Gouriéroux Christian Peaucelle Irina

ANALYSE STATISTIQUE DU DEROULEMENT DES REFORMES ECONOMIQUES EN RUSSIE

Compte rendu de fin d'opération d'une recherche financée
par le ministère de la recherche

Décembre 1993 Décision d'aide n° 92.V.0807

Organisme bénéficiaire: CENTRE D'ETUDES PROSPECTIVES D'ECONOMIE MATHEMATIQUE APPLIQUEES A LA PLANIFICATION (CEPREMAP)
Responsable scientifique: PEAUCELLE Irina
Adresse: 142, rue du Chevaleret, 75013 PARIS

Analyse statistique du déroulement des reformes économiques en Russie

résumé

Le problème de la mise en place d'un ensemble cohérent d'indicateurs d'évolution des principales variables macro-économiques dans une économie instable est étudié dans ce travail. En premier lieu, on expose les grandes lignes des réformes économiques qui se succèdent en Russie depuis 1985 et on rapporte l'état des outils statistiques dans ce pays. En second lieu, on met en évidence la nécessité de développer des indicateurs nouveaux pour des situations de déséquilibre manifestes et on fait des propositions pour retrouver des facteurs cachés qui détermineraient les évolutions des principales grandeurs. Enfin, on analyse, avec les méthodes proposées et avec d'autres méthodes plus classiques, les dynamiques d'évolution des prix, des productions et des salaires par secteurs.

Mots clefs: Russie, Méthodes statistiques, Réformes 1990 - 1993.

JEL: C1, E3, N1

Analyse statistique du déroulement des reformes économiques en Russie

PLAN

I. La crise économique, les réformes depuis 1985 et le système statistique 4
1. Croissance de l'URSS 4
2. Les projets de réformes et les programmes économiques récents 7
3. Le système statistique en Russie 13
Bibliographie 19

II. Etude des indices 22
1. Introduction 22
2. Définition jointe d'indices de prix et de quantité 24
3. Application de l'A.C.P. aux prix des biens alimentaires 50
4. Modèles à facteurs 61
Bibliographie 71
Annexes 73

III. Etude de la production et des salaires 83
1. Problèmes lies à l'analyse de la production 83
2. Analyse en composantes principales en niveau 83
3. Analyse en composantes principales sur l'évolution 92
4. Les données utilisées pour l'analyse des salaires 95
5. Les évolutions des salaires réels 95
6. Réactivité des salaires par secteurs 100

IV. Quelques éléments concernant les évolutions jointes 105
V. Conclusion 115
Sources statistiques 118

I. LA CRISE ÉCONOMIQUE, LES RÉFORMES DEPUIS 1985 ET LE SYSTEME STATISTIQUE

1. CROISSANCE DE L'URSS

Notre travail s'intéresse à l'évolution de la Russie depuis 1985, et s'appuiera pour cela sur des ensembles de données souvent agrégées jusqu'en 1990 et désagrégées à la fois par date, produit et région après cette date. Avant d'aborder cette analyse il nous faut rappeler l'état de l'économie avant et au moment de l'élaboration des réformes profondes, commencées en 1985 par les équipes de Gorbatchev et les suivantes. Pour cela nous nous référons à quelques études menées récemment sur ce thème. G.Ofer (1987) analyse ainsi la croissance de 1928 à 1985. Le tableau ci-après met en évidence la spécificité d'évolution selon les facteurs de production ou les mesures de productivité considérées et les périodes.

Ces chiffres ont été obtenus à partir des données officielles de l'URSS (et autres sources) et présentés selon des rubriques permettant d'effectuer des comparaisons internationales. On peut évidemment discuter maintenant l'exactitude des chiffres à la base de ces calculs, en particulier pour les données concernant l'investissement, ainsi que les procédures d'agrégation retenues qui font jouer un rôle important aux prix, ici planifiés. Nous commenterons cependant ces chiffres tel quels, reportant à des chapitres ultérieurs les discussions sur les constitutions (ou reconstitutions) d'indices d'évolution.

TABLEAU 1

P.N.B., facteurs de production et productivité

(taux de croissance annuel)

	1928-85	1928-40	1940-50	1950-85	1950-60	1960-70	1970-75	1975-80	1980-85
1.Produit National Brut	4.2	5.8	2.2	4.3	5.7	5.2	3.7	2.6	2.0
2.Facteurs de production	3.2	4.0	0.6	3.6	4.0	3.7	3.7	3.0	2.5
3.Travail (heures/travailleur)	1.8	3.3	0.7	1.4	1.2	1.7	1.7	1.2	0.7
4.Emploi	1.9	3.9	0.3	1.5	1.6	2.1	1.5	1.2	0.7
5.Capital	6.9	9.0	0.4	8.0	9.5	8.0	7.9	6.8	6.3
6.Terre	0.8	1.6	-1.3	1.1	3.3	0.2	1.0	-0.1	-0.1
7.Productivité totale des facteurs	1.1	1.7	1.6	0.7	1.6	1.5	0.0	-0.4	-0.5
8.P.N.B. par heure de travail	2.4	2.4	1.5	3.0	4.4	3.4	2.0	1.4	1.3
9.P.N.B. par employé	2.3	1.8	1.4	2.8	4.0	3.0	2.2	1.4	1.3
10.P.N.B. par unité du capital	-2.4	-2.9	3.4	-3.3	-3.5	2.6	-3.9	-3.9	-4.0
11.Population	1.3	2.1	-0.8	1.3	1.8	1.3	0.9	0.8	0.9
12.P.N.B. par tête	3.0	3.6	2.9	3.2	3.9	3.9	2.7	1.8	1.1
13.Investissement	7.3	9.6	5.6	7.0	11.4	6.8	5.4	4.3	3.2
14.Défense	7.1	26.6	-0.8	3.2	-2.1	6.1	3.8	2.6	2.2
15.Consommation (coût de facteurs)	3.3	3.1	1.5	3.9	5.3	4.5	3.7	2.7	2.0
16.Consommation (prix)	3.8	3.5	1.7	4.6	6.1	5.1	3.8	3.1	2.0
17.Consommation des ménages (prix)	3.6	1.9	1.7	5.0	6.3	4.8	4.0	3.2	-
18.Services communaux	5.6	13.8	1.9	3.8	4.2	5.1	2.4	2.4	-
19.Consommation par tête [ratio (16)/(11)]	2.3	1.4	2.5	3.3	4.2	3.8	2.9	2.3	1.1
20.Consommation des ménages par tête [ratio (17)/(11)]	4.2	-0.2	2.5	3.7	4.4	3.5	3.1	2.4	-
21.Consommation par employé [ratio (16)/(4)]	2.0	-0.4	1.4	2.9	4.4	2.9	2.3	1.9	1.3
22.Valeur ajoutée, secteur A	1.8	1.6	0.0	2.3	4.4	2.2	0.9	-0.2	2.0
23.Valeur ajoutée, secteur M	6.2	9.2	3.3	6.1	9.6	6.2	5.9	3.2	2.3
24.Valeur ajoutée, secteur S	4.3	6.9	1.9	4.1	4.3	5.3	4.3	3.0	2.1

Note: Le secteur A regroupe l'agriculture et l'exploitation de la forêt, le secteur M les mine et les branches de fabrication et de construction, le secteur S comment toutes les autres branches.

Source: G.Ofer (1987), p.1778-1779.

On voit que la croissance du P.N.B. est due en majeure partie à la croissance du volume des facteurs de production et relativement peu à la croissance de leur productivité. En fait les taux sont calculés de façon que le taux de croissance du P.N.B. (ligne 1) soit la somme des taux de croissance des facteurs de production (ligne 2) et de leur productivité (ligne 7). La croissance de cette dernière fut négative depuis 1975. La croissance du volume de travail (nombre d'heures travaillées et population active employée) fut presque toujours supérieure à la croissance de la population (lignes 3,4,11). Ceci explique l'évolution rapide du P.N.B., mais aussi du P.N.B. par tête. Le taux d'investissement fut très élevé, sauf pendant la Seconde guerre mondiale, et assura l'accroissement du stock du capital. La part de la consommation dans le produit national est spécialement faible en comparaison de ce que l'on connaît dans les pays industrialisés. En plus, l'accroissement de la consommation par tête (lignes 19 et 20) baisse avec le temps.

Les spécialistes sont pratiquement unanimes (voir par exemple les auteurs français Leborgne (1982), Andreff (1987)(1993), Boyer (1993), Chavance (1993), Sapir (1990)) pour expliquer le déclin de la croissance soviétique par le type même de celle-ci: croissance extensive, qui s'est épuisée dans les année soixante, distorsions structurelles, mutations technologiques, complexité d'une économie ne pouvant pas être bien appréhendées à travers la planification, désintéressement généralisé pour les résultats du travail... Depuis le milieu des années soixante-dix le développement était assuré principalement par la vente des ressources naturelles et de l'énergie. L'aggravation de tendances négatives dans l'économie coïncidait avec la crise politique, et les contradictions sociaux-économiques se sont surtout révélées pendant la démocratisation du système politique, commencée en 1985.

2. LES PROJETS DE RÉFORMES ET LES PROGRAMMES ÉCONOMIQUES RÉCENTS[1]

Les réformes entreprises entre 1985 et 1990 cherchaient à relancer l'économie sans modifier ses principes d'organisation et de propriété. L'accent fut mis sur la lutte contre la corruption, l'alcoolisme et l'absentéisme. La politique, dite "d'accélération", prévoyait le développement du secteur de construction mécanique sans modification de structures existantes. Les investissements provenant du budget de l'Etat n'ont pas changé le mode de production extensif en créant des chantiers inachevés, en provoquant l'émission massive et l'inflation. L'émission est devenue le mécanisme principal pour réaliser le budget de l'Etat, affaibli par le manque de recettes dû, entre autres, à la politique anti-alcoolique. L'autre effet aggravant le budget fût l'autorisation de gestion financière autonome des entreprises d'Etat. L'assouplissement de l'imposition sur les revenus des entreprises, qui accompagnait leur autonomie de gestion, au lieu de débloquer leur initiative, provoqua le gonflement des fonds inutilisés d'investissement, ou de programmes socio-culturels (Chataline et alii (1990)). En effet, indépendants à l'égard de l'Etat, qui restait le propriétaire, les chefs d'entreprises publiques n'ont pas su investir dans le développement de la production. Qui plus est, ayant le droit d'ouvrir des comptes dans les banques occidentales, des personnes morales (chefs des entreprises publiques) ont transféré l'argent à l'étranger.

Des programmes plus élaborés ont été présentés par des instituts académiques. Ainsi Nechaev et Lemeshko (1991) ont proposé de réaliser une réforme des prix en se fondant sur les comparaisons internationales. Ils partaient du principe que des pays de niveaux de développement équivalents doivent avoir des structures proches, entre autres pour ce qui concerne la consommation. Ils proposaient de prendre pour indicateur de développement le volume de consommation par tête. Et si on admet

---

[1] Pour une plus ample description des réformes entre 1985 et 1992 on peut lire (Broclawski (1992)).

que la structure de consommation en Russie se modifiera pour rejoindre celle des pays occidentaux, alors l'écart existant entre les deux structures peut être attribué à la seule déformation des prix en Russie. A partir de ce raisonnement les auteurs ont proposé d'ajuster les prix relatifs pour qu'ils correspondent à la structure des marchés des pays occidentaux lorsque leur développement était équivalent à celui de la Russie actuelle.

Les comparaisons internationales sont également mises en avant par l'Institut Central d'Economie Mathématique dans sa proposition de modification du système d'imposition. Ainsi pour juger de l'état de "santé" de l'entreprise, il est suggéré d'évaluer sa rentabilité selon les critères et les prix mondiaux. Selon ces estimations il serait logique d'imposer d'avantage les entreprises des secteurs les plus rentables (gaz, pétrole,..) et moins celles des secteurs de la construction, de la machine-outils et l'agriculture, qui ont besoin d'une restructuration plus profonde.

Depuis l'automne 1989 l'idée de réformes plus approfondies fait son chemin. La libéralisation des prix devait, selon l'académicien Abalkine, alors vice-premier ministre, mener vers le développement progressif de l'économie de marché. Le programme précis de ce passage fut élaboré par l'équipe de Chataline en 1990. Il s'agissait d'une période de transition de 500 jours, durant laquelle les conditions seraient créer pour une nouvelle forme d'organisation. Les principes du nouveau système furent:

1) la liberté maximale des agents économiques, c'est-à-dire des entreprises et des entrepreneurs;

2) la responsabilité totale des agents concernant les résultats économiques, appuyée sur l'égalité des formes de propriété, propriété privée inclue;

3) la mise en concurrence des producteurs, s'appuyant sur une dé-monopolisation;

4) la liberté de formation des prix avec un contrôle très limité de la part de l'Etat;

5) l'ouverture de l'économie sur l'extérieur;

6) la création d'un nouveau système de protection sociale;

7) l'éloignement de l'Etat de toute participation directe dans la gestion des entreprises.

Ce programme d'action n'a pas été mis en route pour de multiples raisons politiques, mais principalement à cause de la disparition de l'URSS. C'est à partir de janvier 1992, que sous l'impulsion des organismes occidentaux et pour le territoire de Russie (les autres ex-républiques ont procédé aux réformes selon leur propre calendrier) des actions pour une transition vers l'économie de marché ont été réalisées ou entamées. Il s'agit notamment à la fois de mesures de libéralisation et de mesures pour assurer une stabilité minimale:

- la libération des prix,
- la privatisation des entreprises d'Etat et des municipalités,
- la dé-monopolisation du commerce,
- l'accroissement des taux des banques intervenant parallèlement à une politique plus stricte du crédit de façon à limiter la masse monétaire,
- la restriction de dépenses budgétaires, surtout d'investissements centralisés, de dépense d'armements, de subventions ... L'objectif initial a été de ramener de 15 à 1% du P.I.B. le déficit budgétaire en 1992;
- l'élaboration d'un système d'imposition, pouvant fonctionner dans des conditions inflationnistes,
- la stabilisation du cours du rouble;...

Ce dernier programme est fondé sur une doctrine monétariste néo-libérale, qui repose elle-même sur l'existence d'un mécanisme développé de marché. Les inconvénients de son application dans les économies anciennement planifiées ont été discutés dans la littérature économique dés l'apparition des programmes. On savait parfaitement, que les marchés concurrentiels (même imparfaits, même déformés) de biens de consommation et de facteurs de production n'existaient pas, que l'équilibre (même relatif) entre les secteurs n'était pas assuré. La propriété privée était toujours absente et un système juridique adéquat n'était même pas élaboré. Les résultats pervers des politiques gouvernementales

dans ces conditions incohérentes pour leur réussite ont été décrits par Yavlinski en mai 1992, par Ispravnikov et alii en novembre 1992, puis par d'autres auteurs, par exemple plus récemment par Aglietta et Moutot (1993). Le gouvernement de Gaïdar rendait bien compte des difficultés liées à la libéralisation et à la stabilisation, qu'il essayait de mettre en oeuvre. Dans le texte "Programme d'approfondissement des réformes économiques", préparé pour le conseil des ministres de 21 mai 1992, on peut lire:

"Il existe une marge très étroite pour les paramètres de politique de stabilisation, permettant de soutenir des motivations pour la production et l'entreprise même pendant la phase de libéralisation et de stabilisation. Ceci peut avoir lieu si la quantité relativement réduite de la monnaie ne permet pas la croissance des prix à cause des contraintes de la demande et motive l'entrepreneur à augmenter la quantité de production échangée, mais aussi à résorber les stocks superflus de matériaux et d'équipement, en remplissant le marché sans taux d'inflation excessif. La tâche importante du Gouvernement et de la Banque Centrale consiste à placer l'économie dans cette marge et à l'y maintenir".

Le gouvernement actuel dispose de plusieurs centres d'études économiques spécifiques parmi lesquels le Centre de Conjoncture Economique et le Centre Opérationnel de la Réforme Economique.

La libéralisation des prix s'est passée en trois étapes. En janvier 1992 ont été libérés des prix de gros et de détail, excepté pour les biens de première nécessité, l'énergie, le transport, les services communaux et les loyers. En mars 1992 furent libérés tous les prix des biens et les prix des services communaux furent laissés à l'appréciation des municipalités. Les prix de l'énergie furent libérés en septembre 1992, le prix du charbon le fut en juin 1993. Cette manière de procéder a conduit à des distorsions dans les augmentations des prix selon les secteurs et les régions. Les secteurs des matières premières, la métallurgie et la chimie ont pu accroître leur prix en anticipant l'inflation, sans être "touchés" par l'accroissement des prix des autres secteurs, orientés vers la consommation finale. Ces

derniers, par contre, ont ressenti très vite l'étroitesse de la demande solvable pour leur produits. Il est possible d'indiquer quatre types de régions selon la dynamique d'évolution des prix. Le premier regroupe les grandes villes avec un pourcentage élevé de fonctionnaires et d'entrepreneurs (Moscou, St.Pétersbourg,..), villes où l'inflation mensuelle fut la plus forte, par exemple plus de 50% en février 1993. Le deuxième type est caractérisé par des régions où les biens de consommation n'existent pas en quantité suffisante (Extrême Nord, Kamchatka,...). Le troisième type se distingue par le passage général à la libéralisation des prix (le Centre de la Russie, avec une inflation en février 1993 de l'ordre de 25%). Enfin le quatrième type correspond aux villes qui ont gardé la forme normative de distribution et de subvention des prix. Par exemple, à Oulianovsk les prix des biens de consommation ont été subventionnés à l'aide de ventes aux enchères de produits rares. L'inflation y était de 5 à 15% selon les produits (Bokarev[2] (1993)).

L'hétérogénéité des évolutions des prix fut le point de départ de non-paiements des entreprises les unes aux autres. Plus d'un tiers (37,4%) de la production industrielle n'a pas été payée après six mois de réforme, à ceux qui l'ont livrée. Le volume des non-paiements s'accrut de 78 fois durant 1992 (cf. "Sur les résultats du développement sociaux-économique de la Fédération de Russie" (1992)). Le nombre d'entreprises non rentables augmente à la fois dans l'industrie et dans l'agriculture. Dans l'agriculture plus de 80% d'établissements étaient non rentable à la fin de 1992, 20% l'étaient dans le transport et 40% dans les services communaux. Pour contourner ce problème des non-paiements, la banque centrale de Russie a procédé (avec l'appui du gouvernement) à l'augmentation des crédits aux entreprises, sans passer par une procédure de déclaration de faillite. La politique de stabilisation par réduction du déficit budgétaire a alors été ajournée. La loi sur

---

[2] Pour construire son baromètre économique, publié régulièrement dans le Journal économique de la Bourse, Bokarev utilise une méthode d'analyse factorielle, proche de celle exposée en détail dans ce travail.

les faillites a été votée à la fin de 1992 et mise officiellement en application à partir du premier mars 1993. Des entreprises non rentables, fabricant des produits qui n'ont pas de demande et dont le développement hypertrophié est connu, continuent alors à fonctionner. Le nombre de chômeurs, grâce à ce soutient aux entreprises, ne dépassait pas 1% de la population active (environ 600 000 personnes) au début de 1993. En effet le mécanisme et l'infrastructure des faillites ne sont pas élaborés. L'indemnité de chômage ne permet pas la survie physique des individus, des systèmes de formation et de qualification sont inexistants de même que des structures permettant des travaux d'utilité collective. Mais dans l'industrie légère, l'alimentation et le bâtiment qui étaient traditionnellement les secteurs sous-développés en Russie, les entreprises baissent le volume de leur production du fait de l'accroissement disproportionné de prix des facteurs de production (une analyse détaillée de cet effet est réalisée par Avrekh et alii (1993)) et de la baisse du pouvoir d'achat des ménages.

La différenciation des salaires s'est produite uniquement en fonction de la profitabilité des secteurs et de l'appartenance ou non aux activités payées par le budget. Les salaires dans les industries pétrolière et gazière ont crut plus vite que l'inflation en 1992, ceux des secteurs santé, recherche, éducation accusaient une croissance bien inférieure à l'inflation. Entre septembre et décembre 1992 le salaire moyen s'accroit de 1,76 fois, pour une augmentation des prix de détail de 1,94 ("L'économie russe en 1992", p.82). Au premier trimestre de 1993 les accroissements respectifs sont de 1,4 et 1,9.("Sur le développement des réformes en Russie (janvier-mars 1993)").

Dans son article "Réforme économique de 1992" Polterovitch (1993) avance l'idée de l'accroissement de la puissance de l'autogestion dans les firmes en Russie et de leur résistance à la politique gouvernementale de développement du marché concurrentiel dans le pays. L'issue vers la stabilisation et la restructuration prévue par la libération des prix parait être bloquée à cause de ce facteur économique, passé inaperçu à beaucoup d'auteurs des réformes.

3. LE SYSTEME STATISTIQUE EN RUSSIE

Les principaux organismes officiels qui s'occupent actuellement de collecte de données et de publication d'agrégats statistiques économiques et financiers en Russie sont Goscomstat, le Ministère de Finance, la Gosbank et le Ministère des Relations Economiques Etrangères.

Dans l'histoire de la Russie de notre siècle, il est possible de distinguer des périodes de comportement contrasté du pouvoir public par rapport au travail statistique. Entre 1920 et 1927 des services statistiques (Institut de Conjoncture de Moscou et Gosplan) furent performants et puissants du point de vue de leur impact sur la politique économique (Gouriéroux et Peaucelle (1991)). A partir de cette période et jusqu'en 1987, les statistiques ont été mal recueillies, à la fois tronquées et même falsifiées. Des spécialistes occidentaux de l'économie soviétique comme Bergson (1947,1953), Gerschenkron (1953), Nove (1964), Treml - Hardt (1972) ont signalé les difficultés liées à l'obtention et à l'interprétation des données. La période la plus obscure est celle des années trente - cinquante. Enfin, à partir de 1987 il y a une profusion de sources statistiques de qualités relativement faibles. Les observations qu'elles fournissent sont fragmentaires, souvent les indices ne sont pas calculés de façon régulière rendant difficiles des analyses économiques fiables. Pour illustrer ce point nous énumérons quelques statistiques qui ne pouvaient être fournies en 1990 au groupe de travail qui élaborait le Programme de Réformes de passage vers le marché, dirigé par Chataline (1990) et créé à la demande commune de M.Gorbatchev et de B.Eltsine.

Le Gosplan n'a pu transmettre la balance financière générale pour 1980, 1985 - 1990, la balance input-output pour 1985, 1987, 1988, les balances des revenus et des dépenses de la population de l'URSS et de la Russie pour 1980, 1985 - 1990, les balances des investissements pour 1980, 1985 - 1990, l'inventaire des constructions inachevées de 1990.

Le Ministère des Finances de l'URSS ne pouvait fournir des

budgets de l'Etat détaillés pour 1980, 1985 - 1988 et trimestriels pour 1989 - 1990, les balances de paiements annuelles selon les devises étrangères pour 1970, 1980, 1985 - 1988, et trimestrielles pour 1989 - 1990, les balances financières de l'Etat pour 1980, 1985 - 1990.

Le groupe n'a pas obtenu d'information utile de la Banque des Relations Economiques Extérieures, du Comité d'Etat pour les relations économiques extérieures, du Ministère de la défense et des autres sources officielles d'information.

Il existe quand même une tentative d'harmonisation et de reconstruction de l'ensemble du système statistique depuis 1990.

Les problèmes majeurs dans l'analyse statistique de l'évolution de la Russie sur la période 1985 - 1993 viennent de la disparition de l'URSS, du démontage de l'appareil statistique de ce pays, du démarrage relativement tardif de l'appareil propre à la Russie, du développement de l'économie de troc empêchant tout suivi précis des échanges. Les enquêtes et les interviews, réalisés en 1991 -1992 auprès des chefs des entreprises d'Etat (Boeva et alii (1992)) montrent que la part du troc dans les échanges entre entreprises variait entre 3 et 40% et la part moyenne était de l'ordre de 25%. Pour définir les proportions de ces échanges en troc, on a utilisé le plus souvent les prix du secteur étatique (un rouble contre un rouble) et, seulement pour les échanges contre les produits les plus déficitaires, des proportions autres ont été pratiquées. Les entreprises s'échangeaient à la fois des stocks de matières premières et de produits finis. Les entreprises du complexe militaire n'échangeaient pratiquement que leurs stocks de matière première, car leur production n'avait qu'une utilisation très spécifique. Selon les réponses des chefs d'entreprises, les produits s'échangeant le mieux contre tous les autres furent les matériaux de construction comme le bois et le ciment. Après venaient les moyens de transport, le métal, les produits chimiques. Beaucoup d'entreprises afin d'acquérir des facteurs de production "utilisaient" la production de leurs propres clients.

Bien que notre travail ne porte pas sur les comparaisons

internationales, il est important de préciser les différences qui existent entre les systèmes de comptabilité nationale SNA (System of National Accouts) et MPS (Material Product System ou Système des balances de l'économie nationale), le dernier étant utilisé en Russie jusqu'à 1991. Les quelques remarques qui suivent sur la spécificité de chaque système sont tirées des travaux de Stone (1961),(1967), de Ivanov Y. (1987), voir aussi Marer and alii (1992) et "Brèves explications méthodologiques pour certains indicateurs statistiques" dans "Narodnoie Khoziaistvo Rossiiskoii Federatsii 1992". Elles permettent de mieux comprendre le système statistique russe, le sens de sa modification depuis 1991, et d'éclairer la description des processus économiques.

Parmi les concepts communs aux deux systèmes d'agrégats macro-économiques bien que non rigoureusement identiques, on peut noter:

- la distinction entre flux et stocks;
- la distinction entre flux réels et flux monétaires;
- le concept de produits intermédiaires et finaux, ainsi que de consommations intermédiaires et finales;
- le concept de dépréciation[3] et de remplacement des capacités;
- le concept de distribution et de redistribution des revenus;
- l'estimation des agrégats en prix constants et en prix courants;
- le calcul de la formation du capital en bases brute et nette, c'est à dire avant et après déduction du capital fixe.

Mais les différences restent très importantes, et il faut en tenir compte en lisant les indicateurs du MPS. Elles concernent des définitions fondamentales comme, par exemple la subdivision par secteur, ou la présentation des comptes et des équilibres.

Les principales spécificités du système MPS sont indiquées

---

[3] La dépréciation inclut dans MPS la rénovation et la réparation du capital. Dans le SNA la réparation est vue comme une dépenses intermédiaire

ci-dessous.

La production comprend la production industrielle, agricole, le transport, la communication et le commerce, mais ne comprend pas les services non-matériels comme ceux rendus par l'Etat, par la recherche, par la médecine ou par l'éducation. Cette exclusion des activités de services de la production rend non-comparables les agrégats de production et d'emploi intermédiaires et finaux entre les pays. La productivité du travail est par conséquent calculée en utilisant la production définie comme ci-dessus. Selon la loi en vigueur actuellement l'age de la vie active pour les hommes est de 16 à 59 ans et pour les femmes de 16 à 54 ans inclus.

- les revenus primaires de la population ne tiennent pas compte (selon le même principe que la production) des salaires dans les secteurs non-matériels, et ce sont les flux redistributifs qui contiennent la masse de ces salaires. Dans ces derniers sont confondus ainsi des salaires, des emprunts, des crédits, des dépôts, des allocations du budget de l'Etat et divers autres flux. Une difficulté analogue concerne le secteur de l'armement, parfois considéré comme secteur des services non productifs. Les comptes des agents économiques: ménages, entreprises, Etat, ne sont pas établis;

- contrairement au SNA, le système MPS ne décrit pas explicitement les provenances de l'investissement. Ces opérations sont vues comme des redistributions et apparaissent dans les comptes d'équilibre de production, distribution, redistribution et d'utilisation finale de la production et du revenu national;

- il est impossible de déterminer "l'accumulation" dans le sens du SNA, puisque le revenu courant et les dépenses courantes ne sont pas explicitement distingués dans les comptes d'équilibre financier;

- l'exportation est calculée différemment. Ainsi elle n'est pas estimée aux prix étrangers directement, mais de la façon suivante: si la balance du commerce extérieur est positive, on la multiplie par un facteur de conversion moyen de l'exportation, si la balance est négative, on la multiplie par un facteur de conversion moyen de l'importation ;

- l'unité de classification est l'entreprise dans MPS, et c'est l'établissement dans SNA.

Il faut noter que la planification centralisée a nécessité un traitement généralisé de données sur toutes les entreprises du pays. De ce fait les statistiques apparaissent plus comme une énumération des observations que comme regroupées de façon adéquate en vue d'une analyse économique, ce qui est la base de la construction des échantillons d'établissements en Occident.

Les indices des prix avaient aussi leur spécificité. Entre 1921 et 1927 ils ont été estimés selon la méthodologie générale de l'époque. Puis si les définitions des indices de prix de détail industriels furent fixés pour des décennies, ceux d'agriculture ne l'étaient pas jusque 1984 et ceux des services ne sont estimés que depuis 1990. Les indices de prix de détail ne tenaient pratiquement pas compte de l'"inflation cachée", qui provient de la mauvaise prise en compte des changements réels de la qualité des produits. Les méthodes de fixation des niveaux de prix favorisaient ce qu'on appelle l'"inflation refoulée" (repressed inflation), défini par Barro et Grossman (1974) comme le niveau des prix auquel une demande excessive existe. Les mécanismes de propagation de cette forme d'inflation dans le contexte de la concurrence imparfaite ont été étudiés en Russie par Braverman et Levin (1981).

Les indices des prix de gros ne furent pas calculés entre 1978 et 1988. Depuis 1992 l'indice des prix de gros des entreprises industrielles est calculé à partir de prix enregistrés pour un échantillon de biens représentatifs dans des entreprises de base. L'enregistrement concerne les prix existant réellement durant le mois courant, le mois précédent et le mois correspondant de l'année précédente, et il prend en compte toutes les formes de vente, excepté l'exportation. L'échantillon représentatif de base comprend 600 produits agrégés, de 105 branches et sous-branches. La liste des entreprises-témoins contient trois mille entreprises et grands établissements

industriels. Le système de pondération utilisé est la structure standard des poids de la période de base.

L'indice des prix à la consommation et celui des prix de détail sont calculé en chaîne à partir des données statistiques obtenues par les observations des prix de détail dans les commerces d'Etat, coopératif et privé. Pour le calcul de l'indice général des prix à la consommation, on utilise le niveau de consommation de biens et services réellement observé l'année précédente, c'est-à-dire en supposant la structure de dépense des ménages inchangée ("le panier de consommation"). L'indice général des prix de détail est défini en tenant compte des poids (des biens vendus à la population) variants dans le temps. Les résultats provenant des deux modes de calcul ne diffèrent pas sensiblement durant la période de gestion des prix par l'État. Mais depuis 1991 à cause des évolutions des prix de détail et des revenus de la population, la structure de la consommation a beaucoup changé: la part des produits alimentaires a augmenté sensiblement dans les budgets des familles, certains biens ont vu leur part dans la consommation croître ou diminuer jusque deux fois ("Economie et vie" n°31, juin 1993). Depuis cette période les deux indices divergent, et ils sont utilisés conjointement pour analyser différents aspects de la politique socio-économique.

BIBLIOGRAPHIE

Aglietta M. et Moutot P. (1993) "Redéployer les Reformes", Economie Internationale, n°54.

Andreff W. (1987) "Bilan comparatif de la crise économique en URSS et dans les six pays européen du CAEM: de la réalité à l'emphase théorique", dans *Régulation, cycles et crises dans les économies socialistes*, Editions de l'Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales, Paris.

Andreff W. (1993) *La Crise des Economies Socialistes: La rupture d'un système*, PUG.

Avrekh G., Gourova T., Fadeev V., Bessonov V. (1993) "L'inflation, c'est très sérieux: Analyse économétrique du comportement des producteurs dans la cours des prix", Business World, 4-10 octobre.

Barro R.G. et Grossman H.I. (1974) "Suppressed inflation and the supply multiplier", Review of Economic Studies, 41.

Bergson A. (1947) "A Problem in Soviet Statistics", Review of Economics and Statistics, Nov., pp.234-242.

Bergson A. (1953) "Reliability and Usability of Soviet Statistics", American Statistics, n°7, pp.13-16.

Boeva I., Dolgopiatova T., Shironin V. (1992) *Les entreprises d'Etat en 1991 - 1992: Problèmes économiques et comportement*, Institut de la Politique Economique, Moscou, (en russe).

Bokarev Iu. (1993) "Baromètre économique", rubrique régulière dans le journal Birgevie Vedomosti (en russe)

Boyer R. (1993) "La Grande Transformation de l'Europe de l'Est",

Braverman E.M. et Levin M.I. (1981) *Modèles de déséquilibre des systèmes économiques*, Moscou, Nauka.

Broclawski J-P. (1992) "Les projets de réforme en URSS et en Russie depuis 1985", Economie et statistique, n°260.

Chataline S. et alii (1990) *Passage vers le marché: Conception et Programme*, Moscou, (en russe)

Chavance B. (1993) "Transition et dépression en Europe de l'Est", dans Boyer R. et Yamada T. (eds) *La grande transformation du socialisme*, Fujiwara-Shoten, Tokyo

Gerschenkron A. (1953) "Reliability of Soviet Industrial and National Income Statistics", American Statistics, April-May, pp.18-21.

Gouriéroux C. et Peaucelle I. (1993) "Les transitions en Economie: Les changements de prix en Russie dans les années vingt", Economie et Prévision, n°109 (à paraître).

Ispravnikov V.O. et alii (1992) *L'ensemble des mesures pour la stabilisation et la sortie de crise de l'économie de Russie*, Soviet Suprême Economique, Novembre, Moscou (en russe).

Ivanov Y. (1987) "Possibilities and problems of reconciliation of the SNA and the MPS", The Review of Income and Wealth N°1.

Leborgne D. (1982) "1930 -1980 : 50 ans de croissance extensive en URSS", Critiques de l'Economie Politique, n°19, pp.71-98.

Marer P., Arvay J., O'Connor J., Schrenk M., Swanson D. (1992) *Historically Planned Economics: a Guide to the Data*, Banque mondiale

Nechaev A.A. et Lemeshko M.N. (1991) "Réforme des prix à la lumière des comparaisons internationales", Ekonomika i matematicheskie metody, n°5, (en russe).

Nove A. (1964) *Economic Rationality and Soviet Politics; or, Was Stalin really Necessary?* London: Allen and Unwin.

Ofer G. (1987) "Soviet Economic Growth: 1928 - 1985", Journal of Economic Literature, vol.XXV, pp.1767-1833.

Polterovitch V.M. (1993) "Réforme économique 1992: Bataille du gouvernement contre les collectifs des travailleurs", Economika i matematicheskie metody, n°4, (en russe).

Sapir J. (1990) *L'économie mobilisée*, La Découverte, Paris

Souvorov D. et Tolkouchkin A. (1992) "Le système fiscal de la Fédération de Russie en 1992" , Le courrier des pays de l'Est, n°371.

Stone R. (1961) *Input - output and National Accounts*, Organisation for European Economic Cooperation.

Stone R. (1967) "A Comparison of the SNA and the MPS", W.P. Cambridge.

Treml V. et Hardt J.P. (eds) (1972) *Soviet Economic Statistics*, Durham, NC, Duke Univ.Press.

Vigortchik E., Volkonsky V., Gourvitch E., Kantorovitch G., Iarkin E. (1993) *Libération des prix en Russie: résultats de 1993*, Moscou, (en russe).

Yavlinski G. (1992) "Bilan des Réformes - Printemps 1992", Les Nouvelles de Moscou, n°21, 26 mai.

II - ETUDE DES INDICES

1. INTRODUCTION

Les données dont nous disposons pour l'analyse de l'évolution de court terme de l'économie russe prennent la forme d'indices mensuels d'évolution de prix et de salaires, celle de volumes de production ou de masse monétaire mensuels, calculés à des niveaux (biens, secteurs...) plus ou moins désagrégés. Ils ont commencé à être élaborés pour la Russie et mensuellement à des dates récentes (depuis 1990 pour les séries de volume de production, 1991 pour les séries de prix, 1992 pour les salaires...), de sorte que le nombre de données disponibles reste faible pour la dimension temporelle (de l'ordre de vingt points) surtout lorsqu'on compare à la dimension de désagrégation (de l'ordre de 100-200 pour les catégories de biens).

Ainsi l'information qu'il sera éventuellement possible d'extraire de ces données proviendra principalement des comparaisons entre séries, soit de type différent (prix versus quantité, par exemple), soit de même type correspondant à des biens ou des secteurs différents. Une telle analyse simultanée de ces séries va cependant se révéler rapidement compliquée par diverses conséquences de la transformation actuelle de l'économie russe. Nous citerons deux aspects à titre d'exemple :

- Les séries mensuelles sont actuellement déterminées par des organismes différents, dont certains indépendants des organismes statistiques officiels (Institut d'Expertise de l'Union des Industriels et des Entrepreneurs, Institut de Prévision de l'Académie des Sciences, Goskomstat et autres), pour des raisons différentes (analyse des réformes gouvernementales, analyse de la conjoncture, construction de modèles économétriques de prévision...), avec éventuellement des nomenclatures de biens ou secteurs spécifiques des organismes et non facilement comparables. Ainsi si certains services commencent à utiliser des nomenclatures correspondant à peu près à celles existant habituellement dans les pays occidentaux, d'autres préfèrent présenter les résultats pour des produits types, choisis non pour leur représentativité, mais plutôt parce que par exemple leurs prix restent inférieur (supérieur) par rapport aux prix mondiaux.

- Une seconde difficulté résulte des évolutions des séries beaucoup plus fluctuantes, soumises à des chocs plus importants durant la crise qu'en période de stabilité. Or les constructions d'indices reposent généralement sur l'idée d'évolutions approximativement parallèles, de la recherche de nomenclatures telles qu'à l'intérieur d'une classe les évolutions soient presque identiques..., toutes conditions qui se trouvent ici non réalisées.

Le début de l'analyse doit de ce fait porter sur l'examen de la cohérence entre les diverses séries, sur les questions de pertinence d'agrégations au niveau sectoriel, par région géographique, ou global. Pour cela nous rappellerons quelles sont les principales approches utilisées pour la construction d'indices agrégés : indices de type Laspeyres - Paasche, indices déterminés au moyen d'analyses en composantes principales, "leading indicators" reposant sur la spécification de modèles à facteurs, en discutant leur plus ou moins grande pertinence pour notre problème. Une utilisation adéquate de ces approches devrait conduire à la mise en place d'un ensemble cohérent d'indicateurs d'évolution des principales variables économiques. Il est évidemment hors de question de se donner un tel objectif dans cette étude, qui est partielle et limitée, mais de donner à l'aide de quelques exemples des renseignements sur des non cohérences actuelles du système de données, sur des directions qui pourraient servir à son amélioration et sur des évolutions des indicateurs eux-mêmes... Les divers aspects techniques seront systématiquement renvoyés dans des annexes.

Dans le paragraphe 2 nous nous intéressons aux définitions et interprétations des indices de prix et de quantités. Nous insistons particulièrement sur les modes de constructions usuels de tels indices et leurs propriétés lorsqu'ils sont utilisés dans le contexte non classique d'une économie instable. Nous commençons par rappeler les définitions des indices de Paasche et Laspeyres, expliquant les hypothèses implicites pour une bonne interprétation de ces indices : existence de rubriques uniformisées, connaissance des données de prix et de quantités, évolutions approximativement parallèles, économie supposée proche de l'équilibre. Nous expliquons ensuite comment des approches descriptives par analyse en composantes principales peuvent permettre de mettre en évidence des

indicateurs résumant un ensemble d'évolutions de prix (ou de quantités). Ces méthodes peuvent être utilisées selon une approche statique ou mieux tenir compte des aspects dynamiques. Dans les deux cas elles conduisent souvent à retenir plusieurs indicateurs, et peuvent servir de base à la constitution de rubriques homogènes.

Dans le paragraphe 3 nous discutons l'application d'une analyse en composantes principales sur les séries brutes d'évolution. Ceci nous permet de discuter les expressions des axes factoriels obtenus, de voir dans quelle mesure le premier d'ente eux est lié à l'indice agrégé, d'étudier les discriminations entres biens correspondant aux axes d'ordre supérieur. En fait, cette approche apparait peu adaptée par son aspect trop statique, mettant essentiellement en évidence les conséquences du choc de libération. Même des études de résidus ne suffisent pas à combler la faiblesse de cette approche.

Dans le paragraphe 4 nous adoptons une démarche qui est plus dans l'esprit de modèles à facteurs. Nous effectuons diverses regressions des évolutions sur des variables bien choisies de façon à résumer chaque évolution par un ensemble de coefficients de régression. Dans la version la plus complète, qui est ici présentée ces coefficients résumeront divers aspects : le taux d'évolution moyenne des prix, les conséquences de la libération, l'évolution autonome hors libération. Ceci nous conduira à constituer des catégories de biens homogènes du point de vue de ces divers aspects.

2 DEFINITION JOINTE D'INDICES DE PRIX ET DE QUANTITE

2.a Indices Laspeyres-Paasche

La construction d'indices agrégés (ou synthétiques) repose habituellement sur l'utilisation jointe de prix et de quantités. L'idée classique de cette construction est la suivante. On considère un ensemble de biens $l=1,\ldots,$ L, dont les prix aux diverses dates sont $p_{l,t}$ $l=1,\ldots.L, t=1,\ldots T$ et les quantités échangées $q_{l,t}$. On se donne alors une année de référence [ou année de base] disons 0. On peut alors directement calculer les évolutions désagrégées de prix et de quantités entre les dates 0 et t (ou indices élémentaires) :

$$(2.1) \qquad I^{l}_{t/o}(p) = \frac{p_{l,t}}{p_{l,o}}, \quad I^{l}_{t/o}(q) = \frac{q_{l,t}}{q_{l,o}}.$$

Afin d'agréger ces évolutions, on examine la modification de la valeur de l'ensemble des biens échangés, c'est-à-dire :

$$(2.2) \qquad I_{t/o}(v) = \frac{\sum_l p_{l,t} \; q_{l,t}}{\sum_l p_{l,o} \; q_{l,o}},$$

qui résulte à la fois des modifications de prix et de quantités. On essaye alors de mettre en évidence des décompositions faisant apparaître des effets spécifiques de prix et des effets spécifiques de quantité. Les deux plus classiques sont les suivantes :

$$(2.3) \qquad I_{t/o}(v) = \frac{\sum_l p_{l,t} \; q_{l,o}}{\sum_l p_{l,o} \; q_{l,o}} \quad \frac{\sum_l p_{l,t} \; q_{l,t}}{\sum_l p_{l,t} \; q_{l,o}}$$

$$\cong \mathcal{L}_{t/o}(p) \qquad \mathcal{P}_{t/o}(q),$$

et

$$(2.4) \qquad I_{t/o}(v) = \frac{\sum_l p_{l,t} \; q_{l,t}}{\sum_l p_{l,o} \; q_{l,t}} \quad \frac{\sum_l p_{l,o} \; q_{l,t}}{\sum_l p_{l,o} \; q_{l,o}}$$

$$= \mathcal{P}_{t/o}(p) \qquad \mathcal{L}_{t/o}(q).$$

Elles sont obtenues en faisant apparaître des pondérations identiques, soit relatives à la date de base [on parle alors d'indice de Laspeyres, noté $\mathcal{L}$], soit relatives à la date d'intérêt [on parle alors d'indice de Paasche, noté $\mathcal{P}$]. Les deux décompositions précédentes ne conduisent généralement pas aux mêmes définitions des indices agrégés.

Ainsi l'indice de Laspeyres des prix [celui habituellement retenu] apparaît comme une moyenne des évolutions de prix désagrégées avec des poids correspondant aux coefficients budgétaires

$\pi_{l,o} = p_{l,o}\ q_{l,o} [\sum_l p_{l,o}\ q_{l,o}]^{-1}$ de la date de base :

$$(2.5) \qquad \mathfrak{L}_{t/o}(p) = \sum_l \pi_{l,o}\ I^l_{t/o}(p).$$

L'indice de Paasche est lui une moyenne harmonique de ces mêmes indices élémentaire pondérée par les coefficients budgétaires de la date présente :

$$\pi_{l,t} = \left[p_{l,t}\ q_{l,t}\right] \left[\sum_l p_{l,t}\ q_{l,t}\right]^{-1}$$

$$(2.6) \qquad \mathcal{P}_{t/o}(p) = \left\{\sum_l \pi_{l,t} \left[I^l_{t/o}(p)\right]^{-1}\right\}^{-1}.$$

Il est facile de voir qu'en général la mesure agrégée de type Laspeyres est plus grande que celle de type Paasche. Si la structure budgétaire reste fixe $\pi_{lt} = \pi_{lo}$, $\forall l$, ceci résulte de l'inégalité entre moyenne arithmétique et harmonique dans un cadre plus général d'une interprétation de l'écart entre les deux indices $\mathfrak{L}_{t/o}(p) - \mathcal{P}_{t/o}(p)$ comme l'opposé d'une covariance entre augmentations élémentaires de prix et augmentations élémentaires de quantités [voir annexe 1]. Si le modèle de consommateur usuel s'applique, on s'attend à des phénomènes de substitution impliquant une liaison décroissante entre $I^l_{t/o}(q)$ et $I^l_{t/o}(p)$: on achète proportionnellement moins de biens dont les prix augmentent proportionnellement le plus vite. Les arguments précédents qui permettent de positionner les deux indices l'un par rapport à l'autre ne donnent en revanche aucune indication sur l'écart entre ces indices.

De ce point de vue, deux raisonnements sont habituellement avancés :

(*) Si toutes les évolutions de prix sont analogues : $I^l_{t/o}(p)$ indépendant de l, les deux indices $\mathfrak{L}$ et $\mathcal{P}$ coïncident avec cette évolution commune. Lorsqu'une telle évolution commune existe approximativement, on parlera dans la suite de modèle à <u>un</u> facteur. Ceci explique l'intérêt porté

à la recherche de classes de biens, à l'intérieur desquelles les évolutions seraient identiques.

(**) Par ailleurs on insiste souvent sur l'intérêt en pratique non de la valeur des indices, mais de leur évolution .Or lorsque les évolutions désagrégées de prix présentent un certain "parallélisme", on constate empiriquement une différence faible entre les valeurs des évolutions entre deux dates successives correspondant aux deux indices :

$$\frac{\mathcal{P}_{t+1/0}(p)}{\mathcal{P}_{t/0}\ (p)} \simeq \frac{\mathcal{L}_{t+1/0}(p)}{\mathcal{L}_{t/0}\ (p)} .$$

Sous ce type de conditions, il apparait de ce fait équivalent d'utiliser l'une ou l'autre des définitions de l'indice agrégé, et plus simplement de représenter l'évolution agrégée par l'intermédiaire d'un indice de Laspeyres pour les prix (de Paasche pour les quantités).

La discussion précédente développée pour les prix s'applique de façon analogue aux évolutions de quantités.

2.b Application aux données russes

i) Le niveau de désagrégation disponible

Les niveaux de désagrégation disponibles et les nomenclatures sont malheureusement différents selon les variables étudiées.

Ainsi pour ce qui concerne les données de prix,on dispose de 87 séries au niveau le plus fin, séries regroupées en 18 nomenclatures pour lesquelles sont fournis des indices agrégés. Il faut cependant insister sur le fait que nous ne disposons d'aucune information, sur la méthode retenue pour construire ces indices agrégés. Comme nous l'avons signalé les niveaux de désagrégation diffèrent pour les prix et les quantités, de sorte que les indices de prix agrégés ne sont vraisemblablement pas pondérés de la façon usuelle, en tenant compte des quantités. De plus la structure de consommation varie rapidement en fonction des biens nouveaux qui s'introduisent et de diverses pénuries. Il est de ce fait difficile

d'identifier comme d'habitude prix de détail à la consommation et prix de détail à la production, car les conditions d'équilibre sous-jacentes aux constructions d'indices de prix sont non satisfaites (voir annexe 2). Il est de même difficile de conserver des pondérations identiques alors que la structure par quantité peut varier rapidement. Les indices disponibles sont plutôt des indices de prix à la production, et les poids sont révisés continuellement, la formule utilisée étant plutôt du type :

$$\frac{\mathfrak{I}_{t+1/0}(p)}{\mathfrak{I}_{t/0}(p)} = \sum_{l} \pi^{*}_{l,t} \; I^{l}_{t+1/t}(p)$$

L'indice lui-même $\mathfrak{I}_{t/o}(p)=\prod_{\tau=1}^{t} \left(\sum_{l} \pi^{*}_{l,\tau} I^{l}_{\tau+1/\tau}(p)\right)$, dépend alors de toute l'évolution de la structure budgétaire entre o et t.

En revanche les données de production sont elles fournies selon 117 rubriques, qui ont été retenues pour la facilité avec laquelle elles permettaient d'évaluer les quantités produites en volume. On se souviendra qu'il s'agit de quantités produites et non de quantités échangées, la différence importante entre les deux notions résultant des déséquilibres, des évolutions de stocks, des importations et exportations. Plutôt que d'indices les données ont alors la forme de stock de quantités exprimés en diverses unités de quantité : kwh, tonnes barils ...selon le bien considéré.

ii) <u>Homogénéïté ou hétérogénéïté des évolutions à l'intérieur d'une classe</u>

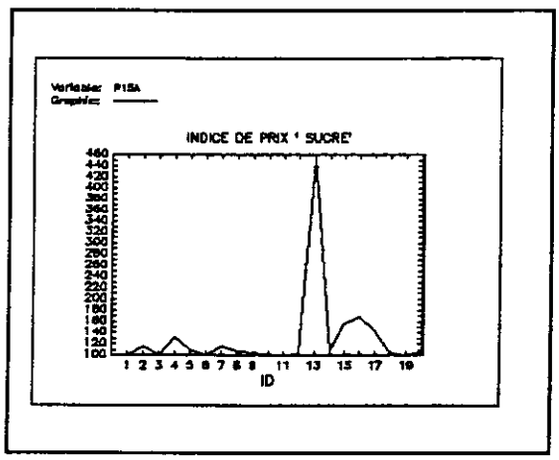
Cet aspect d'homogénéïté dépend de la variable prix, quantité,...considérée et des types de bien étudiés. De façon naturelle, on peut discuter cet aspect à l'intérieur des sous-classes agrégées de la nomenclature, une telle sous-classe étant souvent réputée assez homogène. Nous avons retenu à titre d'exemple la rubrique : "Biens Alimentaires", qui comporte dans notre fichier 17 sous-rubriques, respectivement : sucre, pain, confiserie, pâtes alimentaires, beurre et graisse, parfumerie et cosmétique, spiritueux, liqueur et vodka, vin, bière, boissons sans alcool, levure, conserves de fruits, sel, thé, tabac, concentrées alimentaires, pour les données de prix, et fournit des informations sur d'autres sous-rubriques pour ce qui concerne les quantités. Ce sont : viande,

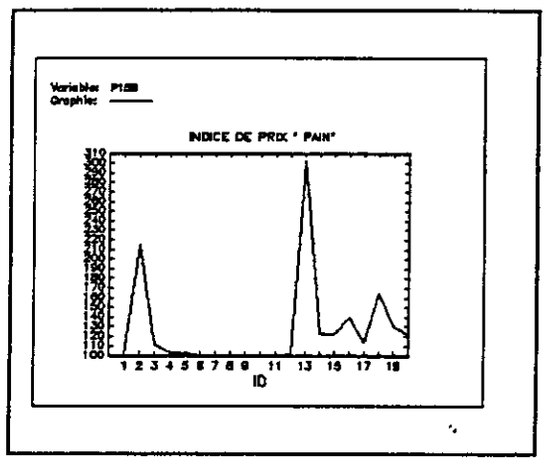
fromage, beurre, produits laitiers, conserves de viande, conserves de poisson, conserves de lait, conserves de légumes et de fruits, sucre, farine, gruau, pain, confiserie, pâtes alimentaires, huile, margarine, produit de poisson, pêche, liqueur et vodka, cognac, vin, produits des vignes, champagne, bière.

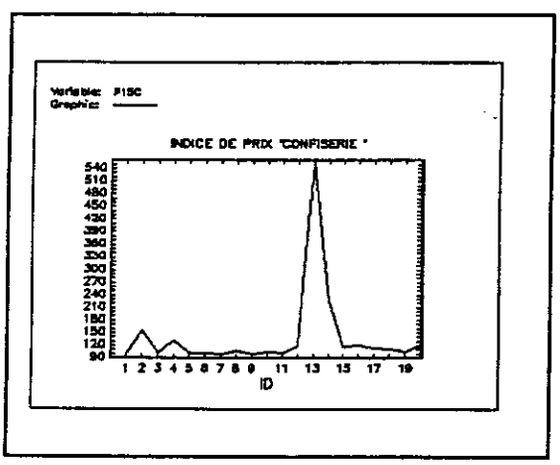
Neuf de ces sous-rubriques sont approximativement communes pour les deux types de variables prix et quantités ; ce sont : beurre, sucre, pain, confiserie, pâtes alimentaires, liqueur et vodka, cognac, vin, bière. Il faut noter que pour quatre de ces rubriques de nombreuses données de quantités sont manquantes.

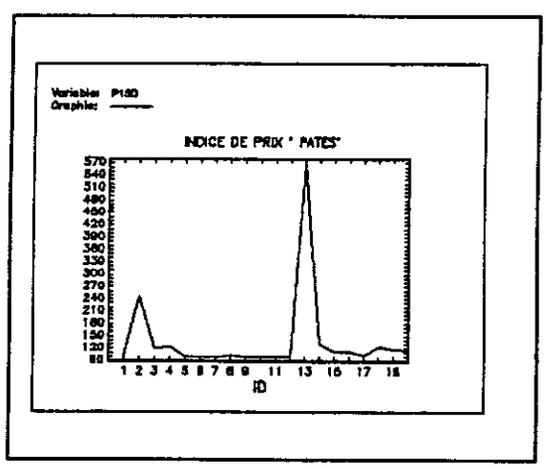
L'étude des évolutions de prix [voir figures 1 ci-dessous] montre clairement un certain parallélisme : augmentation importante des prix en Janvier 1992, ces biens ayant été parmi les premiers dont les prix furent libérés, et autre pic plus faible apparaissant en Février 1991.

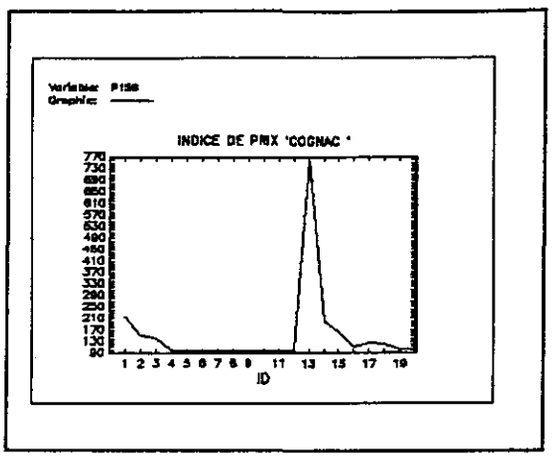
Figures 1 Evolution de prix de biens alimentaires sur la période Janvier 1991 à Août 1992

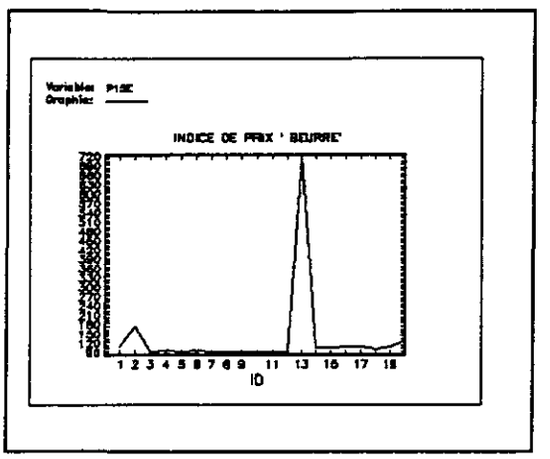


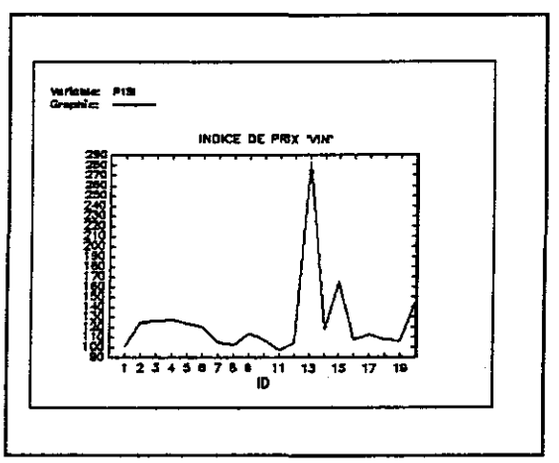


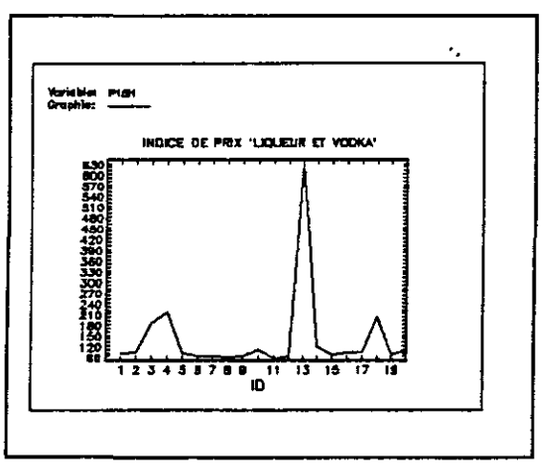


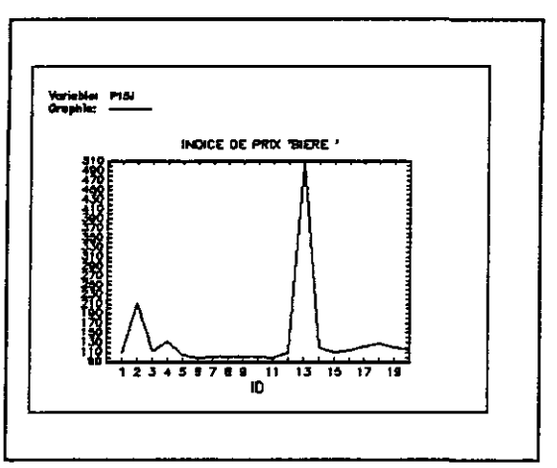



INDICE DE PRIX 'COGNAC '
ID


INDICE DE PRIX ' BEURRE'
ID


INDICE DE PRIX 'VIN'
ID

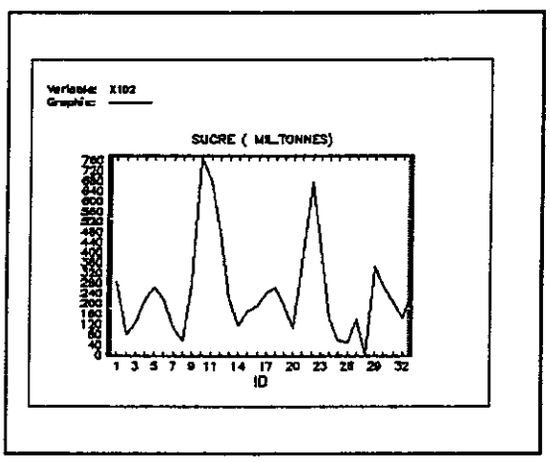

INDICE DE PRIX 'LIQUEUR ET VODKA'
ID

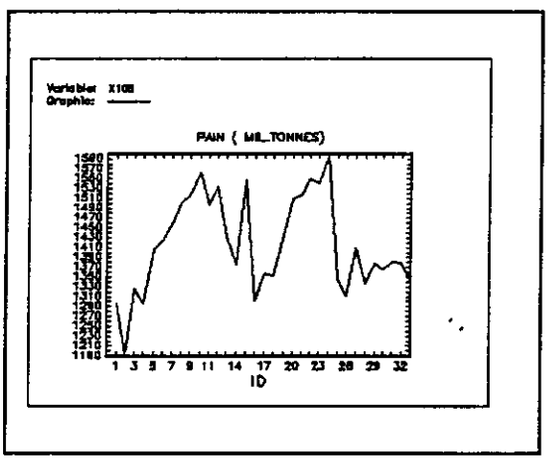

INDICE DE PRIX 'BIERE '
ID

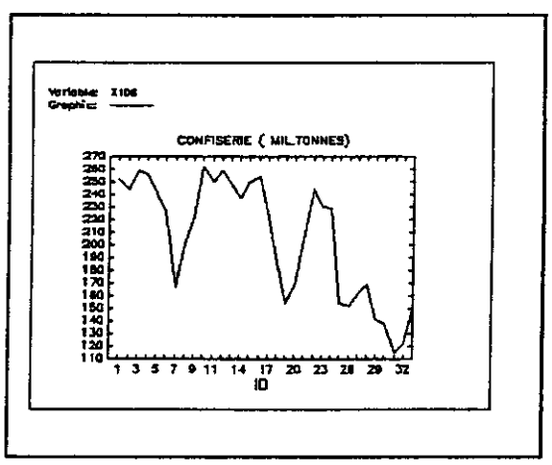
Ce parallélisme doit cependant être analysé de façon plus fine, l'importance de la réaction à la libéralisation étant clairement différente pour les divers biens, pouvant par ailleurs être instantanée ou se répercuter durant 2 ou 3 mois. On peut donc espérer qu'un indice Laspeyres agrégé de prix de biens alimentaires aura au moins en première approximation une certaine pertinence.

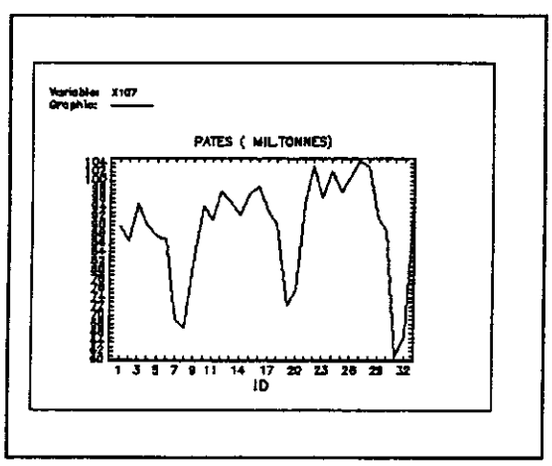
En revanche les évolutions de quantités produites correspondant aux neufs biens alimentaires communs montrent une grande variété incluant des phénomènes tendanciels, ou des phénomènes périodiques, ainsi que certaines parties d'évolution liées dans certains cas aux évolutions de prix correspondants [voir figures 2 ci-dessous].

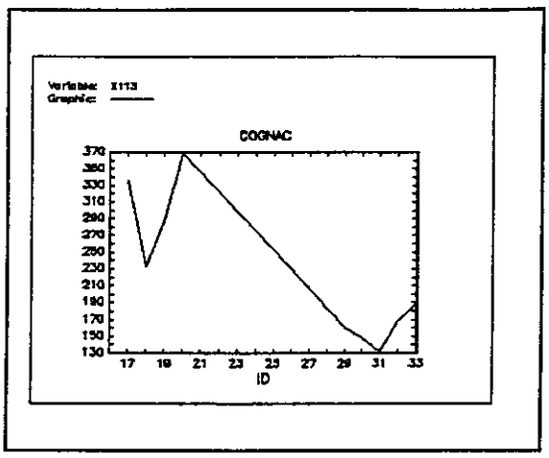
Figures 2 Evolutions des quantités produites de Janvier 1990 à Septembre 1992

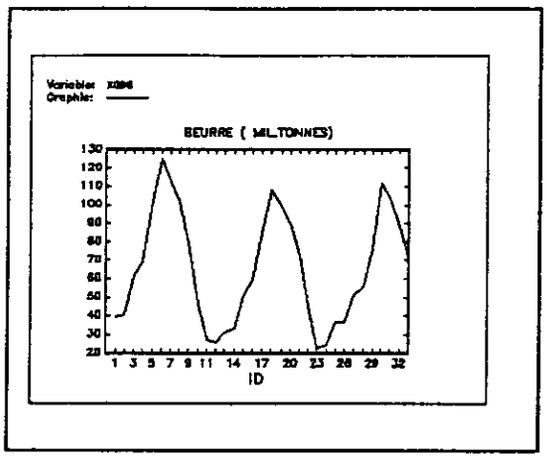


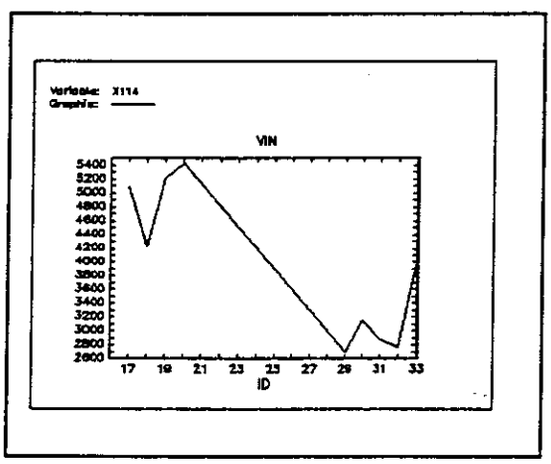


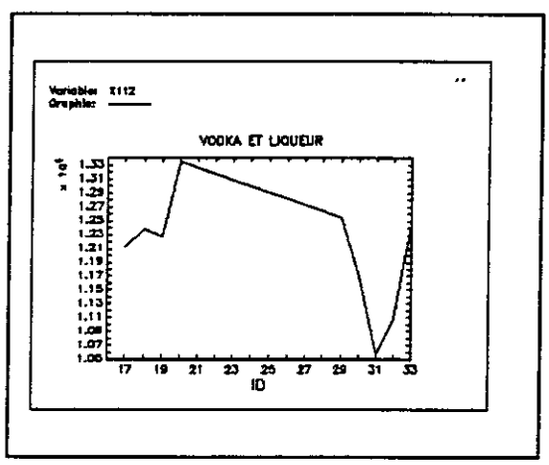


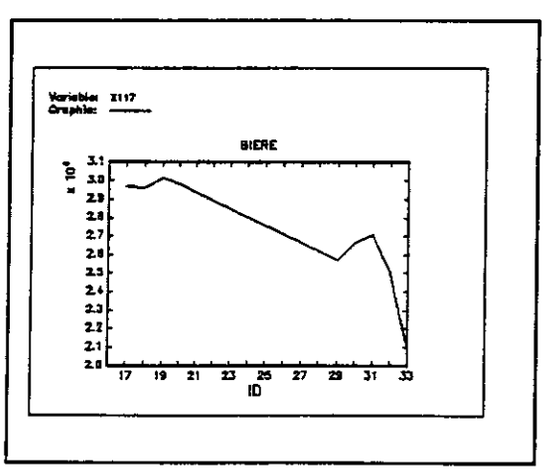



COGNAC
ID


BEURRE (MILTONNES)
ID


VIN
ID


VODKA ET LIQUEUR
ID


BIERE
ID

On se souviendra que pour les biens certaines données intermédaires sont manquantes, ce qui donne un aspect fictivement lisse et tendanciel aux évolutions correspondantes.

Il paraît donc très difficile à cause des données manquantes et des évolutions hétérogènes de résumer les modifications de quantité par un indice unique.

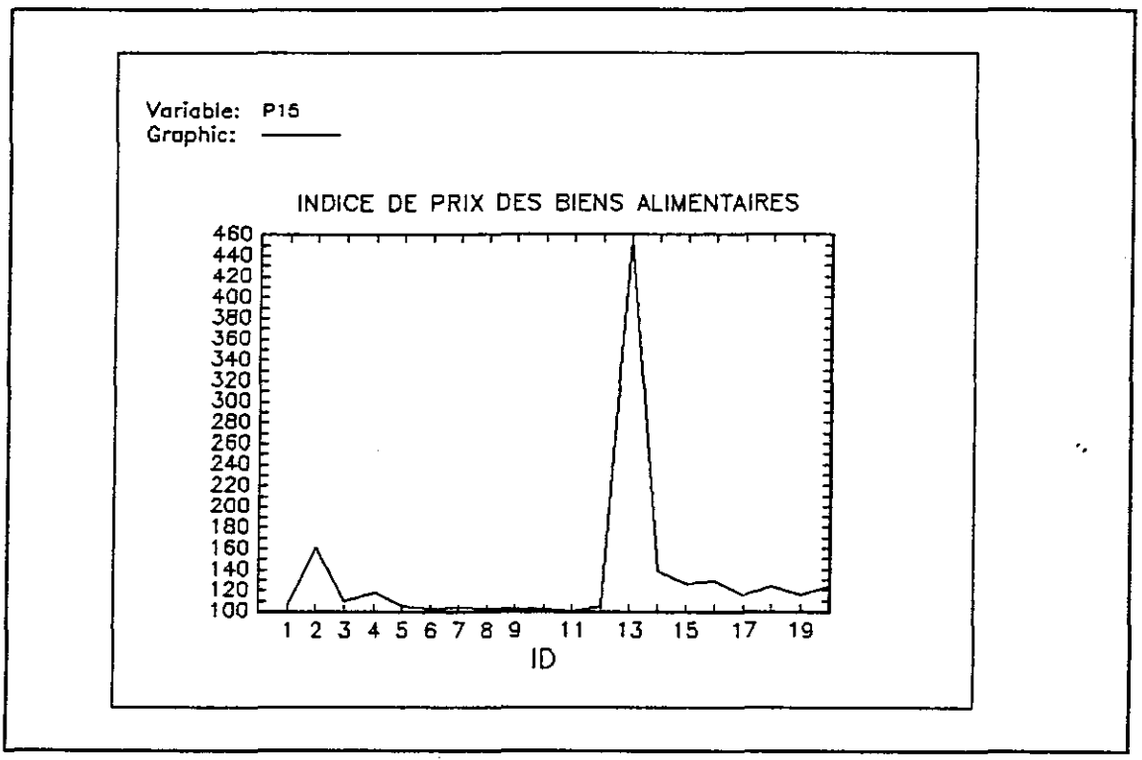
On se gardera aussi de comparer de façon directe les évolutions de prix et de quantités, qui portent sur des périodes et des rubriques un peu différentes.

iii) Possibilité de reconstitution d'un indice agrégé

Finalement nous pouvons discuter l'évolution d'indices plus agrégés au niveau ici de la rubrique "Bien Alimentaire".

Cet indice, qui comme nous l'avons dit aurait d'ailleurs peu de sens, n'est pas fourni pour la variable quantité. En revanche un indice agrégé existe pour ce qui concerne les prix et admet l'évolution ci-dessous (voir Figure 3).

Figure 3 Evolution de l'indice des prix des biens alimentaires



Il est difficile comme nous l'avons dit de savoir avec précision comment cet indice a été déterminé, c'est-à-dire de connaître les poids affectés aux divers biens introduits dans la rubrique. Disons simplement qu'un indice de type Laspeyres risque d'être effectivement très sensible au choix de l'année de base. En effet, les graphiques de quantité montrent que celles-ci évoluent de façon très rapides et non parallèles, impliquant des changements vraisemblablement importants dans le temps des coefficients budgétaires. Ceci risque donc d'induire des interprétations erronées de cet indice agrégé, si celui-ci est vu comme un indice Laspeyres usuel. C'est pour cette raison que dans les paragraphes suivants nous essaierons de lier cet indice agrégé à d'autres indices calculés de façon différente et ne prenant en compte que les évolutions de prix.

2.b Indices construits par analyse en composantes principales

L'analyse en composantes principales est une méthode descriptive classique pour extraire d'un ensemble de données quelques "résumés significatifs". Elle peut en particulier être appliquée à la recherche d'indices.

Les données de base auxquelles nous nous intéressons sont les indices élémentaires de prix :

$$I^{l}_{t/0}\ (p) = \frac{p_{l,t}}{p_{l,0}}\ .$$

De façon à rendre ces données comparables entre elles d'une date à l'autre, il faut préalablement les transformer en indices d'évolution par unité de temps :

$$(2.10) \qquad I_{t,l} = I^{l}_{t/0}\ /\ I^{l}_{t-1/0} \quad = \quad p_{l,t}\ /\ p_{l,t-1}\ .$$

Ces valeurs peuvent alors être rassemblées en un tableau à double entrée comportant en ligne les données correspondant à une date spécifiéeet aux divers biens, en colonne les données correspondant à un bien spécifié et aux diverses dates. Nous notons :

(2.11) $I = (I_{t,l}\ t=1,\ldots T,\ l=1,\ldots L)$

la matrice ainsi définie de taille T,L.

i) Rappels sur l'analyse en composantes principales

L'analyse en composantes principales repose sur la recherche et l'interprétation des valeurs propres et vecteurs propres des matrices II' et I'I, où la notation ' désigne la transposition. Ces matrices II' et I'I contiennent comme éléments des mesures des liaisons entre évolutions de prix pour les divers biens, et des liaisons entre structures de prix date par date. Leur analyse sera donc utile pour mettre en évidence les évolutions communes, et les types de déformations de structure. On sait que ces deux matrices symétriques positives admettent les mêmes valeurs propres à des valeurs nulles près et que celles-ci sont positives ou nulles. Désignons par λ_j $j = 1,\ldots \mathrm{Min}\ (T,L)$ les valeurs propres de la matrice de taille la plus petite et supposons les rangées par ordre décroissant :

$$\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \lambda_3 \ldots\ldots \geq \lambda_{\mathrm{Min}\ (T,L)}.$$

On peut aussi introduire les vecteurs propres associés vérifiant

(2.12) $II'\ u_j = \lambda_j\ u_j,$

(2.13) $I'I\ v_j = \lambda_j\ v_j,$

où u_j, v_j désignent des vecteurs de tailles respectives T et L. les équations (2.12),(2.13) ne définissent pas les vecteurs de façon unique et il est habituel de rendre la définition non ambigüe en ajoutant certaines conditions de normalisation :

longueurs des vecteurs supposées égales à un :

(2.14) $u'_j\ u_j = v'_j\ v_j = 1,$

orthogonalité entre ces vecteurs :

(2.15) $u'_j\ u_k = v'_j\ v_k = 0\ ,\ \forall j \neq k.$

Les deux ensembles de vecteurs propres (u_j) et (v_j) sont alors reliés par :

$$(2.16) \qquad u_j = \frac{1}{\sqrt{\lambda_j}} I v_j, \quad v_j = \frac{1}{\sqrt{\lambda_j}} I' u_j,$$

et la matrice initiale admet la décomposition (dite décomposition spectrale) :

$$(2.17) \qquad I = \sum_{j=1}^{\mathrm{Min}\,(T,L)} \sqrt{\lambda_j}\; u_j\, v'_j \,.$$

L'intérêt des écritures spectrales précédentes provient de leurs interprétations. L'idée de l'analyse en composantes principales est d'approcher au mieux l'ensemble des données par une représentation de dimension plus petite. Donnons nous une telle dimension, disons p; nous pouvons alors rechercher le sous-espace E de $\mathbb{R}^T$ de dimension p permettant d'approcher au mieux le nuage de points $I_1,\ldots,I_L$ correspondant aux vecteurs colonnes de la matrice I. Ceci conduit à chercher un sous-espace E tel que:

$$(2.18) \qquad \underset{E}{\mathrm{Min}} \sum_{l=1}^{L} \| P_E\, I_l \|^2 ,$$

où P_E désigne le projecteur orthogonal sur E. On peut établir qu'une solution de ce problème consiste à retenir le sous-espace engendré par les p premiers vecteurs propres $u_1,\ldots u_p$. Notons immédiatement que chacun de ces vecteurs est tel que :

$$u_j \quad \frac{1}{\sqrt{\lambda_j}} I v_j = \frac{1}{\sqrt{\lambda_j}} \sum_{l=1}^{L} I_l\, v_{jl} \;, \text{ d'après (2.16),}$$

et donc qu'il apparaît comme une combinaison des vecteurs colonnes de base $I_1,\ldots,I_L$.

Une approximation duale peut évidemment être opérée pour le nuage de points de $\mathbb{R}^L$ correspondant aux lignes de I, c'est-à-dire aux observations d'une même date. Le sous-espace de dimension p fournissant la meilleure approximation est celui engendré par les vecteurs propres $v_1 \ldots v_p$. L'approximation peut aussi être vue comme effectuée directement sur la matrice I, remplaçant celle-ci par le début de son écriture spectrale :

$$(2.19) \qquad I \simeq I_p = \sum_{j=1}^{p} \sqrt{\lambda_j}\ u_j\ v'_j\ .$$

Quelque soit l'interprétation retenue en terme de biens, de dates ou de matrice, la qualité des approximations est naturellement mesurée par la part d'inertie expliquée par l'approximation, c'est-à-dire par :

$$(2.20) \qquad \mu_p = \left(\sum_{j=1}^{p} \lambda_j\right) \left(\sum_{j=1}^{Min(T,L)} \lambda_j\right)^{-1} .$$

ii) <u>Quelques remarques sur l'application aux évolutions de prix.</u>

L'analyse en composantes principales peut évidemment être appliquée de façon automatique au tableau de données. Il nous a paru cependant important de faire divers commentaires sur cette méthode, avant de discuter dans le paragraphe 3 son application sur les données russes.

(*) La méthode devrait naturellement conduire à retenir une dimension p permettant d'expliquer une part suffisante de l'inertie du nuage et donc à étudier diverses combinaisons $u_1,\ldots,u_p$ résumant les évolutions de base $I_1,\ldots, I_L$. Ainsi l'analyse ne permet généralement pas de retenir un seul résumé pour l'ensemble des évolutions, comme le fait de façon implicite la construction par indice de Laspeyres.

(**) On peut se demander si les divers axes factoriels peuvent ou non être vus comme des indices au sens usuel. Considérons un indice de Laspeyres ; son évolution entre t-1 et t vaut :

$$\mathfrak{L}_{t/0}(p)/\ \mathfrak{L}_{t-1/0}\ (p) = \left(\sum_l \pi_{l,0}\ I^l_{t/0}\ (p)\right) \left(\sum_l \pi_{l,o}\ I^l_{t-1/0}\ (p)\right)^{-1}$$

$$= \sum_l \left\{ \frac{\pi_{l,0}\ I^l_{t-1/o}(p)}{\sum \pi_{l,0}\ I^l_{t-1/0}\ (p)}\ I_{t,l} \right\} .$$

Cette valeur apparaît comme une moyenne pondérée des évolutions de prix bien par bien. On peut alors voir trois différences entre les

constructions d'indices de prix de type Laspeyres et celles associées aux axes factoriels :

(a) la normalisation des composantes $\sum_{l=1}^{L} v_{jl}^2 = 1$ ne correspond pas à celle attendue : $\sum_{l=1}^{L} v_{jl} = 1$.

(b) Les composantes v_{jl}, ou au moins certaines d'entre elles peuvent-être négatives, perdant ainsi une interprétation en terme de poids.

(c) Les composantes v_{jl} sont indépendantes de la date ce qui n'est pas le cas en général des poids intervenant dans l'évolution de l'indice de Laspeyres.

(***) On peut cependant espérer que certains des axes obtenus, et en particulier le premier, éventuellement renormalisés pour que la somme de ses composantes vaille un, puissent être vus comme des indices soit globaux, soit partiels. Il sera donc naturel de comparer ces axes à certains indices de Laspeyres calculés directement au niveau global ou aux niveaux sectoriels.

(****) Il est important de noter que l'approche précédente d'analyse en composantes principales semble permettre une construction d'indices à partir de seuls indices élémentaires de prix, sans tenir compte des indices de quantité. Ceci est vrai de la méthode que nous avons décrite, qui implicitement attribue le même poids à tous les biens (et à toutes les dates). Une approche préférable consiste évidemment à appliquer l'A.C.P. en accordant à chaque bien un poids lié à l'importance du bien sur le marché. Dans l'optique Laspeyres le plus naturel est le coefficient budgétaire associé à la date de base. Ainsi les poids apparaissant dans la construction d'indices de Laspeyres devraient aussi figurer dans la définition de la "distance" utilisée pour effectuer l'A.C.P..

(*****] Finalement il est souvent conseillé d'effectuer des ACP après avoir centré et réduit les données. Il faut ici insister sur le fait que ces transformations ne doivent pas être appliquées. La réduction est inutile, les indices servant de données de base étant sans unité ; par ailleurs le

centrage empêcherait de trouver par A.C.P. "l'évolution moyenne", ce qui est le premier résumé recherché dans une construction d'indice.

iii) Construction de groupes de biens homogènes

Les données de prix (et de quantités) sont fournies pour divers groupes de biens à des niveaux plus ou moins agrégés. On peut se demander si ces groupes de biens sont adaptés à l'étude des prix. En effet pour cet objectif il apparaît utile de constituer des groupes tels que les évolutions de prix à l'intérieur d'un groupe soient les plus proches (parallèles) possibles, et les évolutions de prix des divers groupes les plus différentes possibles. Les classes de biens dont nous disposons sont ici données a priori, mais une fois analysées les séries de prix, on peut regarder si la classification ne pourrait pas être modifiée : par regroupement de sous-groupes, par séparation d'un sous-groupe donné en deux sous-groupes homogènes, ou par passage d'un sous-groupe d'une classe agrégée à une autre classe agrégée changeant, en même temps que la définition, le nom de la classe.

L'approche de l'A.C.P. peut en première approche être utilisée dans ce but de classification. L'idée est de considérer les évolutions de prix associées à chaque sous-groupe de biens, de projeter ces évolutions sur les plans factoriels mis en évidence, puis d'examiner si les projections sont ou non proches les unes des autres. Cette démarche peut être menée graphiquement en retenant des facteurs, ou de façon automatique en utilisant une procédure de classification.

Elle doit cependant être menée avec prudence, car :

(i) en pratique les points associés aux divers sous-groupes peuvent être imbriqués ;

ii) des points de projection proches peuvent en réalité correspondre à des évolutions assez différentes, l'observation du plan factoriel ne fournissant qu'une information partielle sur les évolutions ;

iii) les démarches de classification automatiques supposent un choix de distance (problème déjà discuté auparavant), mais aussi de seuil en dessous duquel deux points sont considérés correspondre à des évolutions proches ;

(iv) elles supposent aussi un mode de calcul des coordonnées du barycentre d'un ensemble de points, c'est-à-dire ici un mode de calcul d'un indice sectoriel. Or c'est justement pour essayer d'améliorer ce mode de calcul qu'on effectue la classification.

2.c Indices déduits d'une modélisation à facteurs

L'approche par A.C.P est effectué avec des élements de matrices contruites à partir des taux d'évolution, éléments qui mesurent essentiellement les variances et covariances entre prix sur la période d'étude. Ces résumés sont donc essentiellement statiques, puisqu'ils ne prennent pas en compte des effets décalés entre prix des divers biens. L'études de tels effets demande de considérer aussi les fonctions de covariance des processus de prix. L'étude directe de ces covariances peut cependant se révéler délicate du fait du nombre important de paramètres à estimer. Les modèles à facteurs constituent une démarche élégante pour prendre en compte cet aspect dynamique tout en diminuant le nombre de paramètres. Nous verrons de plus que comme dans l'A.C.P, ces facteurs peuvent être vus comme des indices.

i) Modèles à facteurs

Cette démarche peut être appliquée sur les niveaux de prix, ou sur les taux d'évolution. Nous la considérons ici dans ce dernier cas. Des évolutions de prix sont dites compatibles avec une formulation à facteurs, si on peut écrire :

$$(2.21)\quad \frac{p_{l,t+1}}{p_{l,t}} = \sum_{k=1}^{K} a_{l,k}\, F_{k,t+1} + \varepsilon_{l,t+1}$$

$$= a_l'\, F_{t+1} + \varepsilon_{l,t+1}\ ,$$

où les processus sous-jacents $F_1,\ldots,F_k$, $\varepsilon_1,\ldots\varepsilon_L$ sont tels que
(*) $(F_1,\ldots F_k)$, $(\varepsilon_1,\ldots\varepsilon_L)$ soient indépendants, et que
(**) les composantes $(\varepsilon_{l,t}\ \ l = 1,..,L)$ soient indépendantes d'une date à l'autre, centrées.

L'idée de tels modèles est de séparer l'évolution moyenne et les facteurs dynamiques inclus dans l'effet des facteurs $a_l' F_{t+1}$, des seuls effets de bruits.

L'approche par modèles à facteurs est très utilisée aux Etats-Unis pour mettre en évidence des évolutions sous-jacentes aux principales séries mesurant l'activité économique et discuter notamment le phénomène de cycles. On pourra consulter les travaux du NBER et les références données à la fin de ce chapître. Nous nous proposons ici de décrire une démarche analogue pour l'analyse jointe des séries de prix.

La formulation (2.21) doit être complétée par la spécification des lois d'évolution des facteurs et des bruits et par l'introduction de contraintes de normalisation permettant l'identification des facteurs. Ceux-ci sont définis à une transformation linéaire bijective près.

En effet, si Q est une matrice carrée inversible de taille K, nous pouvons écrire :

$$\frac{p_{i,t+1}}{p_{i,t}} = a_i' F_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$

$$= a_i' Q^{-1} Q F_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$$

$$= a_i^{*\prime} F_{t+1}^{*} + \varepsilon_{i,t+1} ,$$

avec $a_i^* = [Q']^{-1} a_i$, $F^* = QF$.

Une fois spécifiées les lois d'évolution des facteurs et des bruits à des paramètres près, la suite de la démarche consiste :

à estimer les paramètres inconnus à partir des données disponibles,

à reconstituer les facteurs non observables sous-jacents par prévision : soit en utilisant une formule de lissage pour prévoir le facteur pour les dates correspondant à la période d'observation dans une optique d'étude rétrospective des indices,

$$F_{t+1} \simeq \hat{F}_{t+1} = E\left[F_{t+1} \,/\, \frac{p_{l,\tau+1}}{p_{l,\tau}} \quad \begin{matrix} l = 1,\ldots L \\ \tau = 1,\ldots T \end{matrix}\right],$$

soit en utilisant une formule plus classique de prévision pour déterminer la valeur du facteur à une date postérieure de h à la dernière observation disponible, ceci dans une optique de prévision conjoncturelle :

$$\text{ou} \quad F_{t+1} \simeq \hat{\hat{F}}_{+1} = E\left[F_{t+1} \,/\, \frac{p_{l,\tau+1}}{p_{l,\tau}} \quad \begin{matrix} l = 1,\ldots L \\ \tau = 1,\ldots t-h \end{matrix}\right],$$

Avant de décrire plus en détails de telles approches, il nous faut faire diverses remarques :

(*) Comme pour l'A.C.P., les modèles précédents conduisent généralement à retenir plusieurs résumés des évolutions, et ceux-ci n'apparaissent pas forcément comme des indices au sens où ils ne s'expriment pas nécessairement comme des moyennes pondérées d'évolutions de prix élémentaires.

(**) Contrairement à l'A.C.P., les modèles à facteurs mettent généralement l'accent sur l'aspect dynamique, complétant le modèle de bruit pour ε par des modéles dynamiques de type autorégressifs pour les facteurs. Il y a donc naturellement remise à jour des résumés et de leur mode de calcul.

(***) Nous avons introduit deux modes de reconstitution des valeurs de ces résumés : le premier $\hat{F}_{t+1}$,dit de lissage, approchant la valeur F_{t+1} en tenant compte éventuellement d'observations futures des prix. Le second, dit de prévision, ne retenant que les valeurs antérieures. Ceci distingue les diverses méthodes de reconstitution, comme le résume le tableau ci-dessous :

Tableau 2 : Indices élémentaires $I^1_{t/0}$ intervenant dans les calculs des résumés

Méthode de reconstitution	dates des indices élémentaires
Indice de Laspeyres $\underset{\sim}{\ell}_{t/0}/\underset{\sim}{\ell}_{t-1/0}$	dates présentes (via $I^1_{t/0}$) et passées (via $I^1_{t-1/0}$)
Analyse en composantes principales	dates présentes
Modèles à facteurs : prévision	dates présentes et passées
Modèles à facteurs : lissage	dates présentes, passées et futures

On retrouve évidemment sur ce tableau le caractère purement statique de l'A.C.P., et on note que c'est l'approche modèle à facteurs avec prévision de ces derniers, qui étend la construction par indice de Laspeyres.

(****) Finalement, il nous faut ici encore discuter l'introduction des indices de quantités, dans les expressions de certains poids. Dans le cas de modèles de régression de type (2.21), les poids dans les expressions des estimateurs et des prévisions sont liés aux formes des variances (et covariances) des termes d'erreur. Deux démarches sont ici envisageables.

La première consiste par exemple à supposer que les variances des bruits sont proportionnelles aux coefficients budgétaires et que ces bruits sont non corrélés. On imposera alors une structure de poids liée aux quantités.

La seconde approche consiste à estimer le modèle sous contraintes a priori sur la forme de la matrice de variance-covariance des bruits et à

voir a posteriori, si les variances et covariances sont ou non liées à des effets de quantités. Nous ne discuterons pas plus en détails ces deux approches.

ii) Mise en oeuvre de modèles à facteurs

Comme nous l'avons dit la mise en oeuvre de tels modèles demande de spécifier les évolutions des facteurs et des bruits. Celles-ci sont généralement retenues sous forme linéaire de façon à pouvoir utiliser des algorithmes simples d'extraction de facteurs de type Filtre de Kalman (voir annexe 3), algorithmes qui seront également utiles pour l'estimation des paramètres du modèle. Nous allons décrire plus précisément ici la démarche dans le cas d'un facteur renvoyant à l'annexe 3 pour une présentation générale.

Supposons donc K=1 . Nous avons :

$$(2.22) \qquad \frac{p_{1,t+1}}{p_{1,t}} = a_1 F_{t+1} + \varepsilon_{1,t+1} .$$

Nous supposons que les termes résiduels sont temporellement indépendants, de moyennes nulles, de matrice de variance-covariance :

$$(2.23) \qquad V \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{l,t} \end{pmatrix} = \Omega .$$

La spécification de l'évolution du facteur sous-jacent est de type autorégressive-moyenne mobile :

$$(2.24) \qquad \Phi (L) (F_t - c) = \Theta (L) \eta_t,$$

où (η_t) est un bruit blanc centré, indépendant des bruits résiduels, c un paramètre représentant la valeur moyenne du facteur sur le temps, $\Phi (L) = 1 + \varphi_1 L + \ldots + \varphi_p L^p$,

$\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \ldots \theta_q L^q$, les polynômes autorégressif et moyenne-mobile dans l'opérateur de retard L. La variance du bruit η_t est notée : $V\eta_t = \nu^2$.

Le modèle précédent comporte divers paramètres :

la valeur moyenne du facteur : c,

les coefficients caractérisant la dynamique du facteur : $\varphi_1,\ldots,\varphi_p$,

: $\theta_1,\ldots,\theta_q$,

les sensibilités des évolutions élémentaires au facteur : $a_1\ldots,a_L$, les variances-covariances des divers bruits : ν^2, Ω, soit en tout $p + q + 2 + L + \frac{L(L+1)}{2}$ paramètres pour LT observations. Ces paramètres ne sont pas tous identifiables à cause de la définition ambigüe du facteur. En effet, si celui-ci est multiplié par un scalaire non nul q, c'est-à-dire si on remplace F par $F^* = qF$, on obtient un modèle de même type avec :

$$a_l^* = \frac{a_l}{q}\ ,\ c^* = qc\ ,\ \nu^{*2} = \nu^2\, q^2\ ,\ \varphi_j^* = \varphi_j,\ \theta_j^* = \theta_j.$$

Il faut donc introduire une contrainte identifiante. La plus naturelle d'un point de vue purement statistique est :

$$(2.25) \qquad \nu^2 = 1\ .$$

Mais d'autres contraintes identifiantes pourraient dans notre cas lui être préférées. Ainsi on pourrait introduire des poids Π_l^*, $l=1,\ldots,L$, par exemple les coefficients budgétaires de la date zéro, et imposer :

$$(2.26) \qquad \sum_{l=1}^{L} \Pi_l^*\, a_l = 1.$$

Cette contrainte conduirait à une interprétation approchée simple du facteur sous-jacent. En effet, on aurait :

$$\sum_{l=1}^{L} \Pi_l^* \frac{p_{l,t+1}}{p_{l,t}} = \sum_{l=1}^{L} \Pi_l^*\, a_l\, F_{t+1} + \sum_{l=1}^{L} \Pi_l^*\, \varepsilon_{l,t+1}$$

$$= F_{t+1} + \sum_{l=1}^{L} \Pi_l^*\, \varepsilon_{l,t+1}\ .$$

Si les bruits résiduels $\varepsilon_{l,t+1}$ sont peu corrélés entre les divers biens, nous avons :

$$V\left(\sum_{l=1}^{L} \Pi_l^* \varepsilon_{l,t+1}\right) \simeq \sum_{l=1}^{L} \Pi_l^{*2} V(\varepsilon_{l,t+1})$$

$$= \sum_{l=1}^{L} \Pi_l^{*2} \omega_{l,l} .$$

Si de plus les variances et les poids sont d'un ordre de grandeur dépendant peu du bien considéré : $\Pi_l^* \simeq \frac{1}{L}$, $\omega_{ll} = \omega$ indépendant de L, nous voyons que la variance :

$$V\left[\sum_{l=1}^{L} \Pi_l^* \varepsilon_{l,t+1}\right] \simeq \frac{1}{L^2} \sum_{l=1}^{L} \omega = \frac{\omega}{L} ,$$

est faible dès que le nombre de biens introduit est large. Le raisonnement précédent n'est évidemment autre que l'approche par arbitrage de Ross (1976) (voir aussi Chamberlain-Rothschild (1983)).

Le facteur $F_{t+1} \simeq \sum_{l=1}^{L} \Pi_l^* \frac{p_{l,t+1}}{p_{l,t}}$ est alors proche de l'évolution d'un indice de Laspeyres de prix.

Toute la mise en oeuvre du modèle à facteurs (2.22), (2.24) repose sur l'écriture de ce modèle en deux sous-systèmes comprenant des dynamiques linéaires. La première partie:

(2.24) $\Phi(L)(F_t - c) = \Theta(L)\,\eta_t \quad t = 1,\ldots,T$

relie entre elles des variables non observables et constitue l'équation d'états. La seconde partie:

(2.22) $\frac{p_{l,t+1}}{p_{l,t}} = a_l \; F_{t+1} + \varepsilon_{l,t+1} , \quad l = 1,\ldots L , \qquad t = 1,\ldots T,$

relie les variables observables aux variables non observables et constitue l'équation de mesure. La linéarité de la dynamique de ces équations va permettre un calcul récursif simple des prévisions des diverses variables (voir annexe 3).

iii) Une interprétation duale des modèles à facteurs

La formulation (2.22) insiste sur la décomposition des évolutions de prix en une partie résumant toute la dynamique ($a_l F_{t+1}$), et une partie bruit, sans corrélation temporelle. Il existe cependant une façon duale de voir cette formulation (cf Gourieroux - Monfort - Renault (1991)). Considérons en effet une combinaison d'évolutions de prix avec des coefficients β_l, l=1,...L. Nous avons :

$$\sum_{l=1}^{L} \beta_l \frac{p_{l,t+1}}{p_{l,t}} = \sum_{l=1}^{L} \beta_l a_l F_{t+1} + \sum_{l=1}^{L} \beta_l \varepsilon_{l,t+1}.$$

Si la combinaison β est choisie de façon à être orthogonale à toutes les colonnes de la matrice $\begin{pmatrix} a_1 \\ \vdots \\ a_L \end{pmatrix}$,

nous avons $\sum_{l=1}^{L} \beta_l a_l = 0$, et la combinaison particulière $\sum_{l=1}^{L} \beta_l \frac{p_{l,t+1}}{p_{l,t}}$ a les propriétés d'un bruit, c'est-à-dire est de moyenne nulle et sans dynamique. Nous voyons ainsi que si les facteurs apparaissent approchables par des indices de prix, d'autres indices s'introduisent également de façon naturelle et correspondent aux combinaisons qui ne représentent pas de corrélations temporelles. Peut-on oublier ces combinaisons ? En fait non, car leur connaissance, c'est-à-dire celle des β équivaut à celle des a. Ainsi une façon empirique de déterminer le nombre de facteurs sous-jacents K consiste à rechercher la dimension L-K de l'ensemble de ces combinaisons non dynamiques. Pour cela on peut par exemple utiliser l'approche de la codépendance (Gourieroux-Peaucelle (1992)).

3. APPLICATION DE L'A.C.P AUX PRIX DES BIENS ALIMENTAIRES

Nous disposons pour cette nomenclature de 17 séries de prix, portant sur 20 dates. Cet ensemble de données doublement indexées bien x date peut être analysé pour insister soit sur l'hétérogénéïté des séries entre les divers biens, soit sur l'hétérogénéïté des répartitions de prix entre les diverses dates.

3.a Nombre de facteurs sous-jacents

Nous avons appliqué une analyse en composantes principales à partir de la matrice de covariance des prix. Pour avoir une idée du nombre de facteurs significatifs sous-jacents, il faut étudier les valeurs propres de cette matrice et voir quelle part de la variabilité globale représentent les axes les plus importants. Les valeurs propres, les pourcentages et pourcentages cumulés correspondants sont donnés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 3 Pourcentage d'inertie

Numéro	Valeur propre	Pourcentage	Pourcentage cumulé
1	176.64	96.05	96.05
2	2.28	1.24	97.29
3	1.57	0.85	98.14
4	1.09	0.60	98.74
5	0.88	0.48	99.22
6	0.44	0.24	99.46
7	0.33	0.18	99.64
8	0.23	0.13	99.77
9	0.20	0.11	99.88
10	0.10	0.05	99.93
11	0.05	0.03	99.96

Il y a donc clairement un axe factoriel dominant, c'est-à-dire la possibilité d'agréger les diverses séries de prix par un seul indice. On peut cependant mener un peu plus loin l'analyse en retenant quelques axes supplémentaires, ce que nous faisons ci-dessous.

3.b Le premier axe factoriel

Ce premier axe est défini par l'ensemble des poids qu'il attribue à chaque sous-groupe de biens. Nous avons évidemment normalisé les composantes de l'axe de façon qu'elles somment à un et conduisent ainsi à une interprétation naturelle en terme d'indice. Les poids obtenus sont les suivants, et sont bien ici positifs.

Tableau 4 : Premier axe factoriel

Biens	Poids
Sucre	0.05
Pain	0.03
Confiserie	0.06
Pâtes Alimentaires	0.07
Beurre et graisse	0.09
Parfumerie-Cosmétique	0.12
Spiritueux	0.09
Liqueur et Vodka	0.07
Vin	0.02
Bière	0.06
Boissons sans alcool	0.03
Levure	0.08
Conserves de fruits	0.02
Sel	0.11
Thé	0.04
Tabac	0.02
Concentrés Alimentaires	0.04

Les poids ainsi trouvés sont ceux permettant de reconstituer au mieux le premier axe, et ne sont pas forcément liés à l'importance de chaque sous-groupe dans le panier de la ménagère ; 11% du budget n'est par exemple pas consacré à l'achat de sel.

Il est à ce niveau intéressant de voir si l'évolution du facteur associé à ces poids (disons α_l) est ou non analogue à l'évolution de l'indice de prix des "Biens alimentaires" fourni dans notre base de donnée. Notons I_t cet indice figurant dans la base et F_t l'indice reconstitué à partir du premier axe factoriel par la formule :

$$(3.3) \qquad F_{t+1} / F_t = \sum_{l=1}^{17} \alpha_l \; I_{l,t+1} (p) / I_{l,t} (p).$$

Nous pouvons comparer ces deux indices en régressant l'une des évolutions sur l'autre. Nous obtenons :

$$(3.4) \qquad I_{t+1} / I_t = 39.87 + 0.658 \; F_{t+1} / F_t$$

$$(15.66) \; (46.96)$$

avec un coefficient de détermination de $R^2 = 0.99$.

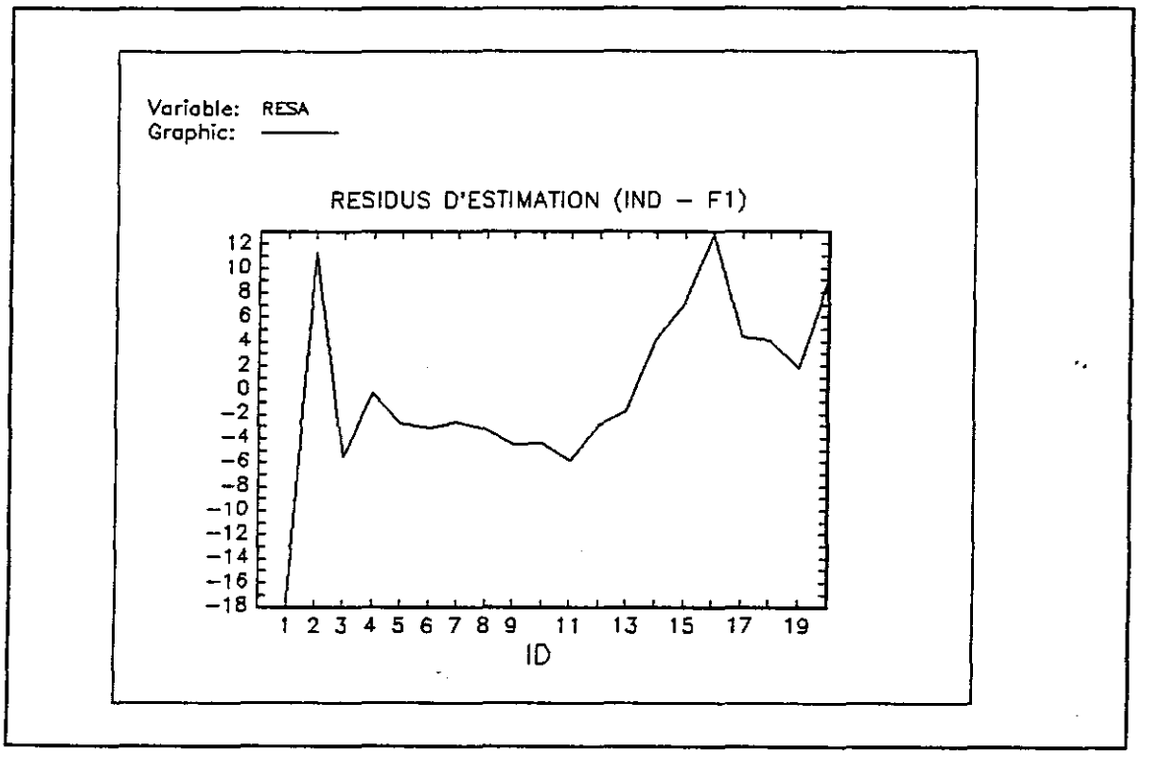
L'indice publié et l'indice déduit de l'A.C.P paraissent ainsi en liaison presque linéaire. On notera cependant que le coefficient de régression de F_{t+1}/F_t est sensiblement inférieur à un, ce qui pourrait conduire l'indice publié à sous-évaluer l'importance des modifications du taux d'inflation. En effet si tous les biens du groupe avaient à la date t la même évolution de prix, disons $\frac{I_{l,t+1}}{I_{l,t}} = \gamma_{t+1}$, on aurait par construction: $F_{t+1} / F_t = \gamma_{t+1}$, et

$$I_{t+1} / I_t = 39.87 + 0.658 \; \gamma_{t+1}$$

d'où : $I_{t+1} / I_t - I_t / I_{t-1} = 0.658 \; (\gamma_{t+1} - \gamma_t)$.

Par ailleurs les résidus d'estimation (voir figure 4) montrent une croissance tendancielle, indiquant vraisemblablement des liens plus complexes entre les deux séries.

Figure 4 Résidus d'éstimation



3c. Les deuxième et troisième axes factoriels

Ici encore nous allons normaliser les composantes de ces axes de façon que leur somme fasse 1. Les composantes ne seront cependant pas toutes positives de sorte que l'interprétation de ces axes en terme d'indice n'est plus possible. En fait, il s'agit d'axes qui opposent certaines catégories de biens. Ainsi le troisième permet clairement de séparer les boissons de consommation courante (bière, vodka, boissons non alcoolisées) des boissons alcoolisées de luxe (cognac).

Tableau 5 : Deuxième et troisième axes factoriels

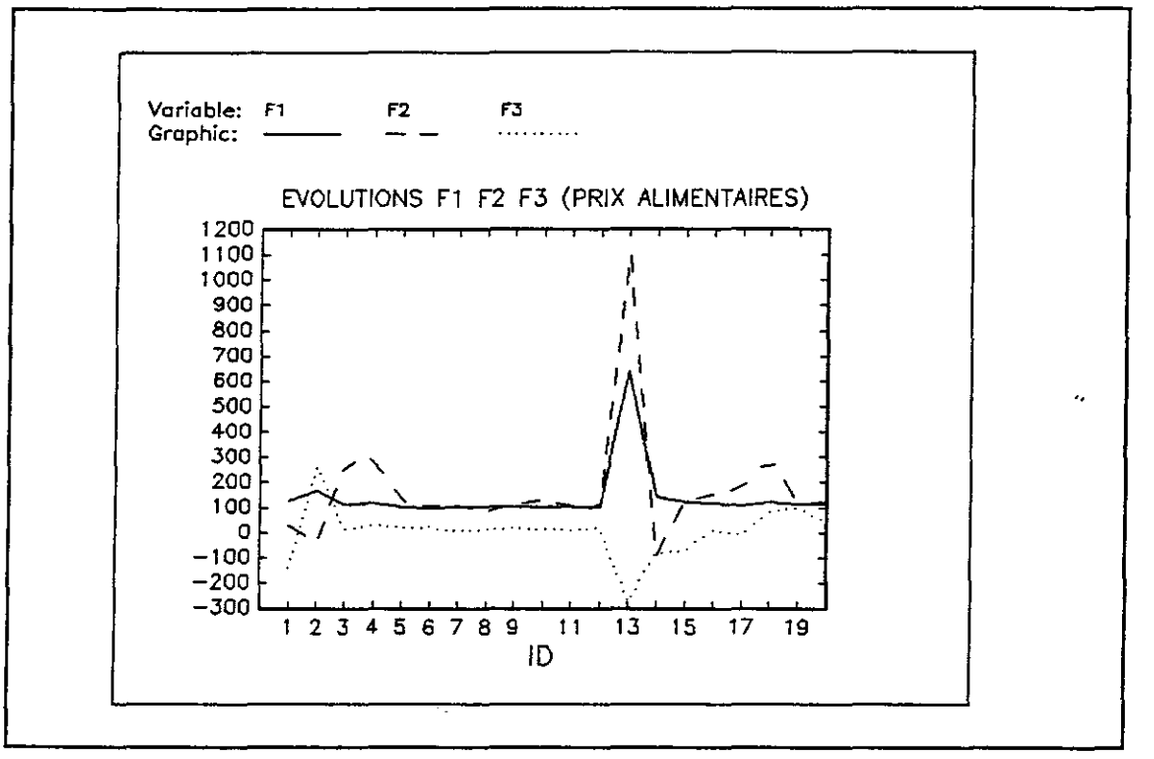
Bien	2e axe	3e axe
Sucre	-0.53	-0.09
Pain	0.45	0.92
Confiserie	0.52	-0.15
Pâtes Alimentaires	0.4	0.89
Beurre et graisse	-0.13	0.25
Parfumerie-Cosmétique	-0.14	0.19
Spiritueux	0.62	-0.99
Liqueur et Vodka	-1.76	-0.07
Vin	-0.2	-0.03
Bière	-0.13	0.67
Boissons sans alcool	0.03	0.51
Levure	1.1	-0.3
Conserves de fruits	-0.05	-0.13
Sel	-0.85	-0.32
Thé	1.54	-0.17
Tabac	0.12	-0.14
Concentrés alimentaires	0.01	-0.03

Nous donnons ci-dessous les évolutions :

$$\tilde{F}_{t+1} / \tilde{F}_t = \sum_{l=1}^{17} \tilde{\alpha}_l \; I_{l,t+1}(p) / I_{l,t}(p)$$

correspondant aux trois axes factoriels (voir figure 5).

Figure 5 Evolutions correspondants aux axes factoriels



L'examen de ces évolutions jointes montre que le premier axe factoriel résume essentiellement le choc de libération, et qu'une étude plus fine des évolutions va nécessiter de prendre en compte les axes d'ordre supérieur.

3.d Indice agrégé et axes factoriels

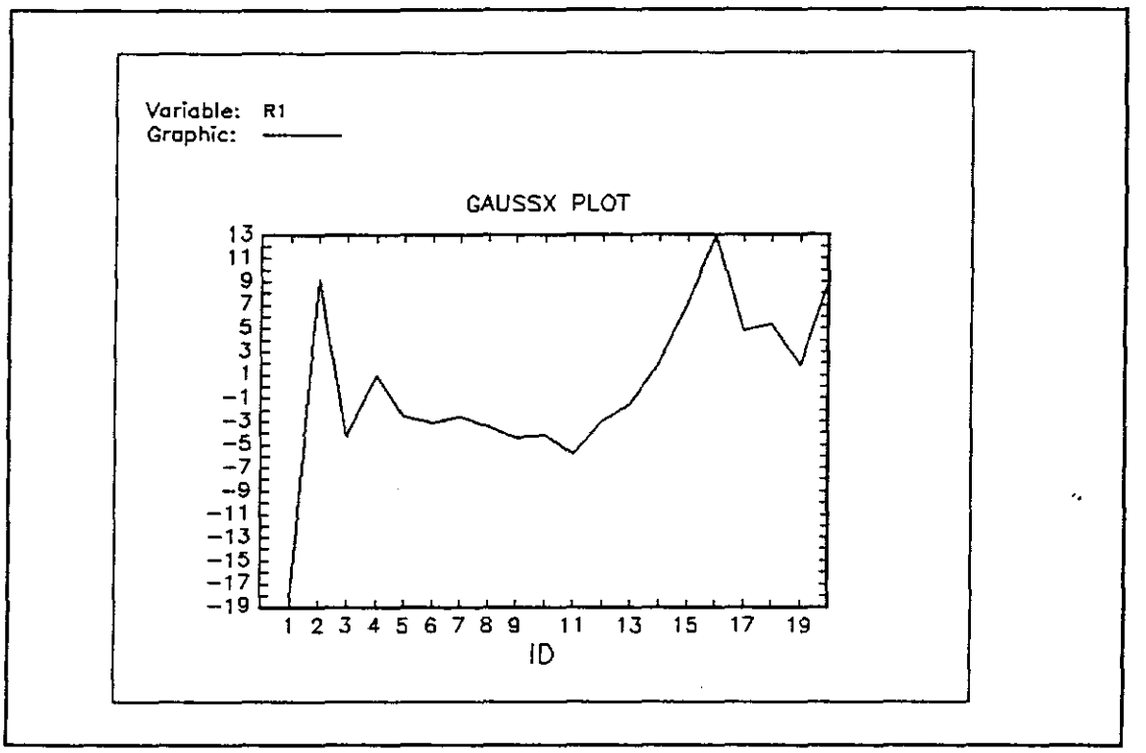
Il est intéressant de comparer l'indice agrégé calculé pour l'ensemble des biens alimentaires avec les axes factoriels qui viennent d'être exhibés. Ceci complètera les renseignements fournis en 3.b, qui ne tenaient compte que du premier axe.

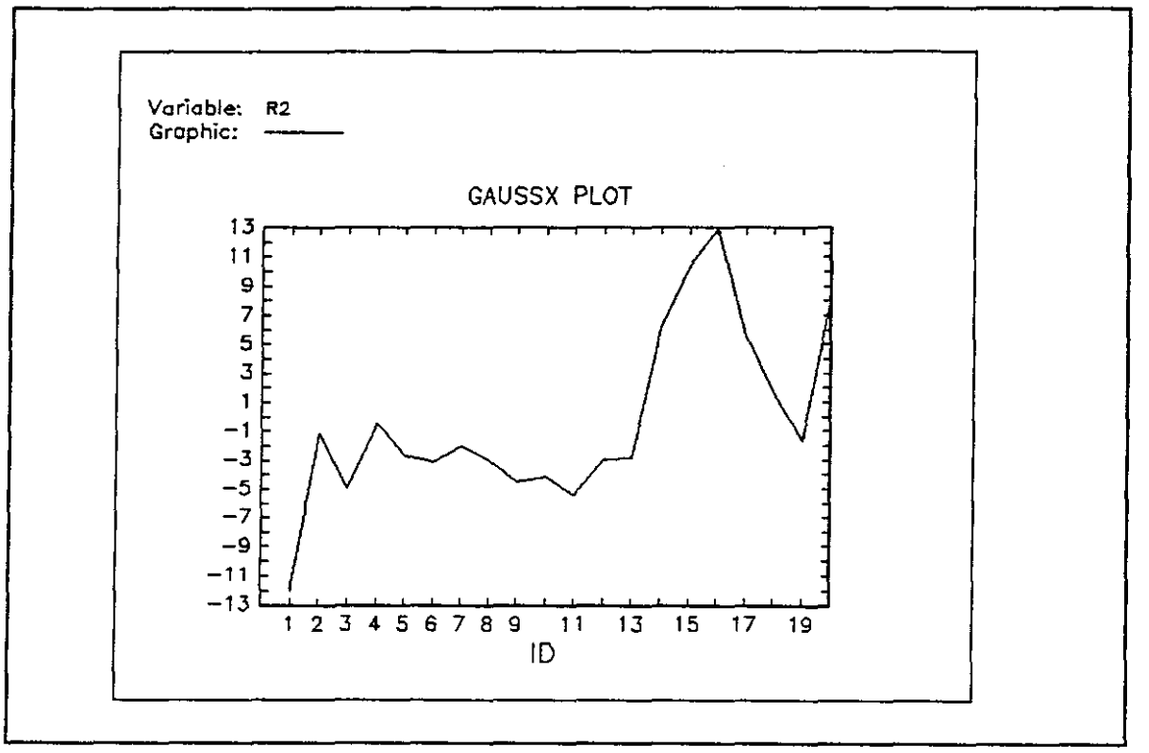
Tableau 6 : Résultats des regressions de I_{t+1}/I_t sur les facteurs

Coefficient de					
terme constant	F1	F2	F3	R^2	D.W
39.87 (15.7)	0.658 (46.96)	-	-	0.992	1.45
39.2 (13.6)	0.673 (21.9)	-0.008 (0.53)	-	0.992	1.31
36.2 (12.6)	0.69 (24.3)	-0.004 (0.31)	0.04 (2.28)	0.994	0.59

Les résidus de ces régressions sont fournis ci-dessus :

Figure 6 Residus des régressions





Ces regressions doivent être interprétées prudemment toutes les séries étant sensibles au choc de libération. Or celui-ci peut être vu comme une non stationnarité avec toutes les difficultés d'interprétation qui peuvent en découler : valeur automatiquement élevée du R^2, coefficients des facteurs 2 et 3 apparaissant [fictivement] non significatifs... En fait, le meilleur diagnostic pour un tel cas semble être l'analyse du graphique des résidus et de leurs corrélations. Afin de bien mettre en évidence l'effet pervers du premier facteur résumant le choc, nous avons également mené la régression en ne prenant en compte que les deux derniers facteurs. Cette régression conduit évidemment à une baisse du coefficient de détermination, mais surtout à une amélioration très sensible de propriétés des résidus à la fois au niveau du coefficient de Durbin-Watson, que de graphique de résidus lui-même. On retrouve ici le trade-off entre recherche de facteurs permettant de bonnes prévisions ponctuelles [optique statique] et recherche de facteurs permettant une bonne reconstitution des formes d'évolutions [optique dynamique] : la régression est :

$$I_{t+1} / I_t = \underset{(7.26)}{86.9} + \underset{(5.81)}{0.268} F_{2,t+1} - \underset{(0.6)}{0.06} F_{3,t+1} ,$$

$R_2 = 0.77$, $DW = 1.75$

Le graphique des résidus est donné ci-dessous.

ROSS S. (1976) : "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", Journal of Economic Theory, 13, 341-360.

SARGENT T. et SIMS S. (1977) "Business Cycle Modeling Without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory", dans "New Methods in Business Cycles Research", Federal Reserve Bank of Mineapolis.

SINGLETON K. (1980) : " A Latent Time Series Model of the Cyclical Behavior of Interest Rates", International Economic Review", 21, 559-575.

STOCK J. et WATSON M. (1989) : "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators", NBER, "Macroeconomics Annual 1989", 351-401.

VACCARA B. et ZARNOWITZ V.(1977) : "How Good Are the Leading Indicators ?", Proceedings of the American Statistical Association, Washington D.C.

WATSON M. et KRAFT D. (1984) : "Testing the Interpretation of Indices in a Macroeconomic Index Model", Journal of Monetary Economics, 13, 165-181.

Annexe 1

Interprétation de l'écart entre indices de Laspeyres et de Paasche

Nous avons :

$$\mathcal{L}_{t/0}(p) - \mathcal{P}_{t/0}(p)$$

$$= \frac{\sum_i p_{i,t}\, q_{i,0}}{\sum_i p_{i,0}\, q_{i,0}} - \frac{\sum_i p_{i,t}\, q_{i,t}}{\sum_i p_{i,0}\, q_{i,t}}$$

$$= \sum_i I^i_{t/0}(p)\, \pi_{i,0} - \frac{\sum_i I^i_{t/0}(p)\, I^i_{t/0}(q)\, \pi_{i,0}}{\sum_i I^i_{t/0}(q)\, \pi_{i,0}}$$

$$= \frac{1}{\sum_i I^i_{t/0}(q)\, \pi_{i,0}} \left[\sum_i I^i_{t,0}(p)\, \pi_{i/0} \sum_i I^i_{t/0}(q)\, \pi_{i,0} - \sum_i I^i_{t/0}(p)\, I^i_{t/0}(q)\, \pi_{i,0} \right]$$

$$= - \frac{\underset{\pi}{\mathrm{Cov}}\, [I_{t/0}(p),\, I_{t/0}(q)]}{\sum_i I^i_{t/0}(q)\, \pi_{i,0}},$$

où $\underset{\pi}{\mathrm{Cov}}$ désigne la covariance empirique calculée sur les divers biens avec pour poids la structure budgétaire de l'année de base.

Si nous prenons en compte les substitutions effectuées par les consommateurs, on s'attend à ce que les quantités demandées d'un bien augmentent moins vite (ou même baissent) lorsque le prix de ce bien augmente plus vite que les prix des autres. Il y a alors une liaison négative, donc une corrélation négative, entre indices de prix et de quantité. Nous en déduisons que l'écart $\mathcal{L}_{t/0}(p) - \mathcal{P}_{t/0}(p)$ est positif.

ANNEXE 2

Construction d'indices de prix en présence de déséquilibres

a) Forme des indices pour des trajectoires d'équilibres

Considérons une économie qui à chaque date et pour chaque bien est en situation d'équilibre. Désignons par $d(p,z_t)$ et $s(p,z_t)$ les fonctions d'offre et de demande des divers biens à la date t. Ces fonctions sont de taille L, dépendent des L prix des divers biens $p= (p_1 \ldots p_L)'$, et de variables externes z_t qui expliquent comment les comportements d'offre et de demande varient avec le temps. Les prix p_t^e et quantitésq_t^e d'équilibre de la date t sont alors les solutions du système :

$$d\left[p_t^e, z_t\right] = s\,(p_t^e\,,\ z_t) = q_t^e\ .$$

On en déduit par résolution que les prix et quantités d'équilibre dépendent des variables externes influant sur les comportements :

$$\begin{cases} p_t^e = p^*\ (z_t) \\ q_t^e = q^*\ (z_t) \end{cases}$$

Ainsi lorsque l'équilibre est réalisé, les indices Laspeyres (et Paasche) s'écrivent,

$$\mathcal{L}_{t/0}\ (p) = \frac{\sum_l p_{l,t}^e\ q_{l,0}^e}{\sum_l p_{l,0}^e\ q_{l,0}^e}$$

$$= \frac{\sum_l p_l^*(z_t)\ q_l^*(z_0)}{\sum_l p_l^*(z_0)\ q_l^*\ (z_0)}$$

$$= \frac{\sum_l p_l^*(z_t)\ d[p_l^*(z_0), z_0]}{\sum_l p_l^*(z_0)\ d[p_l^*(z_0), z_0]}$$

$$= \frac{\sum_l p_l^*(z_t)\ s[p_l^*(z_0), z_0]}{\sum_l p_l^*(z_0)\ s[p_l^*(z_0), z_0]}$$

Il s'agit de fonctions qui en fait dépendent uniquement des variables z_t et des formes de fonctions de demande et d'offre. De plus, on remarque qu'il revient au même pour le calcul de ces indices de retenir les demandes, les offres et les quantités échangées, qui sont ici toutes égales.

b) Forme des indices en présence de demandes contraintes

Plaçons nous maintenant dans une situation de déséquilibre, où, pour simplifier et par réalisme vu le problème qui nous intéresse, nous supposons que la demande est contrainte par l'offre. Nous considérons donc une évolution exogène de prix, ou éventuellement une évolution de ceux-ci en fonction des déséquilibres et prix passés telle que :

$\forall t \quad p_t < p_t^e$, où p_t^e désigne le prix d'équilibre de la date.

On peut alors penser construire divers indices de prix, selon qu'on considère les prix effectivement réalisés ou les prix d'équilibre sous-jacents, et selon que l'on pondère par les quantités échangés ou par les quantités souhaités. Ceci conduit à définitions d'indices de type Laspeyres :

Indice de Laspeyres pour les prix observés, pondéré par les quantités échangés :

$$\mathcal{L}^1_{t/0}\ (p) = \frac{\sum_l p_{l,t}\ s_l(p_0, z_0)}{\sum_l p_{l,0}\ s_l(p_0, z_0)}$$

Indice de Laspeyres pour les prix observés, pondéré par les quantités souhaités :

$$\mathcal{L}^2_{t/0}\ (p) = \frac{\sum_l p_{l,t}\ d_l(p_0, z_0)}{\sum_l p_{l,0}\ d_l(p_0, z_0)}$$

Indice de Laspeyres pour les prix observés, pondéré par les excès de demande sur l'offre :

$$\mathfrak{L}^3_{t/0}(p) = \frac{\sum_l p_{l,t}\,[d_l(p_0,z_0) - s_l(p_0,z_0)]}{\sum_l p_{l,0}\,[d_l(p_0,z_0) - s_l(p_0,z_0)]}$$

Indice de Laspeyres pour les prix d'équilibres sous-jacents, pondéré par les quantités d'équilibre sous-jacentes :

$$\mathfrak{L}^*_{t/0}(p) = \frac{\sum_l p^e_{l,t}\,q^e_{l,0}}{\sum_l p^e_{l,0}\,q^e_{l,0}} \quad .$$

Quel ou quels indices retenir ? Ceci dépend évidemment de l'utilisation souhaitée pour de tels résumés.

L'indice potentiel fondé sur l'équilibre sous-jacent permet comme nous l'avons vu en a) de mesurer l'effet des modifications de comportements. Le comparer aux autres indices permet alors de particulariser l'effet spécifique sur les prix dûs à la présence de déséquilibre.

Par ailleurs, une autre difficulté provient de l'évolution exogène des prix. En effet, si les comportements, via les variables z_t, se modifient lentement, il n'en va pas de même des contraintes partielles subsistant sur les prix. Ceux-ci peuvent être libérés par palier, créant des chocs sur les évolutions à certaines dates. Ainsi on s'attend à ce que l'évolution d'un indice du type $\mathfrak{L}^1_{t/0}$ ou $\mathfrak{L}^2_{t/0}$ soit plus erratique que celle de l'indice d'équilibre sous-jaccent.

Il faut aussi noter que pour une raison similaire il peut y avoir une très grande différence entre des évolutions calculées selon une procédure Laspeyres ou selon une procédure Paasche. En effet, en présence d'une libération de prix l'indice Laspeyres ne prend pas en compte de

modifications de poids pouvant résulter de cette libération : une brusque augmentation de prix peut faire apparaître sur le marché une offre supplémentaire, donc modifier sensiblement les poids pour un indice Paasche utilisant les quantités produites.

ANNEXE 3

Utilisation du Filtre de Kalman pour reconstituer les facteurs

a) Représentation d'état

Un modèle espace d'états à coefficients constants est définie par un système d'équations :

$$\begin{cases} Y_t = A\,F_t + \varepsilon_t , \\ F_{t+1} = C\,F_t + \eta_t , \end{cases}$$

où les processus Y et F sont de dimensions respectives L et K, A et C sont les matrices déterministes de tailles (L,K) et (K,K), $\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix}$ un bruit blanc centré, de matrice de variance-covariance :

$$V \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Q & 0 \\ 0 & R \end{bmatrix} .$$

Ainsi nous supposons en accord avec notre application la non correlation entre les bruits, donc aussi, un problème de la valeur initiale F_0 du facteur près la non correlation entre le facteur et le terme d'erreur ε de l'équation de regression.

La forme recursive de ce système est bien adaptée à une détermination algorithmique de diverses prévisions. Souvent le processus Y est observable [sur une période de temps donnée] et les processus d'erreurs ε, η ainsi que le facteur sont inobservables. On peut alors chercher à reconstituer :

-les prévisions des facteurs latents sachant les observables pour la période d'observation, c'est-à-dire calculer $E\,[F_t/Y_1 \ldots Y_T]$, $t \in [1,\ldots T]$, où E désigne ici la regression linéaire théorique. On parle de problème de lissage,

-les prévisions des valeurs des facteurs et du processus endogène hors période d'observation. On détermine :

$E\,[F_t/Y_1,\ldots Y_T]$, $E\,[Y_t/Y_1,\ldots,Y_T]$, $t>T$.

On parle de problèmes de prévision.

Simultanément il est important de reconstituer les erreurs de prévision correspondantes, c'est-à-dire les diverses variances conditionnelles : $V[F_t/Y_1,\ldots Y_T]$, $V\ [Y_t/Y_1,\ldots,Y_T]$, où dans ce cadre linéaire : $V\ [F_t/Y_1,\ldots Y_T]$, $= E(F_t - E\ [F_t/Y_1,\ldots,Y_T])^2$.

b. <u>Filtre de Kalman : prévision des facteurs sur la période d'observation</u>

Le calcul recursif de ces prévisions est plus simple, lorsqu'on introduit d'autres prévisions intermédiaires. Nous notons :

$${}_t\hat{F}_t = E\ [F_t/Y_0,\ldots Y_t]\ ,$$

${}_{t-1}\hat{F}_t = E\ [F_t/Y_0,\ldots Y_{t-1}]$, calculée sans tenir compte de valeur présente de Y, et:

$${}_t\Sigma_t = V\ [F_t - {}_t\hat{F}_t]\ ,\quad {}_{t-1}\Sigma_t = V\ [F_t - {}_{t-1}\hat{F}_t]\ ,$$

les précisions correspondantes.

L'algorithme de calcul récursif est donné par le système suivant :

i) ${}_t\hat{F}_t = {}_{t-1}\hat{F}_t + K_t\ [Y_t - A_{t-1}\hat{F}_t]$,

avec : $K_t = {}_{t-1}\Sigma_t\ A'\,[A_{t-1}\Sigma_t\ A' + R]^{-1}$;

ii) ${}_t\Sigma_t = [Id - K_t\ A]_{t-1}\ \Sigma_t$;

iii) ${}_t\hat{F}_{t+1} = C_t\ \hat{F}_t$;

iv) ${}_t\Sigma_{t+1} = C\ {}_t\Sigma_t\ C' + Q$.

Les équations i) et ii) permettent de mettre à jour les prévisions et leurs précisions, lorsqu'on dispose d'une observation nouvelle.

Les équations iii) et iv) permettant de déterminer la prévision de F_{t+1} à partir du lissage de F_t et donnent les modifications associées des précisions.

En fait, on note facilement que les équations ii) et iv) permettant la mise à jour des précisions ne font pas intervenir les observations. Elles peuvent être résolues indépendamment de l'autre partie du système. De plus sous des conditions de stationnarité, les matrices K_t, ${}_t\Sigma_t$, ${}_t\Sigma_{t+1}$ convergent vers des limites $\bar{K}$, $\bar{\Sigma}^*$, $\bar{\Sigma}$ lorsque t tend vers l'infini. On peut alors remplacer le filtre initial par le filtre approché.

a) ${}_t\hat{F}_t = {}_{t-1}\hat{F}_t + \bar{K}\,[Y - A_{t-1}\hat{F}_t]$,

avec $\bar{K} = \bar{\Sigma}\,A'\,[A\,\bar{\Sigma}\,A' + R]^{-1}$,

b) $\bar{\Sigma}^* = [Ia - KA]\,\bar{\Sigma}$,

c) ${}_t\hat{F}_{t+1} = C_t\hat{F}_t$,

d) $\bar{\Sigma} = C\,\bar{\Sigma}^*\,C' + Q$.

Par élimination de $\bar{K}$ et $\bar{\Sigma}^*$, on vérifie facilement que la matrice $\bar{\Sigma}$ est en fait solution de l'équation de Ricatti :

$$\Sigma = A\,[\bar{\Sigma} - \bar{\Sigma}\,C'\,[C\,\bar{\Sigma}\,C' + R]^{-1}\,[C\,\bar{\Sigma}\,]\,A' + Q.$$

c) <u>Filtre de Kalman : prévisions</u>

Les prévisions :

$${}_t\hat{Y}_{t+h} = E\,[Y_{t+h}\,/Y_0,\ldots Y_t],$$

$${}_t\hat{F}_{t+h} = E\,[F_{t+h}\,/Y_0,\ldots Y_t],$$

et les précisions correspondantes :

$${}_tM_{t+h} = V\,[Y_{t+h} - {}_t\hat{Y}_{t+h}],$$

$$ {}_t\Sigma_{t+h} = V\,[F_{t+h} - {}_t\hat{F}_{t+h}], $$

sont obtenues par les équations de récurrence :

$$ \alpha)\ {}_t\hat{F}_{t+h} = C\ {}_t\hat{F}_{t+h-1}\ , $$

$$ \beta)\ {}_t\hat{Y}_{t+h} = A\ {}_t\hat{F}_{t+h}\ , $$

$$ \gamma)\ {}_t\Sigma_{t+h} = C\ {}_t\Sigma_{t+h-1}\ C' + Q\ , $$

$$ \delta)\ {}_tM_{t+h} = A\ {}_t\Sigma_{t+h} + R\ , $$

appliquées avec comme valeurs initiales les prévisions à horizon un explicitées dans le b).

d) <u>Filtre de Kalman : lissage</u>

Finalement il reste à expliquer comment calculer une prévision du type :

$$ {}_T\hat{F}_t = E\,[F_t/Y_0,\ldots Y_T]\ , $$

où la date considérée t est incluse dans la période d'observation. On note: ${}_T\Sigma_t = V\,(F_t - {}_T\hat{F}_t)$, la précision associée. Les expressions sont déduites des formules ci-dessous, où la récurrence porte sur l'indice t=1,....T-1, et où on part des valeurs ${}_T\hat{F}_T$ ${}_T\Sigma_T$ explicitées dansle paragrapheb). Il s'agit donc d'une récurrence arriéré.

$$ \alpha^*)\ {}_T\hat{F}_t = {}_t\hat{F}_t + \bar{\Sigma}^*\ C'(\bar{\Sigma})^{-1}\ [{}_T\hat{F}_{t+1} - {}_t\hat{F}_{t+1}]; $$

$$ \beta^*)\ {}_T\Sigma_t = \bar{\Sigma}^* + \bar{\Sigma}^*\ C'\ (\bar{\Sigma})^{-1}\ [{}_T\Sigma_{t+1} - \bar{\Sigma}]\ (\bar{\Sigma})^{-1} C\ \bar{\Sigma}^*. $$

Comme on le voit ces récurrences demandent aussi le stockage préalable des valeurs ${}_t\hat{F}_t$, $\bar{\Sigma}$, $\bar{\Sigma}^*$.

C'est en fait cette prévision ${}_T\hat{F}_t$, qui sera utilisée dans notre application pour reconstituer la valeur de l'indice sous-jacent. On voit en particulier que l'expression prévue de l'indice pour une date donnée t dépend de la période d'observation. Elle doit donc normalement être remise à jour chaque fois que l'on dispose d'une observation nouvelle, même si l'indice t correspond à une date passée. Lorsque T est très supérieur à t, cette remise à jour devient cependant négligeable.

e) Utilisation du filtre

L'utilisation de l'algorithme précédent intervient en pratique à deux niveaux.

(I) Le premier est celui de la reconstitution des facteurs sous-jacents ${}_T\hat{F}_t$, et de l'évaluation de la qualité ${}_T\hat{\Sigma}_t$ de cette reconstitution. Pour cette application, on suppose implicitement données des valeurs, ou à défaut des estimations des divers paramètres du modèle, c'est-à-dire A, C, Q, R.

(II) L'algorithme est également utile au niveau de l'estimation de ces paramètres. En effet, si ceux-ci sont approchés par l'intermédiaire d'une méthode du (pseudo) maximum de vraisemblance fondée sur la loi normale, on sait on notant θ l'ensemble des paramètres que le log-vraisemblance est donnée par :

$$L_T(\theta) = -\frac{LT}{2}\log 2\Pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\log\det {}_{t-1}M_t(\theta)$$

$$-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}[Y_t - {}_{t-1}\hat{Y}_t(\theta)]'\,[{}_{t-1}M_t(\theta)]^{-1}\,[Y_t - {}_{t-1}\hat{Y}_t(\theta)].$$

Pour une valeur spécifiée de θ, sa valeur est donc caractérisée par celles des prévisions d'ordre 1 et 2 : ${}_{t-1}\hat{Y}_t(\theta)$, ${}_{t-1}M_t(\theta)$, quantités qui peuvent être déduites du filtre.

III. ETUDE DE LA PRODUCTION ET DES SALAIRES

1. PROBLEMES LIES A L'ANALYSE DE LA PRODUCTION

Les techniques de construction d'indices que nous avons décrites dans le chapitre précédent peuvent être appliquées aux données de production en volumes. On rencontre pour cette étude une difficulté analogue à celle apparue pour l'étude des prix. Ne disposant pas des données de prix pour les nomenclatures correspondant aux données de quantités, on ne peut pondérer de façon adéquate les évolutions de quantités; ceci conduit donc à construire des indices partiels d'évolution uniquement à partir des quantités. D'autres difficultés sont plus spécifiques des quantités, notamment le fait que certains groupes de produits sont peu homogènes concernant les évolutions.

2. ANALYSE EN COMPOSANTES PRINCIPALES EN NIVEAU

Nous avons commencé par mener une A.C.P. sur les données en niveau pour chaque secteur de production. De façon à corriger des unités différentes dans lesquelles sont exprimées les diverses quantités, l'analyse est effectuée sur des séries préalablement centrées, réduites. Nous donnons ci-dessous quelques résultats relatifs au premier axe, dont l'évolution donne une idée de l'évolution générale des quantités dans le secteur.

2.a Une non homogénéité à l'intérieur d'un même secteur

Le premier axe mesurant la tendance générale, et celle-ci étant pour la Russie à une décroissance des quantités produites dans beaucoup de secteurs, on peut s'attendre à trouver un axe expliquant une grande partie de la variabilité des évolutions intra -sectorielles. Or il n'en n'est rien et les diverses rubriques proposées dans la nomenclature apparaissent regroupées de façon non cohérente pour l'étude dynamique de la production. De façon plus précise, les parts de variance expliquée par le premier axe dans les divers secteurs sont les suivantes (voir tableau 12) .

Tableau 12 PART DE VARIANCE EXPLIQUEE

Secteur	Part de la variance (en %)	Nombre de sous-rubriques
Energie	97.5	2
Gaz et Pétrole	66	4
Charbon	100	1
Métallurgie	93	4
Industrie Chimique	89	10
Construction Mécanique	67	54
Bois et Papier	77	5
Matériaux de Construction	89	3
Textile et Habillement	85	5
Industrie Alimentaire	36	16

Nous avons fait figurer dans le tableau précédent le nombre de séries sur lesquelles dans chaque secteur a été menée l'analyse, de façon à montrer que les niveaux de part de variance différents ne sont pas dûs aux seules modifications de ce nombre de séries, mais plutôt à une définition inadéquate du découpage. Celui-ci devrait par exemple être clairement affiné pour l'Alimentaire ou pour le secteur Gaz et Pétrole.

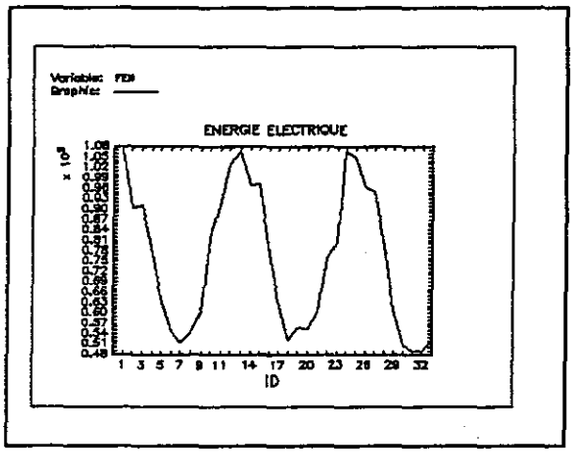
2.b Une non homogénéité entre secteurs

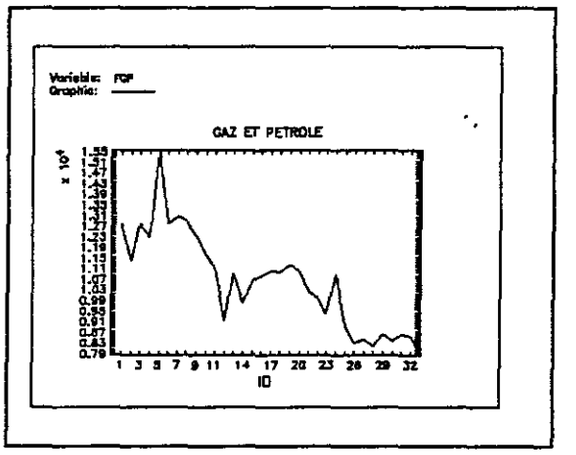
De façon symétrique, on constate aussi une forte hétérogénéité inter-sectorielle. Les évolutions de certains secteurs sont fortement saisonnières (Energie, Alimentaire), d'autres traduisent des baisses importantes de production avec

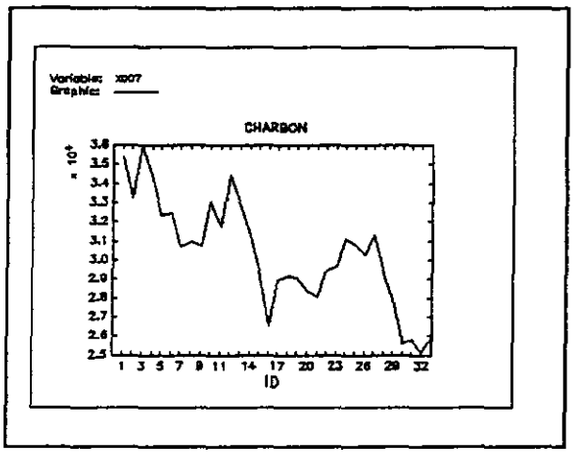
ou sans effet saisonnier, baisse qui peut être uniforme sur la période ou se produire de façon plus brutale.

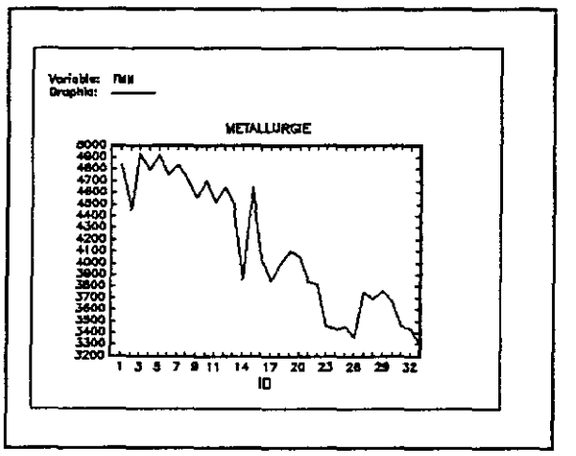
Pour donner une idée de ces évolutions secteur par secteur, nous donnons ci-après les graphiques relatifs aux premiers axes de divers secteurs, c'est-à-dire les valeurs de la première composante principale en fonction du mois.

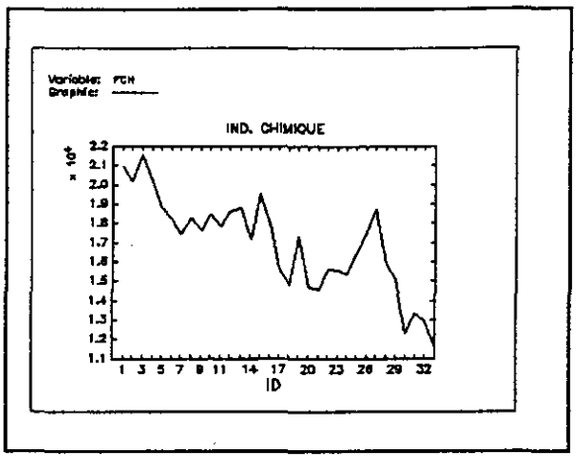
Figures 9 Evolutions générales secteur par secteur

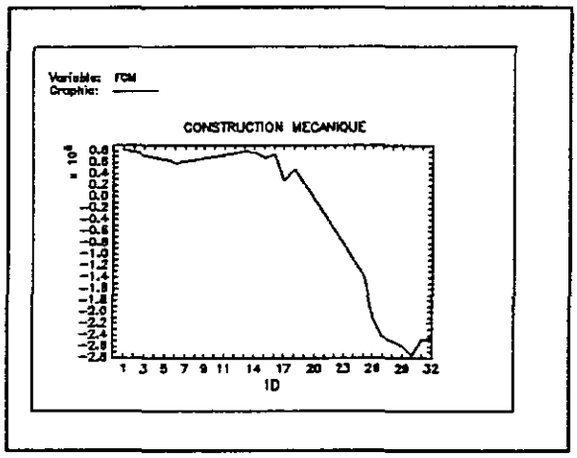


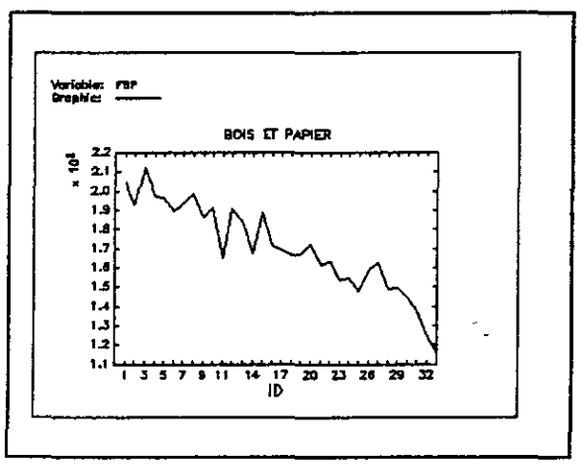


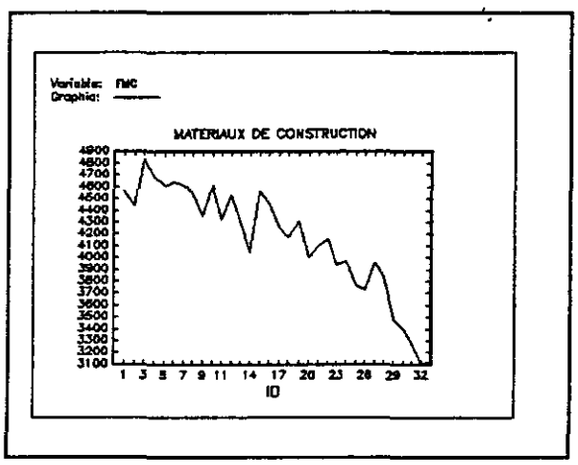


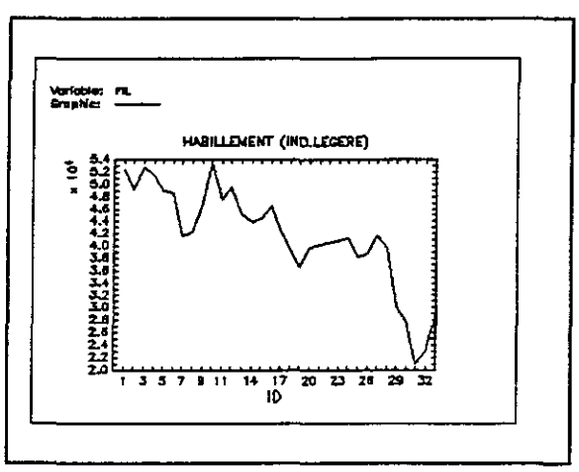


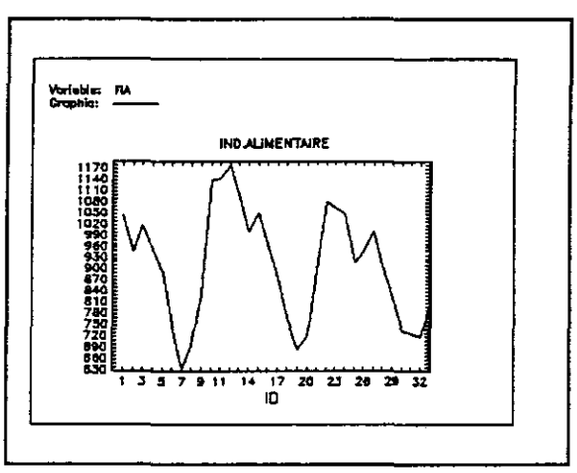

Variable: FCH
Graphic:
IND. CHIMIQUE
ID


Variable: FCM
Graphic:
CONSTRUCTION MECANIQUE
ID


Variable: FBP
Graphic:
BOIS ET PAPIER
ID


Variable: FMC
Graphic:
MATERIAUX DE CONSTRUCTION
ID


Variable: FIL
Graphic:
HABILLEMENT (IND.LEGERE)
ID


Variable: FIA
Graphic:
IND.ALIMENTAIRE
ID

2.c Taux de croissance et saisonnalité

Cette double hétérogénéité apparaît aussi de façon nette lorsqu'on examine les taux de croissance (ou de décroissance) annuels. Ceux-ci sont décrits ci-dessous en explicitant les secteurs agrégés et les sous-rubriques.

Tableau 13 TAUX DE CROISSANCE ANNUEL

Secteur	Rubrique	Taux (en %)
I. Energie	1. Energie électrique	-13
	2. Energie calorique	-33
II.Gaz et Pétrole	3. Pétrole	-13
	4. Gaz	-5
	5. Essence automobile	-6
	6. Diesel	-6
III. Charbon	7. Charbon	-10
IV. Métallurgie	8. Minerai de fer	-11
	9. Coke (6%)	-11
	10. Laminage	-17
	11. Tuyaux	-17
V. Industrie Chimique	12.Engrais	-18
	13. Sulfates	-16
	14. Ammoniaque	-12
	15. Soude calcique	-10
	16. Soude caustique (100%)	-11
	17. Fibre synthétique	-20
	18. Résine synthétique	-10
	19. Nylon	-20
	20. Matières plastiques	-15

	21. Fils et fibres synthétiques	-23
VI. Construction mécanique	22. Moteur diesel	-20
	25. Grosses machines électriques	-10
	26. Petites génératrices	-20
	27. Machines-outils: 28.- à commande numérique 29.- autres	-22 -59 -15
	30. Presses: 31.- à commande numérique 32.- autres	-37 -32 -37
	33. Machines-outils de menuiserie	-4
	34. Accumulateurs	2
	35. Excavateurs	-18
	36. Locomotives diesel	-28
	37. Locomotives électriques	-14
	38. Wagons de marchandises	-8
	39. Wagons de voyageurs	-3
	40. Tracteurs	-19
	41. Roulements à billes	-20
	42. Pompes électriques mobiles	-2
	43. Ponts roulants électriques	-28
	44. Ponts roulants pneumatiques	-5
	45. Grue tourelles	-30
	47. Bulldozers	-7
	48. Automotrices	-20
	49. Moissonneuses-batteuses	-11
	51. Automobiles: 52.- voitures 53.- camions 54.- bus	-6 -6 -7 -6
	55. Montres	-2

	56. Machines à laver	-5
	57. Congélateurs et réfrigérateurs	-6
	58. Téléviseurs: 59.-couleur 60.-noir et blanc	-9 -9 -9
	61. Aspirateurs	4
	62. Magnétophones	-14
	63. Vidéo - magnétoscopes	36
	64. Appareils de radio	-23
	65. Phonos	-3
	66. Machines à coudre	-4
	68. Motos	-10
	69. Vélos	-20
	70. Accessoires automobiles	67
	71. Equipement d'extraction pétrolière	153
	72. Equipement de transformation de gaz	145
	73. Equipement de laminage	182
	74. Equipement de fonderie	65
	75. Equipement pour l'industrie légère	146
	76. Equipement pour l'industrie de transformation	185
	77. Equipement pour l'industrie chimique	48
	78. Machines agricoles	130
	79. Equipement pour l'élevage	105
VII. Bois et papier	80. Bois de construction	-32
	81. Bois à scier	-20
	82. Cellulose	-13
	83. Papier	-20
	84. Carton	-19
VIII. Matériaux de construction	85. Ciment	-12

	86. Béton armé	-16
	87. Briques	-6
IX. Textile et Habillement	88. Tissu	-26
	89. Bas - chaussettes	-12
	90. Tricot	-24
	91. Habillement	190
	93. Chaussures	-26
X. Industrie alimentaire	94. Viande	-13
	95. Fromage	0
	96. Beurre	24
	97. Produit laitiers	-26
	98. Conserves de viande	-2
	99. Conserves de poisson	-3
	100. Conserves de lait	3
	101. Conserves de fruits et de légumes	23
	102. Sucre	-5
	103. Farine	-3
	104. Céréales	-24
	105. Pain	1
	106. Pâtisserie - confiserie	-17
	107. Pâtes alimentaires	3
	108. Huiles	-31
	109. Margarines	-13

Ces chiffres détaillés permettent de mieux appréhender la diversité des secteurs. Ainsi le secteur Gaz et Pétrole comporte une rubrique correspondant au produit intermédiaire (baisse de l'ordre de 13%) et trois rubriques de produits finis avec les baisses identiques (-5, -6%). Le secteur "Construction Mécanique" comporte des rubriques correspondant à de l'industrie lourde et

à des machines - outils (Presses, Générateurs,...), mais aussi des rubriques correspondant à des biens de consommation (électroménager, vidéo,...) ou à de l'équipement pour industrie légère. Les premières ont une production en baisse sensible, alors que les secteurs très liées à la consommation sont en hausse.

De même des différences importantes existent au niveau des influences saisonnières, notamment pour l'"Alimentaire". Des pics saisonniers élevés existent pour le mois de Décembre pour des biens comme la viande, le sucre, les conserves de fruits et légumes, les farines, céréales,... alors que les productions de Fromage, Beurre et Conserves de viande et poisson sont faibles à cette période.

2.d Regroupement de rubriques

Cette hétérogénéité à l'intérieur de rubriques existantes incite à affiner les regroupements. Considérons par exemple le secteur de la construction mécanique. On peut créer des sous-rubriques en tenant compte des types d'utilisation des divers biens et des taux d'évolution de leur production. Il faut d'abord noter que la première composante mise en évidence pour l'ensemble de la "Construction mécanique" et qui globalement explique 67% de la variance a été très tirée par les chiffres relatifs aux rubriques avec taux de décroissance. L'évolution décroissante du facteur (voir graphique "Construction mécanique") est évidemment inadaptée pour les chiffres relatifs aux divers types d'équipement (rubriques 71-79), qui eux sont associés à de forts taux de croissance. Nous donnons ci-dessous les parts de variance expliquée par divers regroupement.

Tableau 14 Part de variance expliquée

Groupes	Part de la variance (en %)	Nombre de sous-rubriques
Machines outils (hors menuiserie) [22 -32]	71	5
Biens de consommation durables [51 - 69]	61	13
Equipements divers [70 - 79]	83	10

Dans d'autres cas de tels regroupements peuvent s'avérer impossibles. Ainsi pour l' "Industrie alimentaire", chercher des groupes de rubrique homogènes à la fois du point de vue de l'évolution et de l'utilisation des biens conduit pratiquement à conserver les sous - rubriques désagrégées. En fait l'hétérogénéité est ici si forte qu'on ne peut raisonnablement résumer les évolutions dans ce secteur par un petit nombre d'indices et qu'**il est sûrement préférable de travailler au niveau le plus fin.**

3. ANALYSE EN COMPOSANTES PRINCIPALES SUR L'EVOLUTION

3.a Comparaison des analyses en niveau et en taux

Dans le paragraphe précédent nous avons mené des analyses en niveau. Si nous désignons par Y_{jt} j=1,...,n les diverses séries, par F_t le premier axe principal et si ce dernier expliquait une grande part de la variance nous aurions approximativement:

$$Y_{jt} \approx a_j F_t + b_j \qquad j = 1,...,n.$$

Le facteur mis en évidence donnerait alors la tendance générale

de l'ensemble des séries.

Supposons maintenant qu'une analyse analogue soit menée sur les taux d'évolution $Y_{jt} = \log Y_{jt} - \log Y_{jt-1}$, et qu'un facteur F_t^* soit mis en évidence et explique une grande part de variance. Nous aurons approximativement:

$$Y_{jt} = \log Y_{jt} - \log Y_{jt-1} \approx \alpha_j F_t^* + \beta_j,$$

soit encore:

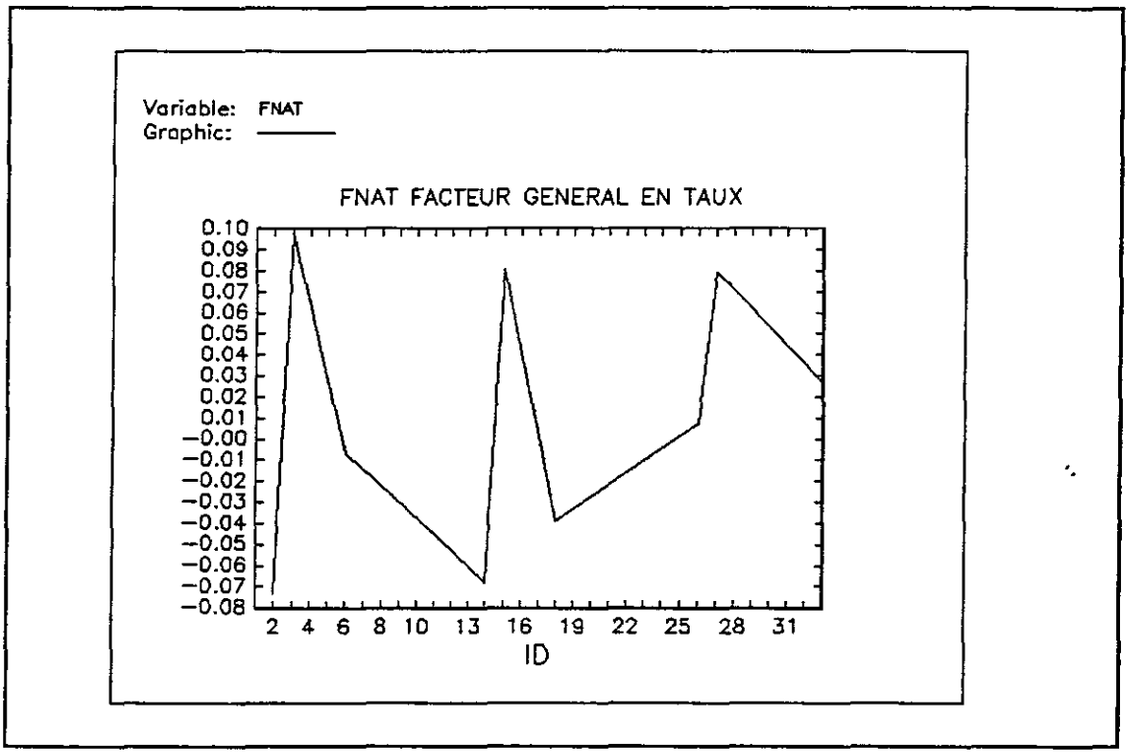
$$\log Y_{jt} = \log Y_{j0} + \beta_j t + \alpha_j \sum_{r=1}^{t} F_r^*.$$

Dans cette analyse en taux le facteur a cette fois une interprétation de plus court terme au sens où il concerne le comportement de la série en écart à sa tendance exponentielle. D'une certaine façon on pourrait voir ce facteur comme une seconde composante principale dans une analyse en niveau (à la transformation logarithmique près de ces niveaux et en supposant que F_t ait une évolution exponentielle).

3.b <u>Application</u>

Une A.C.P. en taux a été appliquée, non aux séries initiales, mais aux facteurs mis en évidence par les A.C.P. en niveaux sur 22 groupes de biens. En fait les évolutions de ces facteurs de base n'étaient pas vraiment de forme exponentielle, le facteur F_t^* va refléter l'écart entre les tendances véritables des séries et les tendances exponentielles, essentiellement des ruptures dans les taux d'évolution. Nous donnons dans le graphique ci-dessous, l'évolution de ce facteur, avec trois phénomènes de ruptures.

Figure 10 Evolution du facteur "général" entre janvier 1990 et septembre 1992



La part de variance expliquée 44% est faible. La raison en est claire: les dates de ruptures sont différentes selon les produits, et les trois phases vues sur le facteur ne s'appliquent en fait jamais successivement à un même produit donné. La correction de ces phases demanderait donc intuitivement de prendre en compte au moins les trois premiers facteurs. La part globale de variance de ceux-ci est alors 77% .

L'évolution du facteur "général" montre une saisonnalité remarquable de la production avec les trois pics en mars de chaque année. Les indices de production, publiés par l'Institut des problèmes économiques en période de transition de Moscou, montre qu'en 1993 le taux d'accroissement de la production en mars a été supérieur à ceux de janvier et de février.

4. LES DONNEES UTILISEES POUR L'ANALYSE DES SALAIRES

Les données dont nous disposons ont été élaborées par un institut indépendant (Institut d'Expertise de l'Union des Industriels et des Entrepreneurs). Il s'agit des salaires mensuels moyens par branche pour l'année 1992 et d'indices de niveau de salaires réels, calculés mensuellement depuis décembre 1991, et désagrégés selon diverses branches. Tous les indices sont en base 100 décembre 1991, de sorte qu'ils sont utiles pour analyser les évolutions. Le choix du mois de base, qui précède juste la première vague de libération des prix, paraît avoir été adéquat. En effet il s'agit du dernier mois où les évolutions de salaires pouvaient encore être considérées comme coordonnées. On verra qu'un choix d'un mois de base postérieur aurait posé des difficultés d'interprétation des valeurs de l'indice du fait de la grande hétérogénéité des évolutions. On notera également que ces données, assez détaillées pour les secteurs industriels, le sont beaucoup moins pour le secteur des services. Par ailleurs il s'agit d'indices déjà globaux, qui notamment ne distinguent pas les évolutions par catégorie socio-professionnelle et niveau de qualification. Leur lecture doit donc être menée prudemment, notamment si la structure de l'emploi par c.s.p. se modifie rapidement dans certaines branches.

5. LES EVOLUTIONS DES SALAIRES REELS

Les évolutions de salaires réels ne peuvent être comprises qu'en se souvenant que cette variable est le rapport d'un salaire nominal et d'un indice de prix. Ainsi les phases de libération des prix, qui ont induit des croissances fortes et rapides de ceux-ci vont se répercuter immédiatement en baisse de salaires réels (à salaire nominal constant). Ainsi au début de la période seuls les secteurs où des grèves (grèves des mineurs dans le Donbass, dans le Kousbass, à Vorkouta, par exemple) ont conduit à une augmentation rapide des salaires nominaux ne présenteront pas cet effet de baisse immédiate. C'est aussi pour cette raison que les évolutions présenteront des creux marqués à certaines

dates.

Tableau 15 BAISSE DU SALAIRE RÉEL ENTRE DÉCEMBRE 1991 - JANVIER 1992

Secteur	% d'évolution
Energie électrique	- 24
Industrie pétrolière	- 25
Raffinage	- 41
Industrie gazière	- 19
Industrie charbonnière	+ 26
Autres branches du secteur de l'énergie	- 23
Métallurgie	- 31
Métallurgie non ferreuse	+ 1
Chimie	- 39
Construction mécanique	- 45
Bois et papiers	- 41
Matériaux de construction	- 43
Habillement	- 41
Industrie Alimentaire	- 45
Construction	- 45
Agriculture	- 61
Transport et télécommunication	- 4
Commerces et services	- 50
Autres branches de la production	- 44

Touts les secteurs, à l'exception de l'"Industrie charbonnière" et de la "Métallurgie non ferreuse" subissent donc une baisse sensible du salaire réel. On se gardera cependant de penser qu'il y a baisse identique du pouvoir d'achat au sens occidental du terme. En effet de nombreuses entreprises réalisaient des échanges par troc grâce auxquels les employés pouvaient disposer de certains biens à prix réglementé, ceci pouvant être vu comme un équivalent salaire. Cette pratique s'est en partie modifiée dans la période récente, mais il est clair que les chiffres précédents utilisent des indices de prix toutes formes de commerce confondues et ne corrigent pas des phénomènes "d'autoconsommation" existant au niveau des entreprises ou des individus. Cette remarque est évidemment importante en vue d'une interprétation plus réaliste des chiffres particulièrement bas de l'"Agriculture" et de l'"Industrie Alimentaire".

De façon analogue les données concernent les salaires et ne prennent donc pas en compte les possibilités de rémunérations complémentaires diverses, possibilité plus forte dans le domaine du "Commerce et services". Ici encore la baisse constatée est vraisemblablement trop forte par rapport à celle réellement ressentie par les ménages.

Cette baisse initiale des salaires réels va avoir une influence importante sur la suite de l'évolution à moyen terme. On s'attend en effet à des phénomènes de rattrapage, qui peuvent être plus ou moins rapide et plus ou moins marqués. On s'attend évidemment à un phénomène plus important, lorsque la baisse initiale était plus forte. Dans le tableau ci-dessous, nous avons le rapport de l'indice Octobre 1992 sur celui de Janvier 1992 en ayant classé les branches par valeur décroissante de l'indice Janvier 1992. Plus un secteur est bas dans le tableau, plus il a subi la modification du Janvier 1992 et plus le ratio d'indices devrait être important.

Tableau 16 EFFET DE RATTRAPAGE

Secteur	Score initial	Ratio	Score final
Industrie charbonnière	1	0.85	18
Métallurgie non ferreuse	2	0.91	17
Transport et télécommunication	3	1.00	15
Industrie gazière	4	1.30	8
Autres branches du secteur de l'énergie	5	0.8	19
Energie électrique	6	1.2	12
Industrie pétrolière	7	1.57	2
Métallurgie	8	1.23	11
Chimie	9	1.34	7
Raffinage	10	2.34	1
Bois et papiers	10	1.27	10
Habillement	10	1.00	15
Matériaux de construction	13	1.14	13
Autres branche de la production	14	1.07	14
Construction	15	1.42	5
Construction mécanique	15	1.28	9
Industrie alimentaire	15	1.44	4
Commerce et services	18	1.42	5
Agriculture	19	1.51	3

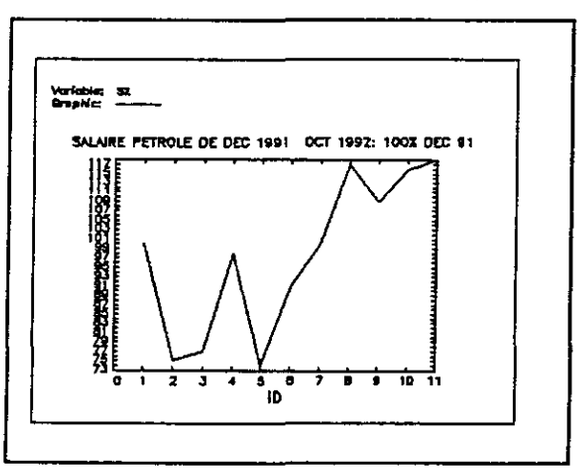
Les colonnes scores donnent le classement par ordre

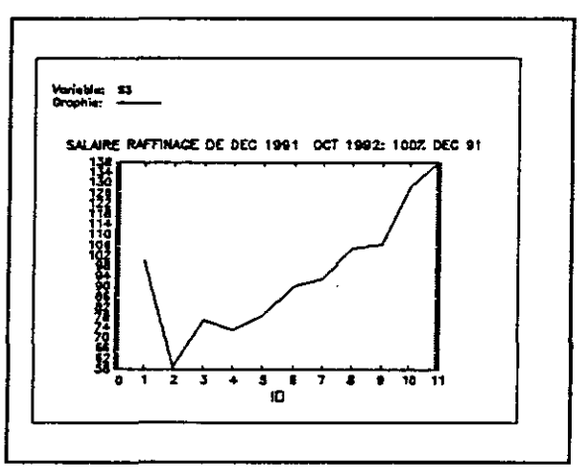
croissant de baisse entre Décembre 1991 et Janvier 1992 (score initial) et le classement par ordre décroissant de hausse entre Janvier et Octobre 1992 (score final). La corrélation entre ces deux scores est comme attendu négative. Elle vaut:

- corrélation entre score initial et score final = -0.58,

- corrélation entre score initial et score final = -0.74, si on exclut les secteurs "Raffinage" et " Industrie pétrolière". On notera le comportement très particulier de ces secteurs liés au pétrole, qui font partie de rares secteurs où le niveau de salaire réel en fin de période dépasse l'indice 100. Ces phénomène de rattrapage, même ici pour deux secteurs très proches se produisent en fait de façons très diverses. Ainsi pour l'"Industrie pétrolière" le rattrapage se produit rapidement à la suite de la seconde libération de prix, alors que le rattrapage pour la branche "Raffinage" est beaucoup plus régulier.

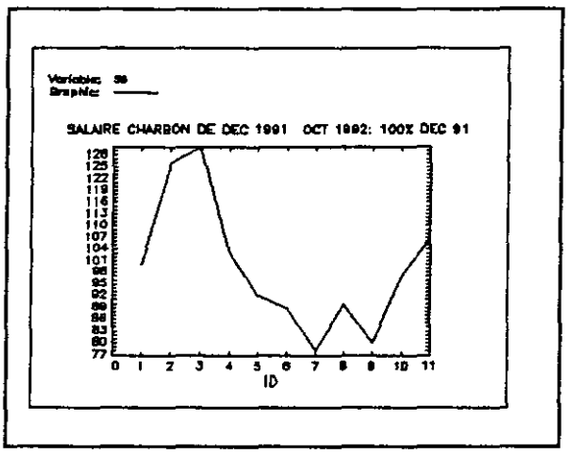
Figure 11 Industrie Pétrolière et Raffinage

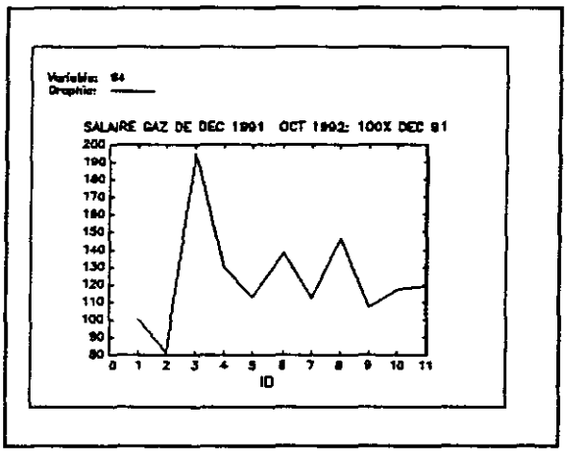




Signalons aussi que le fait de ne regarder que les deux évolutions entre Janvier 1992 et Décembre 1991, Octobre 1992 et Janvier 1992 peut dans certains cas être trompeur. Il est de ce point de vue intéressant d'étudier plus en détails les secteurs "Industrie Charbonnière" et "Industrie Gazière".

Figure 12 Industrie charbonnière et Industrie gazière





Dans le premier cas nous voyons que les hausses de salaires réels se sont toutes deux produites très rapidement, mais que leur effet a aussi été de courte durée.

6. <u>REACTIVITE DES SALAIRES PAR SECTEURS</u>

a) <u>Evolution des salaires réels</u>

En fait les données permettent essentiellement de discuter la plus ou moins grande réactivité des salaires des secteurs face aux hausses de prix. De ce point de vue on peut établir une première classification des branches.

Premier groupe:

Il s'agit d'évolutions, où il y a hausse du salaire réel au début, puis baisse brusque, suivie d'un rattrapage régulier, il comprend: "Industrie charbonnière".

Second groupe:

Ce sont les branches ayant subi une baisse brutale du salaire réel en début du période, suivi d'un rattrapage régulier. Il est composé de: "Chimie", "Construction", "Construction mécanique" "Commerces et services", "Transport et communication", "Agriculture", "Industrie alimentaire", "Raffinage", "Matériaux de construction".

Troisième groupe:

Il est composé de branches ayant subi une baisse brutale en début de période, puis un rattrapage rapide suite à une autre hausse de prix: "Industrie pétrolière", "Autres branches de la production", "Métallurgie", "Bois et papier".

Quatrième groupe:

Quelques secteurs ont subi une baisse brutale en début de période, puis le salaire réel s'est stabilisé: "Energie électrique", "Industrie gazière".

Cinquième groupe:

Il est composé de secteurs ayant obtenu une hausse de salaire réel en début de période, suivie alors d'une baisse régulière: "Métallurgie non ferreuse".

Sixième groupe:

Finalement certains secteur ont subi plusieurs baisses brutales successives: "Autres branches du secteur de l'énergie", "Habillement".

b) Evolution des salaires nominaux

L'analyse des salaires moyens sur les onze mois de 1992 est faite par l'estimation des taux de croissance par branche et des rapports des salaires nominaux au salaire moyen de l'industrie. La figure 11 présente la variabilité du salaire moyen de l'industrie. La variabilité par branche est présentée par les courbes inférieures sur les graphiques de la figure 12. Les courbes supérieures des mêmes graphiques expriment les rapports des salaires nominaux au salaire moyen de l'industrie. Nous avons choisi six branches, dont les évolutions sont contrastées, les évolutions des autres se rapprochant de ces quelques cas.

Le groupe qui est proche de la moyenne est représenté par les branches "Chimie" et "Habillement". Dans ce groupe se retrouvent aussi "Métallurgie", "Bois et papier", "Construction mécanique", "Matériaux de construction", "Industrie alimentaire". L'évolution dans les secteurs "Construction" et "Transport" ressemble à celle de la moyenne industrielle.

Le salaire en "Agriculture" est significativement inférieur au salaire de l'industrie. La tendance de rattrapage que nous

observons sur la courbe de cette branche existe également pour le "Commerce" et "Autres branches de production".

Le groupe avec une évolution inverse des salaires, c'est à dire ayant une nette supériorité en niveaux au début de la période et une tendance à la baisse par rapport à la moyenne, est composé par l'"Industrie gazière", dont l'écart est le plus fort au début de l'année, par l'"Industrie charbonnière" et par la "Métallurgie non ferreuse".

Les cas à part sont le "Raffinage" et l'"Energie électrique".

Figure 13 Le taux d'évolution du salaire moyen en industrie en 1992

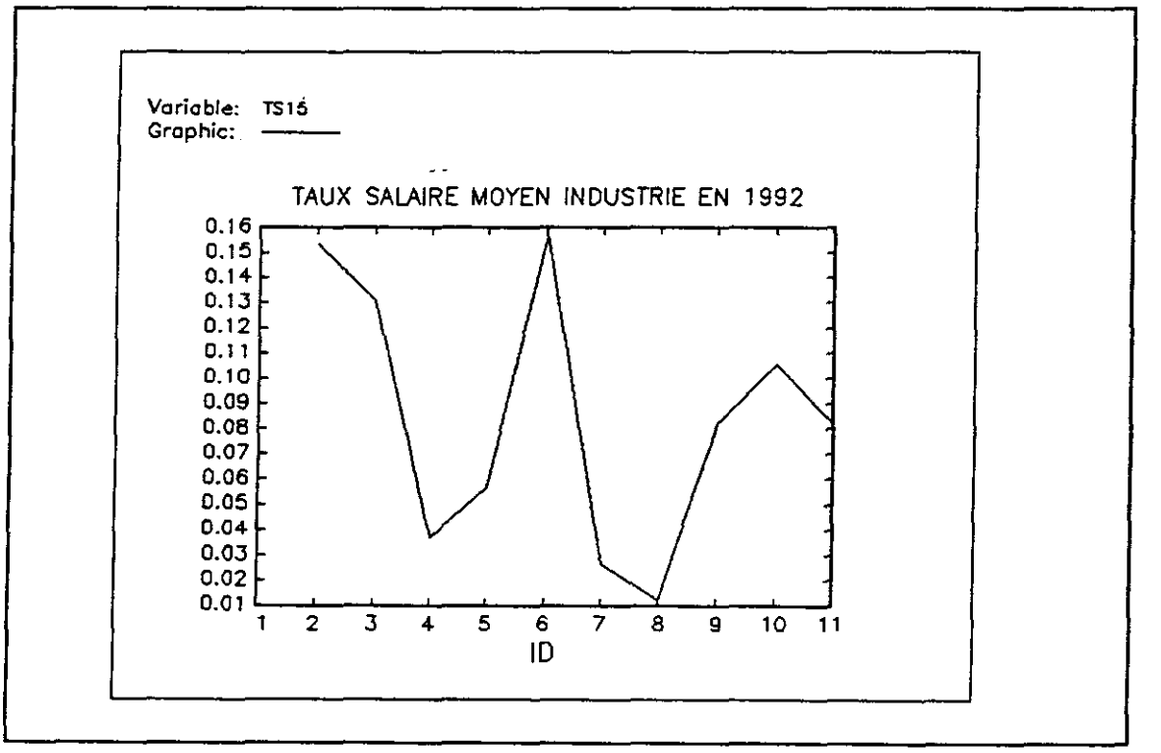
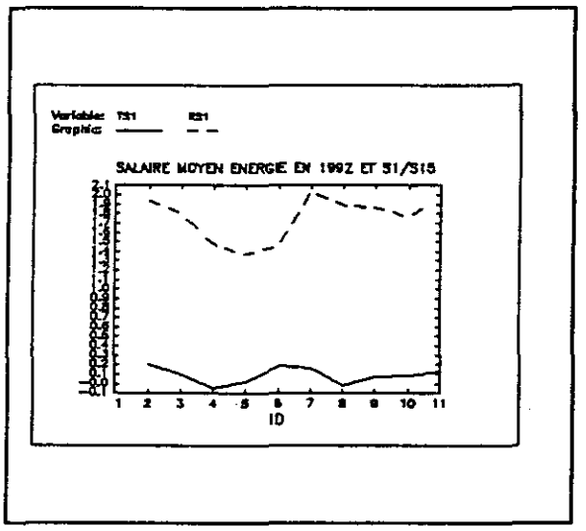
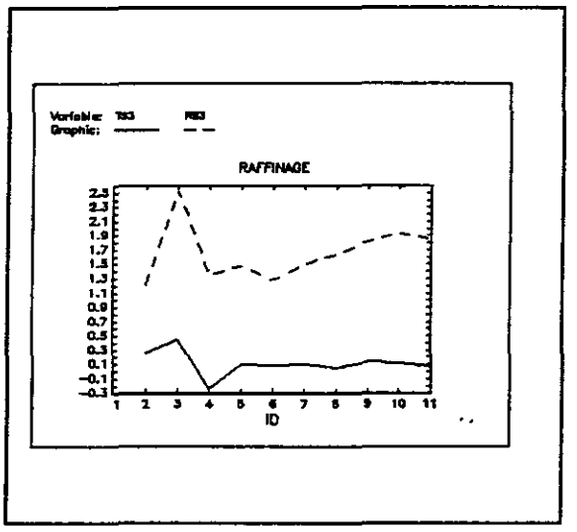
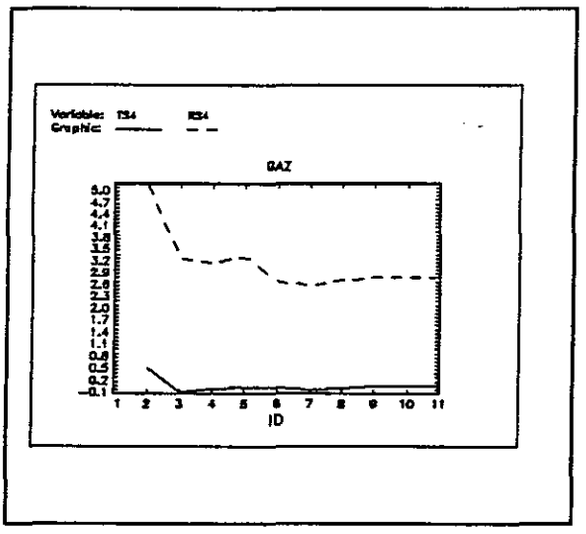
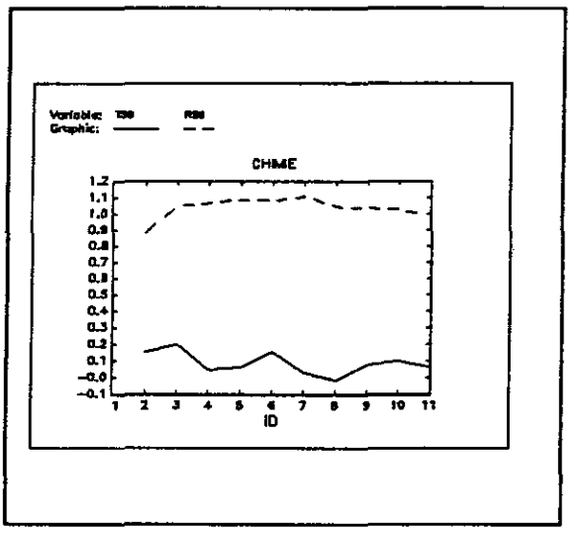


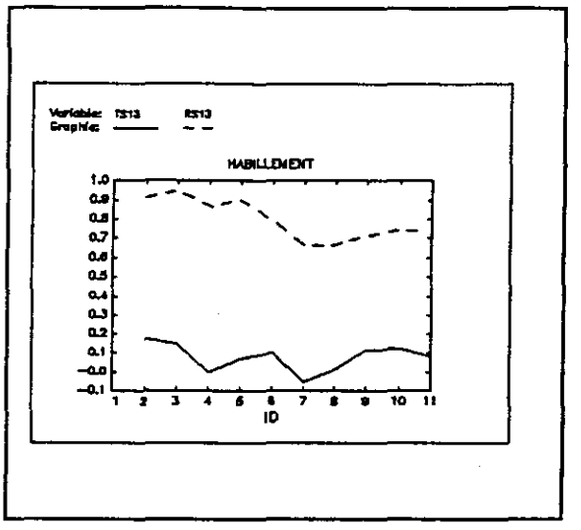
Figure 14 Taux d'évolution des salaires par branche et les rapports au salaire moyen en industrie

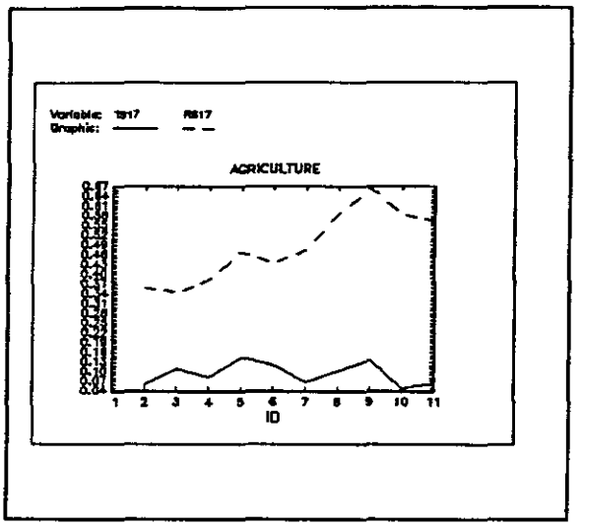









Variable: TS13 RS13
Graphic:
HABILLEMENT
1.0
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0.0
-0.1
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11
ID


Variable: TS17 RS17
Graphic:
AGRICULTURE
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11
ID

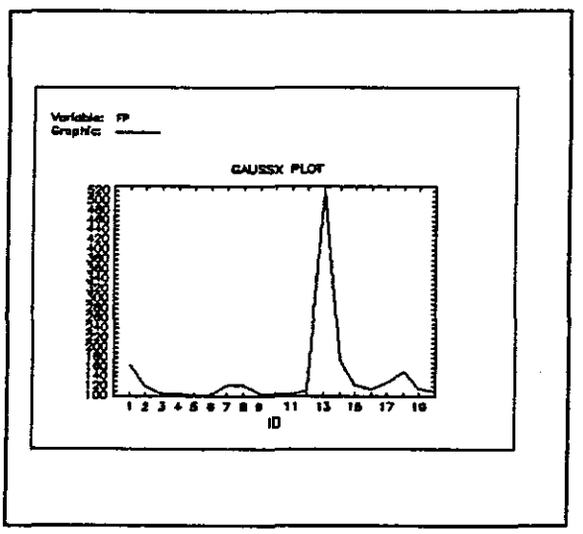
IV. QUELQUES ELEMENTS CONCERNANT LES EVOLUTIONS JOINTES

La première tentative de construction d'un indicateur de l'évolution économique en Russie date de 1923. Cet indicateur unifié fut estimé par l'Institut de Conjoncture de Moscou, dirigé par N.Kondratiev. Il était calculé comme une moyenne géométrique d'indicateurs, relatifs à plusieurs variables: prix, monnaie en circulation, production industrielle (moyens de production et biens de consommation), quantités échangées, commerce et trafic ferroviaire et routier. Ainsi l'indicateur unifié agrégeait des séries dynamiques hétérogènes, chacune étant un facteur important de l'évolution économique générale. Cet indicateur appelé "Baromètre économique", était construit de façon statique et donc peu adapté aux problèmes de prévision. Un autre "baromètre" fut calculé par M.Ignatiev en 1927 et se basait sur l'estimation du pouvoir d'achat de la monnaie. Il servait à la prévision des prix en tenant compte des modifications, à des périodes antérieures, d'une courbe-facteur (différence entre masse monétaire et quantité échangée). Ce baromètre a fonctionné pendant quelques années, mais s'est "déréglé" quand le retard retenu du facteur par rapport aux prix s'est transformé en variation simultanée des deux. L'idée de construction d'un (ou plusieurs) indicateur(s) fiable(s) pour prévoir la conjoncture économique reste cependant d'actualité et notre travail y participe d'une certaine manière.

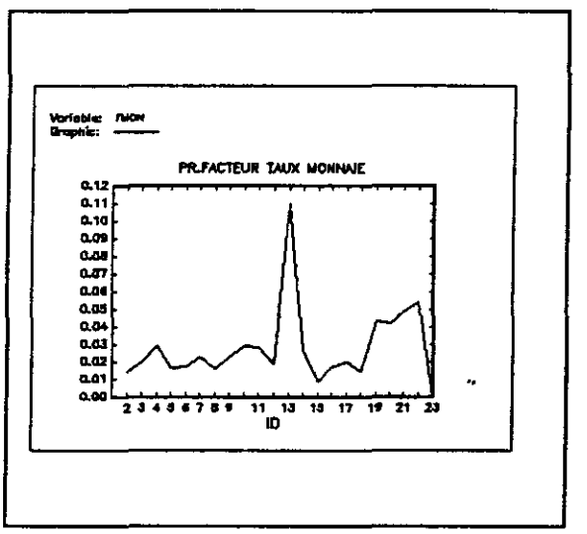
Dans les chapitres précédents nous avons passé en revue des méthodes pour résumer l'évolution de quelques variables clés d'une macro-économie instable. Nous avons vu que l'analyse en composante principale donne un premier résumé de la conjoncture. Ce résumé peut être amélioré par l'utilisation des modèles à facteurs, qui par leur aspect dynamique, rendent aussi possible la prévision.

Figure 15 Facteurs agrégés des prix, de la monnaie, de la production et des salaires

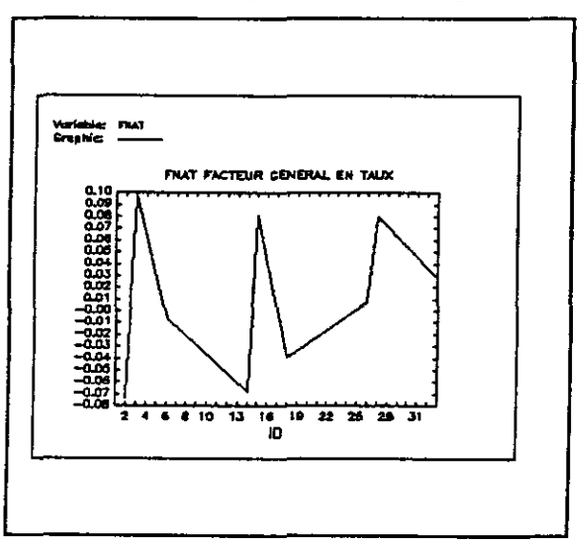
Prix (jan.1991-aout 1992)



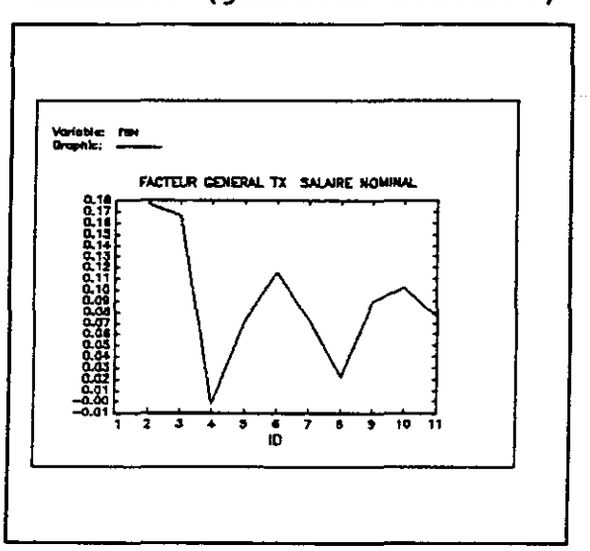
Monnaie (jan.1991-jan.1993)



Production (jan.1990-sep.1992)



Salaires (jan.1992-oct.1992)



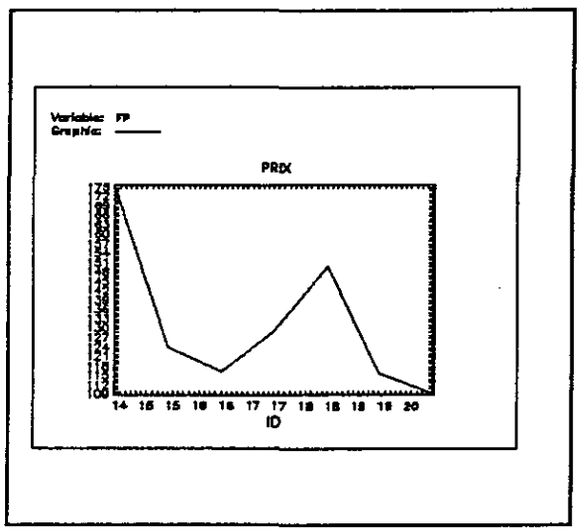
L'ensemble de données, dont nous disposions au début de notre recherche, ne nous a pas permis de développer systématiquement les estimations à partir de modèles à facteurs. Nous nous contenterons de présenter ici des indicateurs "généraux" pour quatre groupes de séries de données, calculés par A.C.P. Les graphiques d'indicateurs résumant les évolutions des prix, des quantités, des salaires et de la monnaie sont juxtaposés sur la figure 15.

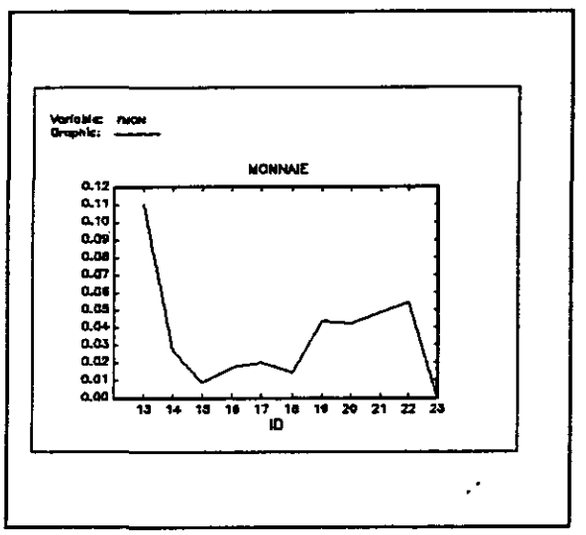
L'effet de libération des prix en janvier 1992 (treizième période pour les deux premières figures) apparaît important. L'accroissement des prix s'est accompagné de celui de la masse monétaire. On peut noter, que la rupture dans l'évolution des prix a été précédée par un accroissement de la monnaie en circulation, correspondant aux émissions du rouble en 1991: le taux moyen de cet accroissement étant de 2% par mois. L'accroissement de la production en mars 1992 (vingt-septième période sur la courbe de la production) ne peut vraisemblablement être attribuée à la hausse des prix, mais résulte plutôt d'un phénomène saisonnier. En effet les hausses de la production en 1990 et 1991 correspondent également au même mois de mars. L'évolution des salaires nominaux présente une chute considérable suite à la libération des prix. On ne remarque pas sur ces graphiques d'effet d'indexation des salaires sur les prix.

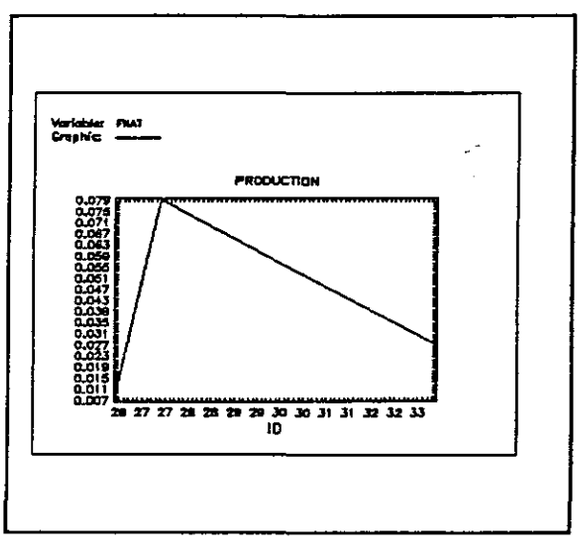
La comparaison plus détaillée des dynamiques mensuelles des indicateurs "généraux" sur la seule année 1992 (figure 16) confirme l'analogie entre l'évolution des prix et celle de la masse monétaire.

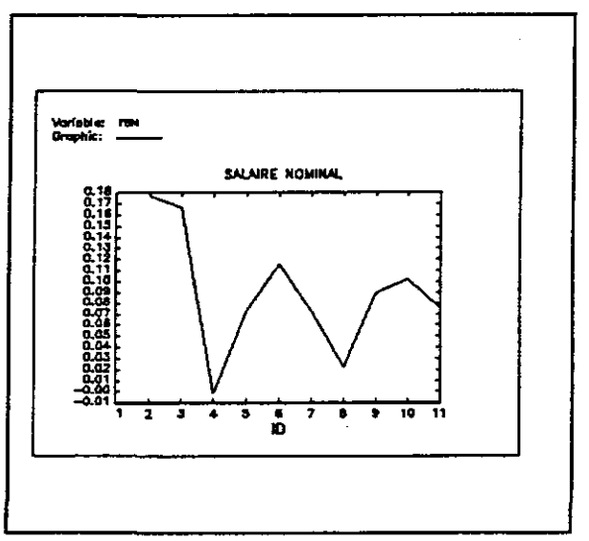
Finalement on notera que l'évolution de la production apparaît inverse de celle des prix : baisse de la production au moment de la hausse des prix et inversement. Ceci reflète une liaison décroissante entre production et prix, et pourrait conduire dans une interprétation rapide à penser qu'il existe des situations de déséquilibre contraintes par la demande. Il est clair qu'une telle interprétation est vraisemblablement erronée et induite par des biais d'agrégation et de collecte de données importants.

Figure 16 Evolution des facteurs agrégés en 1992









Les réformes entreprises depuis 1985 avaient pour objectif le passage vers l'économie de marché. L'étape radicale dans cette démarche a été franchie en janvier 1992. On peut à notre tour essayer de répondre rétrospectivement à la question, posée par des auteurs comme Avrekh et alii (1993) et Vigortchik et alii (1993): l'année 1992 était-elle celle de la transition attendue?

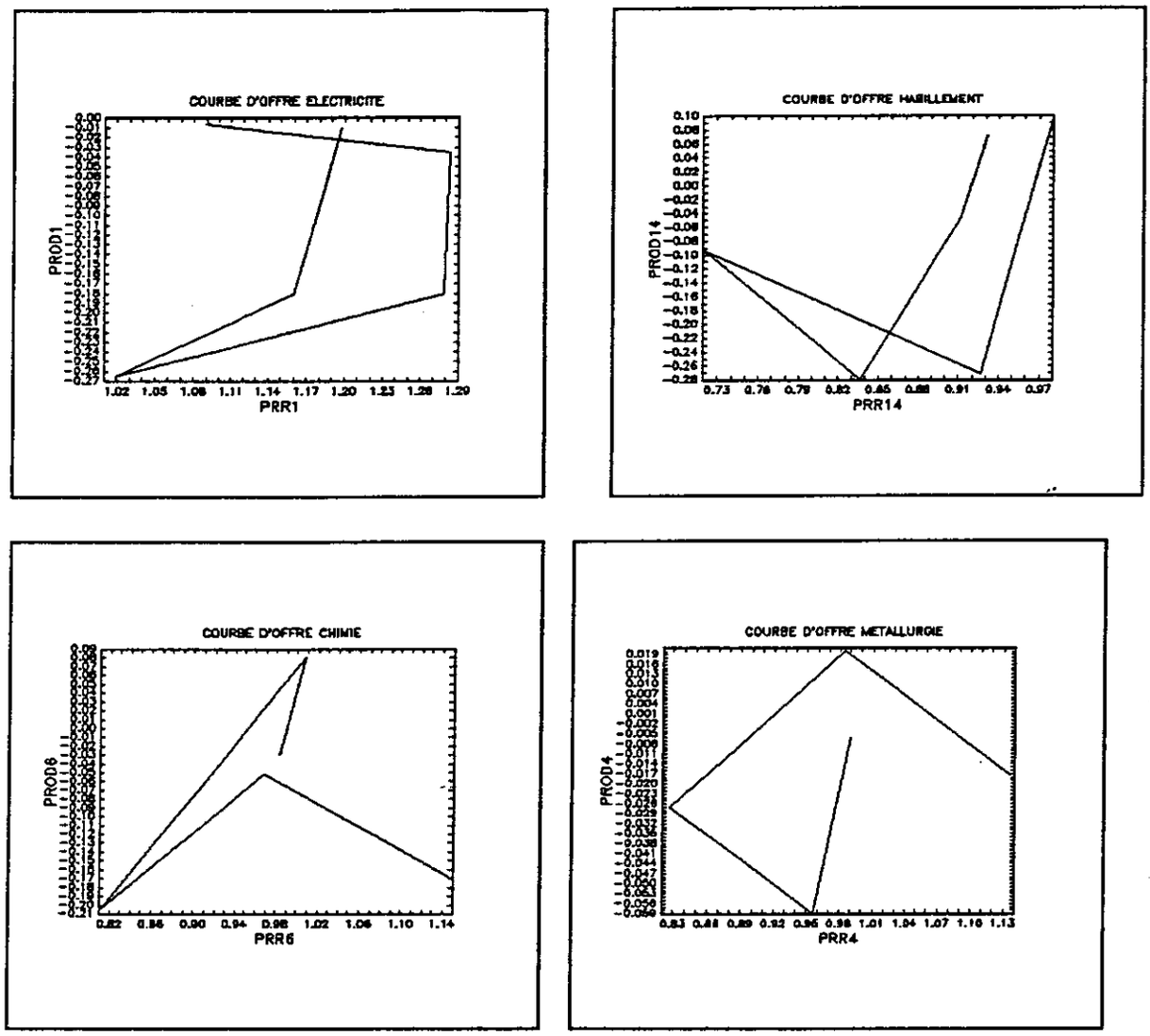
En utilisant les estimations, réalisées et exposées dans les chapitres deux et trois de ce travail nous présentons des évolutions jointes de couples de variables afin de commenter quelques aspects de cette transformation éventuelle.

a) Courbes d'offre

Les courbes d'offre indiquent les changements de la production d'un bien par rapport aux changements du prix relatif de ce bien. Comme nous l'avons dit auparavant, cette étude des courbes d'offre doit être mené à un niveau suffisamment désagrégé, ici celui de la branche. Par ailleurs il faut corriger des effets des évolutions des prix des autres biens. Le prix relatif est calculé en rapport avec le facteur "général" des prix (présenté dans la figure 16). Pour la production par branche, nous avons utilisé les facteurs de production, estimés dans le chapitre précédent. Sur la figure 17 nous considérons quatre branches: Electricité, Métallurgie non ferreuse, Chimie, Habillement. Les mêmes branches serviront également d'exemples dans les paragraphes suivants. Elles sont choisies comme représentatives: - de la production de matière première (électricité), - de l'industrie de transformation (métallurgie et chimie), - de le production de biens de consommation (habillement).

Tout en tenant compte de l'aspect statique des courbes d'offre ainsi définies, qui ne prennent pas en compte des retards possibles entre accroissement de prix et de quantités, on peut dire, qu'elles ne correspondent clairement pas aux liens attendus, c'est à dire à une liaison croissante, excepté éventuellement pour la production d'Electricité.

Figures 17 Courbes d'offre



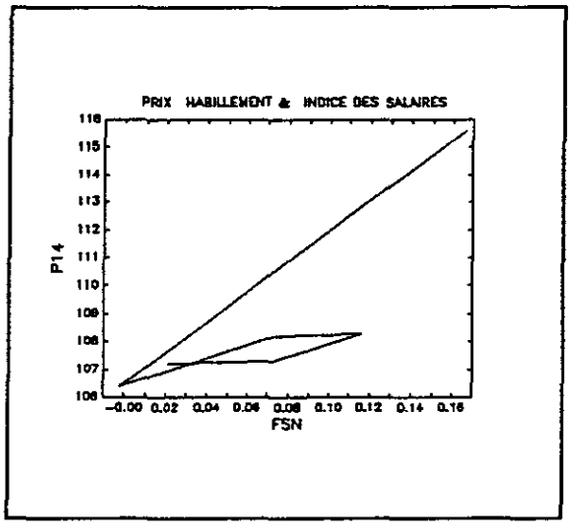
b) Revenues des ménages et biens de consommation

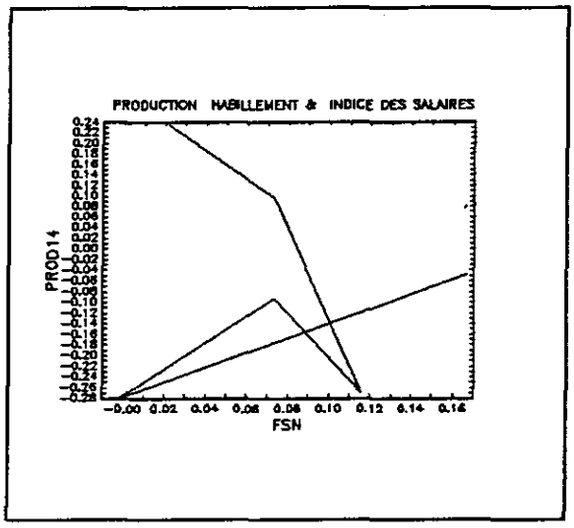
Dans une économie de marché, où le secteur des biens de consommation est peu développé on devrait s'attendre à des évolutions telles que:

- une baisse des revenus conduit à une baisse des prix des biens de consommation;
- une hausse des revenus provoque une hausse des prix de ces biens, suivie d'une hausse de la production.

Nous allons voir sur l'exemple de la branche "Habillement" les évolutions observées. Il faudra au niveau des interprétations se souvenir qu'il s'agit des biens durables, dont les achats peuvent être repoussés si les prix apparaissent trop élevés.

Figure 18 Effet des salaires sur les prix et la production des biens de consommation: Habillement





Le graphique gauche montre une liaison croissante entre des salaires moyens de la population et l'évolution des prix de biens de consommation (de l'Habillement dans notre cas), liaison qui ne peut être réduite à un simple effet nominal. On remarquera que cette liaison est très forte, mais avec une rupture dans le niveau de cette liaison.

Le second graphique ne permet en revanche pas de mettre en évidence une liaison monotone régulière entre les deux variables.

c) Les prix et les coûts

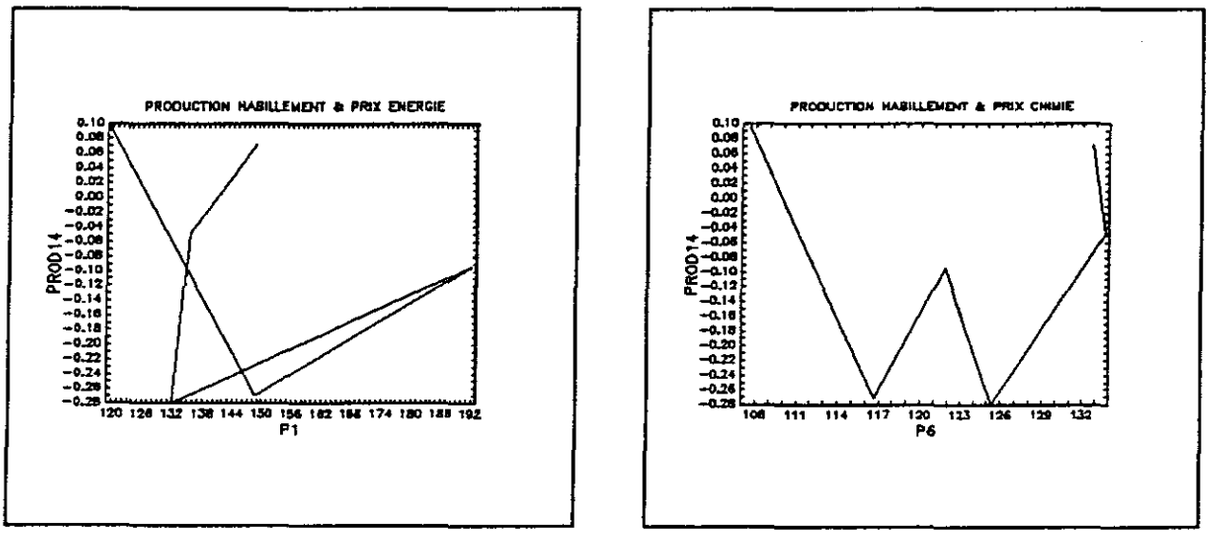
L'explication du saut aussi important des prix au moment de leur libération peut être recherchée dans l'effet spéculatif de l'attente de cet événement, dans la situation de pénurie existant

dans le pays, dans un comportement monopolistique des producteurs... . Mais il semble qu'il résulte principalement d'un rattrapage par les prix des coûts réels de production. En effet les prix planifiés ne couvraient plus les coûts dans beaucoup de secteurs industriels. L'évolution des prix depuis janvier 1992 garde un lien étroit avec ces coûts liés à la production.

On essayera de voir cet aspect de trois façons, en observant:

- le lien entre la production de produits finaux (habillement, par exemple) et les prix des matières premières et ceux d'industrie de transformation;
- la relation entre les prix des produits finaux et les prix des matières premières et ceux d'industrie de transformation;
- l'évolution jointe des prix et des salaires en distinguant des secteurs selon qu'ils ont subi ou non un accroissement des salaires au début de la période, ce pour essayer de mesurer l'impact des coûts salariaux.

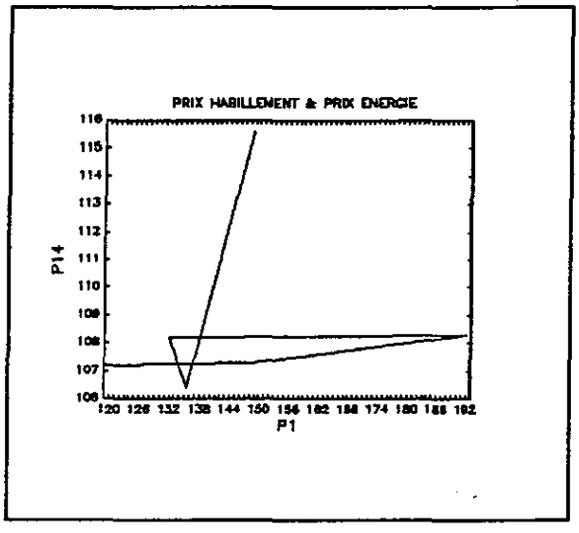
Figure 19 Production d'habillement et prix de l'énergie et de l'industrie chimique

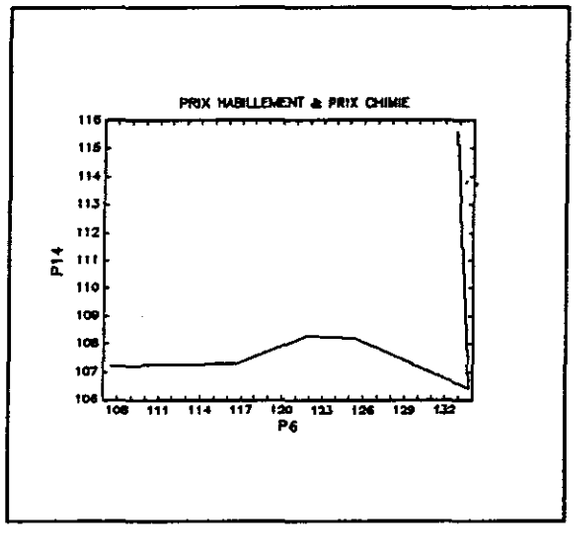


Le graphique de gauche est analogue à celui de la figure 17, et montre uniquement l'évolution contrastée des prix relatifs de différentes branches en 1992. Sur les deux graphiques on note une

indépendance des taux de croissance de la production de biens de consommation vis à vis des évolutions des prix de l'énergie et des produits chimiques.

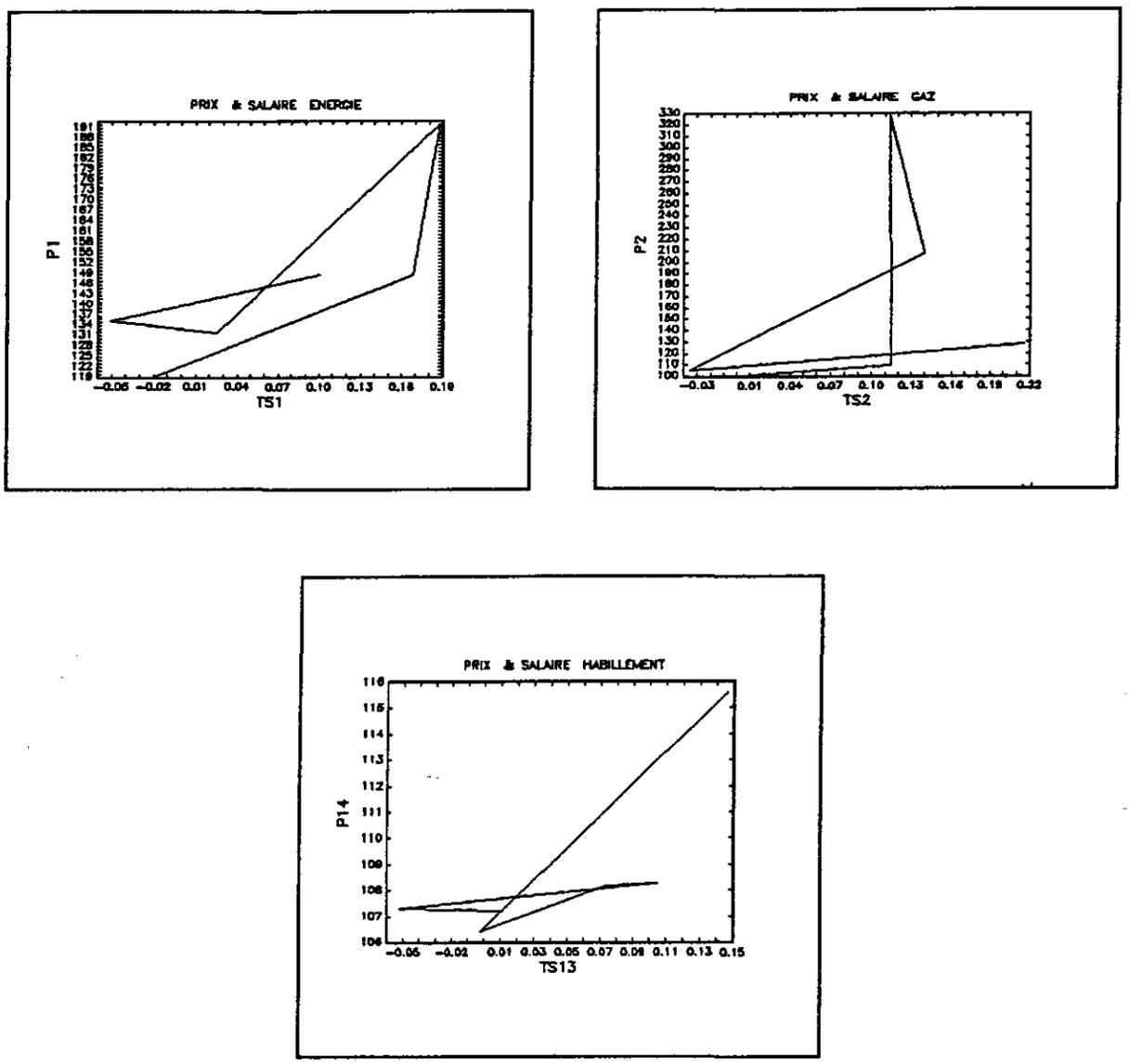
Figure 20 Prix d'habillement versus prix de l'énergie et de la chimie





Les figures montrent qu'il n'y a pas eu d'alignement instantané des prix des produits finis aux modifications des prix des matières premières et de l'industrie de transformation. La chute relativement brusque du taux des premiers (industrie légère) et leur stabilisation précède la fluctuation rapide des prix de l'énergie et la baisse progressive du prix des produits chimiques.

Figure 21 Prix et salaires par branche



Les trois graphiques montrent des liaisons croissantes entre les modifications de prix et de salaires, avec des pentes présentant des ruptures pour les branches Gaz et Habillement. Les coefficients multiplicateurs valent approximativement: 2 pour l'énergie; 0.4 et 4.2 pour les deux sous-périodes, branche Gaz; 0.1 et 0.6 pour les deux sous-périodes, branche Habillement. On y retrouve bien une répercussion des coûts salariaux, mais avec une importance qui n'est pas liée directement à la part de la main d'oeuvre dans la production.

V. CONCLUSION

Les études menées dans le rapport ont eu essentiellement pour objectif de se familiariser avec les données récentes disponibles concernant la Russie et de voir quelles informations pouvaient en être extraites s'appliquant à l'évolution conjoncturelle des principales variables économiques. Quels enseignements tirer de ces études? Ceux-ci sont de plusieurs ordres portant sur la collecte des données, la construction d'indicateurs descriptifs adéquats et finalement l'intégration de tels indicateurs dans des analyses plus structurelles.

i) Les données collectées

Mises à part les erreurs de mesure, les données manquantes naturelles à une période de mise en place d'un système statistique de collecte, divers défauts sont apparus et pourraient être corrigés. Rappelons en quelques uns: nomenclatures non uniformisées selon les institutions, empêchant une utilisation jointe convenable de données de sources différentes, rubriques introduites pour examiner des aspects particuliers (par exemple celles liées à la consommation d'alcool, dont l'importance transitoire n'avait pas dû conduire à les introduire dans une procédure régulière), regroupement inadaptés de rubriques au sens où les classes correspondantes ne sont pas suffisamment homogènes ...

D'autres défauts sont apparus au niveau des variables renseignées: variables de prix où on distingue mal les prix contrôlés de ceux laissés libres, des agrégations faisant intervenir les deux catégories de prix sont effectuées, variables de quantités concernant les quantités produites, mais non renseignées sur les quantités vendues, les stocks ... Il est clair à ce niveau que les bases régulières demanderaient à être complétés au moyen de données d'enquêtes. Celles-ci pourraient d'ailleurs servir à obtenir d'autres types d'information, dont la plupart pourraient n'être que qualitatives; pensons par exemple à l'importance actuelle des nouveaux produits, à celle

des changements de qualité, au nombre d'heures réellement travaillées dans les entreprises, à la modification de la concentration des entreprises...

ii) Les indicateurs descriptifs

Les indicateurs synthétiques: indicateurs de prix, de la monnaie... élaborés actuellement sont construits par analogie avec les indicateurs utilisés par les services statistiques occidentaux. Il s'agit évidemment d'une démarche qui doit être poursuivie et encouragée, car elle seule permettra à moyen terme la mise en place d'un système adapté aux comparaisons internationales. Il faut cependant se souvenir que de tels indicateurs ont été conçus pour les économies suffisamment stables, et dans le cas de la Russie se révèlent tout à fait inadaptés pour l'analyse conjoncturelle. Ils sont par exemple extrêmement sensibles au choix de l'année de base, il font croire à l'existence de secteurs homogènes quand ceux-ci sont très hétérogènes, ils sont construits à partir d'approches statiques alors que c'est l'aspect dynamique qui est important pour l'analyse. Il paraît nécessaire dans la période de transformation d'introduire des batteries complémentaires d'indicateurs permettant une meilleur vision dynamique et désagrégée, indicateurs synthétiques obtenus par exemple par des analyses factorielles, mais surtout indicateurs de suivi pour par exemple détecter rapidement les ruptures de niveau ou de pente dans les évolutions, mesurer l'impact ou l'absence d'impact de réformes spécifiques, de ruptures politiques, mettre en évidence des effets de seuil.

iii) Analyses structurelles

Que dire finalement de la construction de modèles de prévision, de simulation ou d'analyse structurelle, problème non abordé dans les paragraphes précédents? Il est clair que les approches de prévision usuelles supposent une stabilité minimale non satisfaite ici; de même les modèles structurels classiques

demandent la possibilité de résumer de manière suffisamment fiable l'évolution de l'économie par un petit nombre d'agrégats, condition ici encore très loin d'être satisfaite.

Il semble en fait que ces questions demandent à être complètement reprises, en commençant par une étude descriptive des liaisons entre les variables, ce qui avait été historiquement la démarche suivie dans les pays occidentaux. En effet si l'instabilité des séries apparaît très grande, nous avons vu qu'elle n'était pas totale. Il existe par exemple des liaisons fortes entre certaines évolutions de prix, entre prix à la production et coûts salariaux dans certains secteurs.

Repérer ces relations stables apparaît important. C'est à partir de ces relations que pourront être construits des modèles de prévision et l'analyse structurelle de court terme. Concernant le moyen terme, il est clair que les stabilités et instabilités constatées sur le passé proche vont vraisemblablement se modifier, par exemple dans le sens d'une plus grande stabilité. Il apparaît de ce fait impossible de construire un modèle efficace d'analyse à moyen terme, ce qui n'interdît nullement d'utiliser des modèles théoriques permettant de structurer la pensée économique et d'aider à la définition de stratégies. En revanche construire des mesures de ces modifications de la stabilité serait utile.

SOURCES STATISTIQUES

Trends in the Development of the Economy of Russia (1993), Institut of Economic Forecasting of the Russian Academy of Sciences, Moscow

"Narodnoie Khoziaistvo Rossiiskoii Federatsii, 1992", Annuaire statistique, Moscou Goskomstat.

Russian Economic Reform: Crossing the Threshold of Structural Change (1992), World Bank Country Study.

A Study of the Soviet Economy (1991), IMF, World Bank, OECD, EBRD.

"Stabilisation, libéralisation et dévolution de compétences" (1990), Economie Europeenne, n°45.

"Sur les résultats du développement sociaux-économique de la Fédération de Russie et sur le programme d'action du gouvernement en 1993", Note du vice-premier ministre de la Fédération de Russie pour le conseil des ministres. (1992)

"Sur le développement des réformes en Russie (janvier - mars 1993)", Goskomstat, Moscou, (en russe).

"Sur le développement des réformes en Fédération de Russie (janvier - septembre 1993)", Goskomstat, Moscou, (en russe).

"Sur le développement des réformes en Fédération de Russie (la première moitié de 1993)", Goskomstat, Moscou, (en russe).

"L'Union soviétique de 1980 à 1991. Bilan des dernières années", Eurostat, 1993

"L'économie russe en 1991: tendances et perspectives", Institut pour l'économie en transition, Moscou, 1992, (en russe).

"L'économie russe en 1992: tendances et perspectives", Institut pour l'économie en transition, Moscou, 1993, (en russe).
"L'économie russe au printemps 1993: tendances et perspectives", Institut pour l'économie en transition, Moscou, 1993, (en russe).

"Statistical Handbook. States of Former USSR (Studies of Economics in Transformation n°3), 1993, Banque mondiale

"Russia - 1993. Economic Situation", (1993) Center of Economic Analysis, Moscow.