortent des estimations de demande de travail présentées ci-dessus sont compatibles avec une influence du salaire réel, si influence il y a, qui passerait par le biais d'un ajustement du stock de capital<sup>4</sup>.

#### III.4 *L'exogénéité des prix et salaires (hypothèse 1)*

Si les études économétriques sous revue avaient confirmé l'apparition d'un chômage classique important au début des années 1970, on pourrait avancer un élément d'explication simple de la stagflation: en régime de chômage classique avec excès de demande de biens, on s'attend à observer une hausse plus forte des prix qu'en régime de chômage keynésien, où il y a excès d'offre de biens. Ceci supposerait une analyse plus fine que d'ordinaire du processus de formation des prix et des anticipations, par exemple à partir de la ligne tracée par Friedman [1968].

Une voie d'approche alternative mérite d'être mentionnée. Elle consiste à relâcher l'hypothèse I d'exogénéité des prix et des salaires: en

---

4. Ceci renvoie à nouveau à la forme de la fonction de production et sa dépendance par rapport au capital. Malinvaud [1983] paraît privilégier une formulation où il y a complémentarité stricte entre capital et travail à court terme. Rappelons que le délai moyen d'ajustement de la demande de travail en l'absence de contraintes sur les débouchés est d'environ 16 ans pour une fonction de production Cobb-Douglas: c'est un ordre de grandeur comparable à la durée de vie des équipements qui jouerait un rôle important dans une formulation *putty-clay*.

situation de concurrence imparfaite, le niveau général des prix peut être considéré comme partiellement endogène. On a alors un moyen détourné de retrouver la typologie chômage keynésien-chômage classique, selon que l'on postule exogénéité du salaire nominal ou du salaire réel, et une interprétation possible de la stagflation, avancée d'ailleurs par de nombreux observateurs, consiste à supposer un déplacement du nominal vers le réel. Pour tester cette hypothèse, il faut préciser un modèle théorique et mener à bien des estimations empiriques, qui pourraient d'ailleurs conduire à des résultats assez différents de ceux des modèles où prix et salaires nominaux sont exogènes.

#### CONCLUSION

Dans leur état actuel, les travaux économétriques d'estimation de modèles de déséquilibres sur données françaises interprètent la montée du chômage des années 1970 en large part par un développement du chômage structurel et du chômage keynésien, et à un moindre degré par un accroissement du chômage classique. La distinction entre chômage structurel et chômage classique est mal assurée, mais une conclusion se dégage nettement: la demande de travail des entreprises est très inerte et ne réagit qu'avec de longs délais aux variations du salaire réel. Aussi le chômage classique ne peut-il être résorbé aisément par une action sur les salaires, contrairement à ce que suggère le modèle de Barro-Grossman qui n'incorpore pas les délais de réaction, et faire la part du chômage classique et du chômage structurel semble n'avoir que peu d'importance en pratique.

#### BIBLIOGRAPHIE

- ARTUS, P., S. AVOUYI-DOVI et G. LAROQUE [1985]. «Estimation d'une maquette macroéconomique trimestrielle avec rationnements quantitatifs», *Annales de l'INSEE*, 57, pp. 3-25.
- ARTUS, P., G. LAROQUE et G. MICHEL [1984], «Estimation of a quarterly macroeconomic model with quantity rationing», *Econometrica*, vol. 52, n° 6, novembre, pp. 1387-1414.
- BARRO, R.J. et H.I. GROSSMAN [1971]. «A general disequilibrium model of income and employment», *American Economic Review*, 61, pp. 82-93.
- BENASSY, J.P. [1976], «Théorie néokeynésienne du déséquilibre dans une économie monétaire», *Cahiers du séminaire d'économétrie du CNRS*, 17, pp. 81-113.



- FRIEDMAN, M. [1968], «The role of monetary policy», *American Economic Review*, 58, pp. 1-17.
- GOURIÉROUX, C. et G. LAROQUE [1985], «The aggregation of commodities in a quantity rationing model», *International Economic Review*, Vol. 26, n° 3, pp. 681-699.
- KOOIMAN, P. et T. KLOEK [1980], «An aggregate two market disequilibrium model with foreign trade», Working Paper, Econometric Institute, Rotterdam.
- KOOIMAN, P. et T. KLOEK [1985], «An empirical two market disequilibrium model for Dutch manufacturing», *European Economic Review*, Vol. 29, n° 3, pp. 323-354.
- LAFFONT, J.J. [1983], «Fix price models: a survey of recent empirical work», mimeo, Université des Sciences Sociales de Toulouse.
- LAMBERT, J.P. et SNEESSENS, H.R. [1985], «Économétrie du rationnement et enquêtes de conjoncture: un essai d'intégration avec application au secteur manufacturier français», CRESGE, Université de Lille.
- MALINVAUD, E. [1980]. *Réexamen de la théorie du chômage*. Calmann-Levy. Paris.
- MALINVAUD, E. [1982]. «An econometric model for macro-disequilibrium analysis» in M. Hazewinkel et A.H.G. Rinnoov Kan (eds.) *Current Developments in the Interface: Economics, Econometrics Mathematics*, pp. 239-258. D. Reidel Publishing company.
- MALINVAUD, E. [1983]. *Essais sur la théorie du chômage*. Calmann-Lévy, Paris.
- MUELLBAUER, J. et R. PORTES [1978], «Macroeconomic models with quantity rationing», *Economic Journal*, 88, pp. 788-821.
- SNEESSENS, H.R. [1983]. «A macroeconomic rationing model of the belgian economy», *European Economic Review*, 20, pp. 193-215.
- SNEESSENS, H.R. [1984]. «Keynesian vs Classical unemployment in western economies: an attempt at evaluation», mimeo, Faculté Libre de Sciences Économiques, Lille.
- SNEESSENS, H.R. et J.H. DRÈZE [1985]. «A discussion of belgian unemployment, combining traditional concepts and disequilibrium econometrics», Core discussion paper n° 8540, Université Catholique de Louvain.