

La place des stocks dans les fluctuations conjoncturelles

Quelques éléments de statistique
descriptive

Stéphane GREGOIR, Guy LAROQUE *

RÉSUMÉ. — Cet article présente quelques résultats de statistique descriptive qui tentent d'illustrer le rôle joué par les stocks comme intermédiaires (amortisseurs ou amplificateurs) dans la transmission des chocs conjoncturels. L'étude porte au niveau macroéconomique sur les grands pays de l'OCDE et au niveau microéconomique sur un panel d'entreprise du commerce et de l'industrie française. Les résultats que nous obtenons diffèrent, d'une part suivant la mesure que l'on privilégie au niveau macroéconomique, d'autre part, lorsque l'on passe du niveau macroéconomique au niveau microéconomique.

Inventories and Economic Fluctuations: a Descriptive Approach

ABSTRACT. — This paper analyzes the role played by inventories in the propagation of economic shocks using aggregate data for OECD countries and panel data from a sample of french firms. The approach is purely descriptive. The statement 'Production is more volatile than sales' appears to be sensitive to the periodicity of the data at the macroeconomic level: it does not hold on quarterly data in France. We do find however that the purchases of the trade sector are more variable than its sales, indicating a destabilizing effect of inventories.

* S. GREGOIR : INSEE, Département de la Recherche; G. LAROQUE : INSEE, Département de la Recherche

1 Introduction

Le comportement de stockage des entreprises est un élément important des fluctuations conjoncturelles de l'activité. Au cours des dix dernières années, les économistes ont beaucoup débattu autour d'une constatation empirique : la production paraît plus variable que les ventes. Ce résultat remet en cause en effet l'un des modèles simples, d'inspiration keynésienne, couramment accepté antérieurement : si les prix sont rigides, face à des chocs sur la demande, une entreprise produisant à coût marginal croissant et/ou supportant des coûts d'ajustement de son niveau de production cherchera à lisser sa production grâce aux stocks. Les tenants du modèle à prix flexibles ont été prompts à montrer que leur cadre d'analyse rend bien compte du phénomène observé : ils mettent en avant, en effet, les chocs de productivité. Les entreprises ont intérêt à beaucoup produire pour stocker lorsque les conditions techniques sont favorables, pour réduire leur production et déstocker lorsqu'elles deviennent adverses. Il y a entre ces deux cas polaires toute une gamme de situations intermédiaires, pour lesquelles on ne peut dire *a priori* quelle variabilité est la plus forte, celle des ventes ou celle de la production. Enfin, une troisième catégorie de modèles correspond à un comportement de stockage plus actif, spéculatif, qui peut être déstabilisant en présence de rigidités des prix (voir LAROQUE [1992] pour une revue de littérature). La théorie prédit alors des fluctuations causées par les stocks, sans intervention nécessaire de chocs exogènes, mais ne donne pas d'indication quant à la variabilité relative de la production et des ventes.

Les études empiriques n'ont pas départagé les thèses en présence. Les difficiles problèmes de mesure que l'on rencontre dans l'évaluation des stocks en sont partiellement responsables. En effet, au niveau microéconomique, il faut, pour obtenir des valeurs de stocks aux prix courants, corriger les données issues de la comptabilité des entreprises, en tenant compte de leur procédure d'enregistrement comptable (premier entré-premier sorti, dernier entré-dernier sorti, sorties évaluées au coût moyen pondéré des unités présentes en stocks...) qui peut d'ailleurs varier selon la nature des stocks (matières premières, produits en cours de fabrication, produits finis, marchandises). Ensuite, on ne possède généralement pas d'indices de prix fiables à mettre en regard de ces données en valeur pour calculer une évaluation en volume : ici, le problème est particulièrement aigu pour les en-cours de fabrication et les produits finis que les entreprises comptabilisent à des coûts de fabrication conventionnels pour lesquels il n'existe pas *a priori* de relation stable avec les prix du marché. Ces incertitudes sur la mesure des niveaux se répercutent évidemment sur les variations de stocks qui interviennent en macroéconomie dans les équilibres emplois-ressources de la comptabilité nationale. Les comptes nationaux, enfin, incorporent à ce poste des ajustements divers !

Compte tenu de ces difficultés, l'objet de cette Note est de jeter un nouveau regard sur les données et de présenter quelques éléments de statis-

tique descriptive sur le rôle des stocks dans la transmission des chocs conjoncturels. Elle comporte trois parties. La première partie décrit les techniques utilisées, qui exploitent la relation comptable qui lie entrées en stocks, sorties de stocks et variation de stocks. La seconde partie applique ces techniques aux comptes nationaux trimestriels des grands pays de l'OCDE. Enfin, la troisième partie, plus originale, part des données microéconomiques d'entreprises de l'enquête trimestrielle quantitative sur les stocks, menée à l'INSEE depuis 1978. On s'intéresse uniquement aux stocks de matières premières de l'industrie et aux stocks de marchandises du commerce, pour lesquels on construit des évaluations à prix constants, et auxquels on applique aussi les outils de statistique descriptive mentionnés plus haut.

Nos résultats, sur des données macroéconomiques trimestrielles, diffèrent quelque peu de ceux des études antérieures (BLINDER [1981], WEST [1990], WILKINSON [1989]). Si tous trouvent, comme nous, une contribution très importante des variations de stocks aux fluctuations du produit intérieur brut, nous obtenons une corrélation négative entre variations de stocks et emplois finals hors stocks (cette corrélation est positive chez WEST [1990]) et une production qui fluctue davantage que la demande hors stocks aux États-Unis, en Grande-Bretagne et en Italie, comme WEST [1990], mais, contrairement à lui, une production plus lisse que la demande en France, au Japon et en RFA. Nous avons cherché l'origine de cette divergence. West effectue ses mesures sur les différences premières annuelles, alors que nous travaillons sur taux de croissance trimestriels. Il apparaît que c'est le choix de la périodicité qui explique la différence des résultats. ¹ En définitive, notre étude nous amène à mieux circonscrire le domaine de validité de la proposition « la production fluctue plus que les ventes ».

Il serait intéressant d'en retrouver la trace au niveau microéconomique. Nous avons construit une base de données individuelles à partir de l'enquête trimestrielle sur les stocks effectuée par l'INSEE auprès des entreprises de l'industrie et du commerce depuis 1978. Nous avons étudié la relation comptable :

$$\text{Achats} = \text{Variations des stocks} + \text{sorties des stocks}$$

pour les stocks de marchandises du commerce et les stocks utilisateurs (matières premières, matières ou fournitures consommables) de l'industrie pour lesquels on a formulé des hypothèses permettant une évaluation des volumes. Il ressort de l'analyse que le comportement de stockage des commerces va de pair avec des achats qui fluctuent plus que les ventes, alors que les achats de matières premières présentent une variabilité comparable à celle des sorties de stocks dans l'industrie. Les variations de stocks et les

1. WILKINSON [1989] utilise des données trimestrielles en écart à la tendance et trouve pour les États-Unis, la RFA, l'Italie et la France un écart-type du PIB supérieur à celui des emplois finals hors stocks. Il est vraisemblable que travailler en écart à la tendance, et non en taux de croissance, soit responsable de cette différence avec nos résultats, mais nous n'avons pu vérifier ce fait faute d'indication précise dans WILKINSON sur le mode de calcul de la tendance. Nous retrouvons les résultats de WEST [1991] sur données trimestrielles pour le Japon et les États-Unis.

sorties de stocks sont corrélées négativement. Enfin, les variations de stocks contribuent positivement aux fluctuations des achats. Le champ couvert et les difficultés d'agrégation rendent difficile d'établir un lien entre les résultats microéconomique et macroéconomique. Notons néanmoins qu'une variabilité des achats des commerces plus forte que celle des ventes semble peu compatible avec un produit intérieur brut plus lisse que la demande finale hors stocks. Des travaux supplémentaires sont nécessaires pour réconcilier les deux approches.

2 Variations autour d'une identité comptable

Le passage d'un bien en stocks se caractérise par une identité comptable, valable à chaque période, du type :

$$\text{Achats} = \text{Variation de stocks} + \text{Sorties de stocks}$$

ou encore, au niveau macroéconomique :

$$\text{PIB} = \text{Variation de stocks} + \text{Autres emplois finals.}$$

Formellement, on écrit cette identité :

$$(1) \quad X_t = \Delta S_t + \sum_{i=1}^I Y_{it}$$

où t désigne la période considérée, X le flux d'entrée en stocks, ΔS la variation des stocks, et $Y_i, i=1, \dots, I$, les divers flux possibles de sorties de stocks.

Quand un aléa affecte les entrées en stocks, les sorties de stocks ou le comportement de stockage lui-même, il se répercute sur les autres termes de l'identité comptable. Sans donner une modélisation précise des chocs aléatoires rencontrés dans l'économie, on cherche ici à définir sur séries temporelles trimestrielles quelques résumés statistiques pertinents de la liaison entre les diverses variables.

Une première approche conduit à calculer les moyennes trimestrielles \bar{X} , $\Delta \bar{S}$, \bar{Y} , des grandeurs X_t , ΔS_t , Y_{it} . La part des diverses composantes dans le niveau X , s'écrit alors :

$$\frac{\Delta \bar{S}}{\bar{X}} = \frac{\sum_{t=1}^T \Delta S_t}{\sum_{t=1}^T X_t}, \quad \frac{\bar{Y}_i}{\bar{X}} = \frac{\sum_{t=1}^T Y_{it}}{\sum_{t=1}^T X_t}$$

Les séries présentent souvent des évolutions tendanciennes, de sorte que les valeurs prises par les statistiques $\Delta\bar{S}/\bar{X}$, \bar{Y}_i/\bar{X} sont très contingentes à la période étudiée.

Pour s'affranchir de la tendance et focaliser l'attention sur les évolutions de court terme, on peut calculer le taux de croissance x de X , et déduire de (1) l'identité comptable :

$$\frac{X_{t+1} - X_t}{X_t} = \frac{\Delta S_{t+1} - \Delta S_t}{X_t} + \sum_{i=1}^I \frac{Y_{i,t+1} - Y_{it}}{X_t}$$

qu'on écrira avec des lettres minuscules :

$$(2) \quad x_t = s_t + \sum_{i=1}^I y_{it}$$

x_t et y_{it} sont souvent appelés contributions des variables ΔS et Y_i au taux de croissance x_t de X . En effet, $y_{it} = (Y_{i,t+1} - Y_{it})/Y_{it} \times Y_{it}/X_t$ est égal au produit du taux de croissance de Y_i , soit $(Y_{i,t+1} - Y_{it})/Y_{it}$, par la part de Y_i dans l'agrégat X , soit Y_{it}/X_t . Le passage en taux de croissance est en général suffisant pour éliminer la tendance, et on peut accepter l'hypothèse que $(x_t, s_t, (y_{it}))$ soit la réalisation à la date t d'un processus aléatoire stationnaire du second ordre.

On peut calculer la moyenne empirique des $(I+2)$ composantes du processus :

$$\bar{x} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t, \quad \bar{s} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t, \quad \bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$$

qui vérifie l'identité :

$$(3) \quad \bar{x} = \bar{s} + \sum_{i=1}^I \bar{y}_i$$

Si \bar{x} est significativement différent de zéro (ce sera le cas pour les données macroéconomiques), on donnera \bar{x} en pourcentage, ainsi que les rapports $(\bar{s}/\bar{x}, \bar{y}_i/\bar{x})$.

Notre intérêt porte surtout sur les moments du second ordre du processus. Nous nous limiterons ici au calcul de la matrice de variance-covariance contemporaine, laissant de côté, pour une approche modélisée, les liaisons intertemporelles. Les moments empiriques sont donnés par :

$$\sigma_x^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2, \quad \sigma_s^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (s_t - \bar{s})^2$$

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)^2$$

$$\rho_{xs} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(s_t - \bar{s})}{(T-1) \sigma_x \sigma_s}, \quad \rho_{xi} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(y_{it} - \bar{y}_i)}{(T-1) \sigma_x \sigma_{y_i}}.$$

L'identité comptable se traduit par des relations entre ces moments. Il y a en fait $(I+1)(I+2)/2$ paramètres indépendants (il suffit de se donner la matrice de variance-covariance de $(s, (y_i)_i)$ pour caractériser l'ensemble du processus).

On a, par exemple, l'identité :

$$(4) \quad \sigma_x^2 = \rho_{xs} \sigma_s^2 + \sum_{i=1}^T \rho_{xi} \sigma_i^2.$$

Par analogie avec ce qui a été fait pour les moyennes, on donnera σ_x et les rapports $(\rho_{xs} \sigma_s / \sigma_x, \rho_{xi} \sigma_i / \sigma_x)$ en pourcentage. Ainsi, de même que \bar{s}/\bar{x} était une mesure de l'apport de la contribution des stocks à la moyenne de x_t , $\rho_{xs} \sigma_s / \sigma_x$ mesure l'apport de la contribution des stocks à l'écart-type, c'est-à-dire aux fluctuations, de x_t . Mais ces $(T+1)$ paramètres n'épuisent pas l'information contenue dans la matrice de variance-covariance contemporaine du processus. En particulier, si $I=1$, $(I+1)(I+2)/2=3$, il manque un paramètre pour décrire complètement la matrice. Dans ce cas, on donnera le rapport σ_y^2 / σ_x^2 de la variance de y_t à la variance de x_t . Si l'on pense que les aléas ont leur origine dans le mouvement de y , un rapport plus grand que 1 indique que les stocks amortissent les chocs, un rapport plus petit que 1 qu'ils les amplifient. Il est aussi intéressant de comparer ce rapport à la quantité $\rho_{xy} \sigma_y / \sigma_x$, qui apparaît dans (4) après division des deux membres par σ_x . En effet $\sigma_y^2 / \sigma_x^2 = \rho_{xs} \sigma_s / \sigma_x$ si et seulement si la corrélation ρ_{sy} entre s_t et y_t est nulle, $\sigma_y^2 / \sigma_x^2 > \rho_{xy} \sigma_y / \sigma_x$ si ρ_{sy} est négatif (les stocks amortissent les mouvements de y), $\sigma_y^2 / \sigma_x^2 < \rho_{xy} \sigma_y / \sigma_x$ si ρ_{sy} est positif. (On vérifie immédiatement cette propriété en écrivant :

$$\begin{aligned} \sigma_y^2 - \rho_{xy} \sigma_y / \sigma_x &= \sigma_y^2 - \text{cov}(x, y) \\ &= \sigma_y^2 - \text{cov}(s + y, y) \\ &= -\text{cov}(s, y). \end{aligned}$$

En résumé, les deux ratios $\rho_{xy} \sigma_y / \sigma_x$ (égal à $1 - \rho_{sy} \sigma_y / \sigma_x$) et σ_y^2 / σ_x^2 nous serviront à décrire la structure de la matrice de variance-covariance du triplet (x, s, y) .

Nous sommes maintenant en mesure de passer à l'analyse empirique.

3 Les stocks dans les grands pays de l'OCDE vus à travers les données de comptabilité nationale

La mesure des stocks à travers la comptabilité nationale laisse notoirement beaucoup à désirer (MIRON-ZELDES [1989]). Mais s'agissant de l'instrument d'observation privilégié des conjoncturistes, il est naturel d'appliquer tout d'abord la procédure statistique que nous venons de décrire aux comptes nationaux trimestriels des grands pays de l'OCDE. On étudie l'identité comptable suivante :

$$\begin{aligned} \text{PIB} = & \text{Dépenses en biens et services des administrations} \\ & + \text{Consommation des ménages} + \text{Excédent commercial} \\ & + \text{Formation brute de capital fixe} + \text{Variation des stocks.} \end{aligned}$$

L'étude porte sur la France (1970-1987), la Grande-Bretagne (1960-1987), l'Italie (1970-1987), la République Fédérale d'Allemagne (1960-1987), les États-Unis (1960-1987), le Japon (1966-1987) et l'ensemble de l'OCDE (1960-1987). Les données, diffusées par l'OCDE, sont trimestrielles, corrigées des variations saisonnières, aux prix constants de 1980, sauf pour les États-Unis où les prix constants sont ceux de l'année 1982.

La mise en œuvre de la méthode de statistique descriptive présentée au paragraphe précédent suppose que le (I+2)-uplet des contributions des différentes composantes de l'équation comptable est un processus stationnaire du second ordre. On s'est assuré de fait que les séries de contributions ne sont pas intégrées en procédant comme suit. On a calculé, à partir d'une valeur initiale nulle, les sommes cumulées des contributions et on a effectué des tests de DICKEY-FULLER [1989] sur les séries ainsi obtenues. Les valeurs des statistiques sont présentés en annexe 1. L'hypothèse nulle « la série est au plus intégrée d'ordre un » est acceptée au seuil de 10 % pour toutes les séries des sommes cumulées.

Le tableau 1 présente la décomposition du PIB selon ses diverses composantes en pourcentage. Les mesures de niveaux ($100 \bar{Y}_i/\bar{X}$, $100 \Delta \bar{S}/\bar{X}$) sont en colonne N. La décomposition de la moyenne du taux de croissance selon les contributions des diverses composantes ($100 \bar{y}_i/\bar{x}$, $100 \bar{s}/\bar{x}$), définie par l'équation (3), figure en colonne M. On a fait apparaître également au bas de la colonne M, sur la ligne produit intérieur brut, la moyenne du taux de croissance trimestriel \bar{x} .

Enfin la décomposition de l'écart-type du taux de croissance ($100 \rho_{xi} \sigma_i/\sigma_x$, $100 \rho_{xs} \sigma_s/\sigma_x$), définie par l'équation (4), est donnée dans la colonne E, avec en bas de la colonne, sur la ligne produit intérieur brut, l'écart-type σ_x du taux de croissance trimestriel du PIB.

L'examen du tableau fait ressortir une grande homogénéité des résultats par pays en ce qui concerne les niveaux. La part de la consommation des

TABLEAU I

Résultats sur Données macroéconomiques détaillées

	France			Grande-Bretagne			Italie			RFA		
	N	M	E	N	M	E	N	M	E	N	M	E
Dépenses des administrations	18	21	3	22	18	3	16	18	0	20	20	5
Consommation des ménages	59	65	29	60	64	34	63	65	18	54	60	22
Excédent commercial	-1	0	-30	0	-1	24	-3	-5	-8	2	2	11
Formation brute de capital fixe	23	15	35	18	21	18	24	8	35	23	18	56
Variation de stocks	1	-1	63	0	-2	21	0	14	55	1	0	6
PIB (%)		0,7	0,4		0,6	2,2		0,7	1,2		0,8	2,0

	CEE			États-Unis			Japon			OCDE		
	N	M	E	N	M	E	N	M	E	N	M	E
Dépenses des administrations	19	17	4	22	18	5	10	8	2	17	16	2
Consommation des ménages	59	62	34	62	67	27	59	52	39	60	61	35
Excédent commercial	-1	-2	-3	-1	-4	-4	-2	-1	-6	-1	-2	-8
Formation brute de capital fixe	23	22	47	16	18	31	32	38	59	23	24	45
Variation de stocks	0	1	18	1	1	41	1	1	6	1	1	26
PIB (%)		0,8	0,8		0,8	1,0		1,4	1,6		0,9	0,4

ménages dans le PIB est d'environ 60 %, tandis que 18 % va aux administrations et 22 % à la formation brute de capital fixe. Le solde commercial et les variations de stocks interviennent pour des montants négligeables. Seul se distingue le Japon, pour lequel les dépenses publiques ne constituent que 10 % du PIB alors que la formation brute de capital fixe atteint à l'inverse 32 %.

Si nous passons maintenant à la décomposition de la moyenne du taux de croissance, nous observons une grande similitude avec les niveaux : le partage en niveau (colonne N) est proche des contributions au taux de croissance (colonne M). Ceci correspond bien à ce que l'on sait par ailleurs sur l'inertie de la structure des emplois. En effet, si toutes les variables croissaient au même taux, les deux colonnes seraient identiques. Un rapport y_i/\bar{x} supérieur à \bar{Y}_i/\bar{X} donne l'indication que l'emploi i croît plus vite que l'agrégat et donc que sa part dans le total augmente au cours du temps.² On peut noter en particulier que, là encore, le Japon se distingue avec un taux moyen de 1,4 % par trimestre (alors que pour les autres pays, le taux

2. Ce n'est en théorie qu'une indication, dans la mesure où l'on travaille sur la moyenne des taux de croissance et non sur le taux de croissance moyen.

moyen est d'environ 0,8 % au travers des disparités des périodes d'études). Par ailleurs, dans tous les pays, à l'exception de l'Italie où les comptes nationaux paraissent suspects à cet égard, la contribution des variations de stocks à la croissance est négligeable.

La dernière colonne, enfin, nous apporte de l'information sur l'objet principal de l'étude : la contribution des divers emplois à l'écart-type du taux de croissance du PIB. Nous observons des écarts très nets, et souvent systématiques, entre la structure de la colonne E et celle des colonnes N et M. Remarquons que la colonne E serait voisine des précédentes si les emplois évoluaient tous en phase ($\rho_{xi}=1$) et si les écarts-types étaient proportionnels au niveau des grandeurs ($\sigma_i/\sigma_x = \bar{Y}_i/\bar{X}$). Or on note, dans tous les pays et pour les diverses périodes couvertes, le poids très important de l'investissement des entreprises, formation brute de capital fixe et variation des stocks, bien supérieur à ce qui apparaît dans les colonnes N et M. En revanche, les dépenses des administrations ont un rôle négligeable, et la consommation des ménages figure pour environ 30 %, soit environ la moitié de sa part dans le niveau du PIB. Enfin, le solde commercial est parfois corrélé négativement avec le PIB, comme si des chocs sur la demande intérieure perturbaient simultanément PIB et importations (France, Italie et à moindre degré Japon et États-Unis), parfois corrélé positivement, comme si des progrès techniques permettaient à la fois des gains de production et de parts de marchés étrangers (RFA, Grande-Bretagne et pétrole de mer du Nord).

Les variations de stocks jouent donc un rôle important dans les fluctuations macroéconomiques trimestrielles. Afin d'en préciser les modalités (forte corrélation ρ_{xs} , ou bien fort écart-type σ_s ?), nous allons étudier l'identité comptable simplifiée :

$$\text{PIB} = \text{Variation des stocks} + \text{Autres emplois finals},$$

soit formellement :

$$X = \Delta S + Y$$

Comme il a été expliqué dans la première partie, une forte contribution des stocks, c'est-à-dire une valeur élevée de la quantité $\rho_{xs} \sigma_s / \sigma_x = 1 - \rho_{xy} \sigma_{xy} / \sigma_x$, ne donne aucune information sur les rapports des variances σ_y^2 / σ_x^2 . Or l'interprétation économique en termes de stocks « tampons » fait plutôt référence à ce dernier rapport : si les stocks servent à lisser le niveau de production face à une demande aléatoire, on s'attend à observer un rapport σ_y^2 / σ_x^2 supérieur à 1. C'est ce que l'on trouve pour la France, la RFA et le Japon (tableau 2). Mais ce rapport est inférieur à 1 en Grande-Bretagne, en Italie et particulièrement bas aux États-Unis, où il vaut 0,61. Il faut donc chercher une autre interprétation. Si les aléas portent surtout sur la productivité, les stocks s'élevant pendant les périodes de haute productivité et se réduisant pendant les périodes de basse productivité, le ratio $\rho_{xs} \sigma_s / \sigma_x$ pourra être élevé et, simultanément, σ_y^2 / σ_x^2 inférieur à 1. Les stocks « amortissent » alors l'impact des chocs de productivité sur les emplois finals, ce qui implique la négativité de la corrélation ρ_{sy} entre s et y .

TABLEAU 2

Résultats sur données macroéconomiques agrégées

	$\frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2}$	$\rho_{xy} \frac{\sigma_y}{\sigma_x}$
France	1,10	0,37
Grande-Bretagne	0,94	0,79
Italie	0,81	0,45
RFA	1,45	0,94
CEE	0,92	0,82
États-Unis	0,61	0,59
Japon	1,22	0,94
OCDE	0,76	0,74

Que l'on choisisse l'une ou l'autre des interprétations proposées ci-dessus, le coefficient de corrélation ρ_{sy} est négatif. Comme il a été montré précédemment, ρ_{sy} est négatif si et seulement si $\sigma_y^2/\sigma_x^2 > \rho_{xy} \sigma_y/\sigma_x$. Le tableau 2 indique que cette inégalité est vérifiée pour tous les pays de façon très nette, excepté pour les États-Unis où le coefficient ρ_{sy} est pratiquement nul.

En résumé, sur données macroéconomiques trimestrielles, trois conclusions se dégagent : (i) les variations de stocks contribuent notablement à l'écart-type du taux de croissance du PIB; (ii) elles sont corrélées négativement avec les autres emplois finals, sauf peut-être aux États-Unis où la corrélation est négligeable; (iii) il n'y a pas de relation générale entre les écarts-types du taux de croissance du PIB et des emplois finals hors stocks : la production fluctue davantage que la demande aux États-Unis, en Italie et en Grande-Bretagne, moins en France, au Japon et en RFA.

4 Le comportement de stockage des entreprises vu à travers les données d'entreprises

Les difficultés de mesure des stocks sont très grandes au niveau macroéconomique, ce qui conduit de nombreux économistes à regarder avec suspicion les études sur données de comptabilité nationale. Aussi est-il intéressant de voir si l'on retrouve trace des résultats de la section précédente sur données individuelles. Après avoir décrit les principales caractéristiques de l'enquête

quantitative sur les stocks de l'INSEE et la nature des stocks que nous analysons, nous précisons les traitements statistiques, notamment le passage des valeurs courantes aux volumes, que nous appliquons aux données brutes, avant de présenter les résultats.

4.1. L'enquête quantitative sur les stocks

Afin de donner quelques ordres de grandeur, nous présentons dans le tableau 3 la répartition en francs courants des stocks de l'économie française

TABLEAU 3

*Les stocks au 31 décembre 1985 d'après la statistique des bénéficiaires industriels et commerciaux (milliards de francs).*³

	Industrie (hors agro- alimentaire)	Commerce	Autres secteurs	Ensemble
Stocks producteurs.	391	27	257	675
Stocks utilisateurs	140	15	43	198
Stocks de marchandises.	40	237	72	349
TOTAL.	571	279	372	1 222

à la fin de l'année 1985. Le total des stocks (1 222 milliards de francs) représente environ le quart du PIB. Une petite moitié (571 milliards) est détenue par les entreprises industrielles, tandis que les commerces en comptabilisent un peu moins du quart (279 milliards).

L'INSEE interroge chaque trimestre depuis 1978, un échantillon représentatif d'entreprises de l'industrie et du commerce. Ces entreprises indiquent la valeur de leurs différents achats et de leurs ventes au cours du trimestre, ainsi que la valeur de leurs différents stocks bruts au début et à la fin du même trimestre. Dans l'industrie, à la fin de 1985, à peu près 1 200 entreprises répondaient à l'enquête, leurs stocks représentaient environ la moitié des stocks de l'industrie. Dans le secteur commercial, à la même époque, étaient interrogées un peu moins d'un millier d'entreprises dont les stocks représentaient environ 15 % des stocks détenus dans le commerce (pour une information plus complète, on se reportera à TAMISIER [1987]).⁴

Nous voulons étudier le rôle d'intermédiaire des stocks dans la transmission de chocs aléatoires : les entrées en stocks fluctuent-elles moins que les

3. Les données de ce tableau nous ont été aimablement communiquées par M. P. Poncet.

4. L'échantillon a été complété en 1986, environ 1 500 entreprises de l'industrie et plus de 1 000 dans le commerce sont interrogées chaque trimestre.

sorties? Nous devons donc utiliser les résultats de l'enquête pour constituer une approximation du volume des entrées et des sorties de stocks. A cette fin, nous avons exploité les réponses concernant les achats et les niveaux des stocks en début et fin de trimestre. Il est en effet possible, moyennant quelques hypothèses sur le prix d'achat et le mode de comptabilisation des stocks (cf. annexe 2) de calculer une approximation de ces grandeurs. Ce traitement n'est pas transposable à la situation où l'information dont on dispose ne porte que sur les sorties car la valeur des ventes incorpore la marge de l'entreprise et est très difficile à rapprocher des stocks en amont qui sont normalement évalués au coût historique. Cette difficulté nous conduit à restreindre le champ de notre analyse relativement au champ de l'enquête : nous laissons de côté l'étude des stocks producteurs (produits intermédiaires, produits ou travaux en cours et produits finis) dans l'industrie, faute d'informations qui nous permettraient d'en déterminer le volume. Nous nous limitons à l'étude des stocks utilisateurs (matières premières, matières ou fournitures consommables) de l'industrie et des stocks de marchandises du commerce.

Par ailleurs, il serait utile de disposer d'indications précises sur le mode de valorisation des stocks utilisé par les entreprises. Les résultats de la pré-enquête de 1978, effectuée avant le lancement de l'enquête quantitative régulière, sont malheureusement trop partiels pour être exploitables (cf. « Pratique comptable et suivi des stocks dans les entreprises », Mars 1980, INSEE. Département « Entreprises »). Les entreprises industrielles indiquent chaque trimestre si elles valorisent leurs stocks aux coûts standards ou selon une autre méthode. On ne sait pas comment sont déterminés les coûts standards. Les autres méthodes sont mieux définies : il s'agit soit, pour la grande majorité, du coût moyen pondéré (les unités entrantes sont évaluées au coût d'achat, les sorties à la valeur moyenne des unités en stocks à la date de la sortie), soit de FIFO (« first in, first out » : les unités entrantes sont évaluées au coût d'achat, les sorties à la valeur d'entrée des unités les plus anciennes du stock). On n'a donc conservé, pour la présente étude, que les entreprises qui disent ne pas évaluer leurs stocks au coût standard. C'est le cas d'environ la moitié des entreprises industrielles et de l'ensemble des entreprises commerciales.

Enfin, nous devons disposer de séries homogènes suffisamment longues pour pouvoir les corriger des variations saisonnières, et appliquer les techniques de la section 2. Aussi nous ne considérons que les entreprises qui ont renseigné les variables d'achat et de stocks pendant 32 trimestres consécutifs au moins, après avoir écarté certaines observations aberrantes dans les deux premières années de l'enquête. Nous avons procédé à des contrôles de vraisemblance des données, notamment en regardant de près l'année 1984, année de changement de plan comptable, et en vérifiant l'inégalité :

Stocks début de trimestre + Achats du trimestre \geq Stocks fin de trimestre.

En définitive, l'étude porte sur 320 entreprises de l'industrie (représentant 10 % des stocks de matières premières et consommables du secteur fin 1985)

et 355 entreprises commerciales (7,4 % des stocks de marchandises du commerce fin 1985).⁵

4.2. Le traitement statistique

Le problème essentiel pour utiliser les résultats de l'enquête est celui du passage des réponses en valeur à des évaluations (approximativement) à prix constants.

Il faut d'abord déflater les achats. Faute d'informations plus fiables, et compte tenu des incertitudes qui pèsent sur le reste du traitement, nous avons retenu l'indice de prix des consommations intermédiaires de l'industrie de la comptabilité nationale trimestrielle pour les achats de l'industrie et du commerce de gros interindustriel, et l'indice des prix de détail pour les achats des autres commerces. Nous avons reconstitué des stocks en volume, en supposant que la méthode de comptabilisation des entreprises est le coût moyen pondéré. Le détail de la méthode de construction de ces volumes est présenté en annexe 2.

4.3. Les résultats

A l'issue du traitement statistique décrit en annexe 2, on dispose pour chaque entreprise de séries brutes d'entrées en stocks A_t , de sorties de stocks B_t et de niveaux de stocks S_t aux prix de 1980.

Ceci nous permet d'une part de déterminer la vitesse de rotation des stocks (cf. annexe 3), d'autre part de calculer les indicateurs statistiques décrits précédemment en 2. Notons que les vitesses de rotations sont élevées (la médiane du nombre de jours d'achats en stocks pour l'ensemble de notre échantillon est de 42), ce qui valide *a posteriori* les hypothèses qui ont été faites pour permettre la construction des données en volume. On peut alors procéder aux calculs décrits dans la section 2. Pour cela, on désaisonnalise au préalable les séries A et B, ce qui fournit de manière implicite des variations de stocks désaisonnalisées par la relation :

$$A_t = \Delta S_t + B_t.$$

5. Nous n'avons pas su apporter une solution entièrement satisfaisante au problème suivant : dans l'industrie, on demande aux entreprises le montant de leurs achats de matières premières (et non de matières et fournitures consommables) et, séparément, leurs stocks de matières premières d'une part, de matières et fournitures consommables d'autre part. Nous avons essayé de rapprocher les achats des stocks de matières premières mais il est apparu que la distinction faite par les entreprises entre les deux catégories de stocks n'est quelquefois ni fiable, ni stable dans le temps. Nous avons donc pris le parti d'associer les achats de matières premières à l'ensemble des stocks utilisateurs (matières premières et matières et fournitures consommables) pour les quelques entreprises de l'industrie (10 % de l'échantillon à peu près) qui posaient problème. Ce problème ne se pose pas pour le commerce.

En niveau, la variation de stocks est bien sûr une fraction négligeable des achats (on vient de voir que le niveau des stocks était de l'ordre de la moitié des achats du trimestre...).

Pour étudier les fluctuations, on écrit la relation ci-dessus en taux de croissance :

$$\frac{A_t - A_{t-1}}{A_{t-1}} = \frac{\Delta S_t - \Delta S_{t-1}}{A_{t-1}} + \frac{B_t - B_{t-1}}{A_{t-1}}$$

soit, avec les notations de 2 :

$$x_t = s_t + y_t.$$

Pour mettre en œuvre la méthode statistique présentée dans la section 2, il faut s'assurer que le triplet (x_t, s_t, y_t) est un processus stationnaire du second ordre. Comme pour les données macroéconomiques, nous cherchons

TABLEAU 4

Résultats sur Données microéconomiques

Ligne supérieure : quantile à 10 %; Ligne centrale : médiane; Ligne inférieure : quantile à 90 %.

(Les quantiles sont ceux de la distribution des paramètres par entreprises, chaque entreprise étant pondérée par la moyenne de ses achats aux prix de 1980).

	$\frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2}$	$\rho_{xy} \frac{\sigma_y}{\sigma_x}$	$\frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2} - \rho_{xy} \frac{\sigma_y}{\sigma_x}$
Biens intermédiaires	0,32 1,03 1,55	0,37 0,79 1,11	-0,03 0,14 1,03
Biens d'équipement	0,86 1,03 1,32	0,42 0,98 0,98	-0,00 0,05 0,60
Biens de consommation	0,31 0,98 1,56	0,15 0,65 1,01	-0,01 0,24 0,81
Commerces	0,49 0,78 1,54	0,38 0,76 1,01	-0,14 0,04 0,73
Ensemble ⁶	0,49 0,89 1,55	0,36 0,78 1,01	-0,08 0,05 0,75

6. Comprend outre les quatre secteurs précédents, quelques entreprises des secteurs agro-alimentaires, énergie et bâtiment génie civil.

à nous prémunir contre le fait que les séries pourraient être intégrées d'ordre 1. Nous avons procédé à deux types de test suivant DICKEY-FULLER [1979] et SCHMIDT-PHILLIPS [1989]. Les résultats sont présentés en annexe 4. L'hypothèse de stationnarité des séries x_t et y_t n'est pas refusée.

On peut calculer pour chaque entreprise, les statistiques σ_y^2/σ_x^2 , $\rho_{xy} \sigma_y/\sigma_x$ et $\sigma_y^2/\sigma_x^2 - \rho_{xy} \sigma_y/\sigma_x$. Le tableau 4 résume les principaux traits de la distribution de ces statistiques pour l'échantillon étudié. Il est à rapprocher du tableau 2 qui fournissait les mêmes grandeurs à partir de la comptabilité nationale.

Examinons tout d'abord la colonne centrale, qui donne la contribution des stocks aux fluctuations des achats par la formule :

$$\rho_{xs} \frac{\sigma_s}{\sigma_x} = 1 - \rho_{xy} \frac{\sigma_y}{\sigma_x}.$$

La valeur médiane de $\rho_{xy} \sigma_y/\sigma_x$, 0,78, est beaucoup plus élevée que dans le tableau 2, 0,37. La contribution au mouvement des achats est d'autant plus faible : 22 % au lieu de 63 %. Ce ratio varie selon les secteurs : la médiane dans le secteur des biens d'équipement est de 2 %, elle est de 21 % pour les entreprises produisant des biens intermédiaires, de 35 % pour celles qui fabriquent des biens de consommation. Mais la dispersion observée au niveau individuel semble insuffisante pour réconcilier observations microéconomiques et macroéconomiques.

Passons à la première colonne qui donne le rapport σ_y^2/σ_x^2 de la variance des sorties de stocks à celle des entrées en stocks. Dans les secteurs industriels, la médiane de ce rapport est très proche de 1, indiquant un rôle neutre des stocks dans la transmission des chocs de l'aval à l'amont (ou de l'amont à l'aval) du système productif. Pour le commerce, la médiane est sensiblement inférieure à 1, égale à 0,78. ⁷ Les achats du commerce sont donc plus fluctuants que leurs ventes : on retrouve ici peut-être une trace de l'accélérateur. Là encore, le contraste est frappant avec les résultats macroéconomiques du tableau 2, où le ratio, pour la France, était de 1,10, montrant une variance du taux de croissance du PIB plus faible que celle des emplois finals.

Enfin, la dernière colonne $\sigma_y^2/\sigma_x^2 - \rho_{xy} \sigma_y/\sigma_x$, donne une information sur le signe de la corrélation entre la variation de stocks et les sorties des stocks : cette grandeur est positive si ρ_{sy} est négatif. On vérifie que dans la quasi totalité des entreprises, les variations de stocks sont corrélées négativement avec les sorties de stocks. ⁸

En définitive, l'étude microéconomique renvoie une image sensiblement différente de celle que fournit la comptabilité nationale. Les variations de

7. Sur données mensuelles, en écart à la tendance, BLINDER (1981, tableau 3, p. 481) trouve un ratio de l'ordre de grandeur de cette médiane sur l'ensemble du commerce de détail aux États-Unis.

8. BLINDER, *op. cit.*, toujours en écart à la tendance, trouve une corrélation positive.

stocks ont une faible corrélation négative avec les sorties de stocks. Elles contribuent positivement aux fluctuations des achats. Au total, leur effet est neutre dans l'industrie, la variance des consommations intermédiaires étant sensiblement égale à celle des achats. Il est légèrement déstabilisateur dans le commerce, où les achats ont une fluctuation plus ample que les ventes.

Conclusion

Au début des années 80, la profession des économistes a découvert un « fait stylisé » : « la production fluctue plus que les ventes », « le PIB fluctue plus que les emplois hors stocks ».

L'étude de WEST [1986], qui repose sur des données annuelles sectorielles au niveau à deux chiffres de la nomenclature pour les États-Unis, est une des références les plus citées sur le sujet.

Notre travail, tout comme un article récent de KRANE et BRAUN [1991], met quelque peu en doute la robustesse de ce fait stylisé.

Sur données macroéconomiques, le résultat dépend de la périodicité : il ne tient pas pour de nombreux pays en trimestriel. Il est également sensible à la façon dont est prise en compte la tendance.

A un niveau désagrégé, KRANE et BRAUN [1991], utilisant des données en quantités physiques pour quelques secteurs des États-Unis, au niveau à trois ou quatre chiffres de la nomenclature, trouvent que la production est plus lisse que les livraisons dans les deux tiers des secteurs qu'ils étudient.

Travaillant au niveau de l'entreprise sur données françaises, nous n'observons pas de différences significatives entre la variabilité des consommations intermédiaires et des achats dans l'industrie. Mais les achats des commerces connaissent des fluctuations plus fortes que les ventes.

Comment réconcilier toutes ces observations ?

Plusieurs explications peuvent être avancées. KRANE et BRAUN [1991] mettent en avant les erreurs de mesure qui grèvent les données comptables, et notamment les problèmes de valorisation. On peut aussi évoquer l'agrégation qui peut masquer des comportements différents selon les secteurs et la nature des stocks, et peut également contribuer au phénomène par des effets de structure. Enfin le traitement de la saisonnalité a sans doute sa part de responsabilité. L'importance relative de ces hypothèses devrait faire l'objet de travaux ultérieurs. Il reste que l'on n'a pas pour l'heure retrouvé au niveau microéconomique la trace du rôle prééminent des variations de stocks dans les fluctuations macroéconomiques.

Test de stationnarité des séries macroéconomiques

Le test effectué est un test basé sur la statistique de Student du coefficient ρ de la régression suivante :

$$y_t = a + \rho S y_{t-1} + \sum_{i=1}^4 b_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

où $S y_{t-1} = \sum_{\tau=1}^{t-1} y_{\tau}$, statistique qui sous l'hypothèse nulle suit une loi tabulée par DICKEY-FULLER. Pour l'hypothèse nulle « $S y_t$ est au plus intégré d'ordre 1 » le quantile à 10 % est de $-0,41$.

	Dépenses des administrations*	Consom- mation	Excédent commercial	FBCF	PIB
Allemagne	-1,64	-1,35	-3,36	-2,50	-1,93
France	-0,76	-2,85	-2,02	-1,96	-2,82
Grande-Bretagne	-1,48	-0,86	-1,08	-1,80	-1,88
Italie	-3,50	-2,47	-1,93	-3,14	-2,49
Japon	-0,48	-2,64	-1,81	-2,84	-4,09
États-Unis	-2,52	-2,98	-3,09	-3,91	-3,13
CEE	-0,95	-1,91	-2,07	-2,08	-1,74
OCDE	-2,43	-1,99	-1,83	-2,46	-2,28

* En biens et services.

Construction des stocks en volume pour les données individuelles

L'objet de cette annexe est de décrire la méthode de construction des stocks en volume en supposant que la méthode de comptabilisation des entreprises est le coût moyen pondéré.

Pour cela, nous allons définir à l'aide des identités comptables et de quelques hypothèses simples, une relation de récurrence que doit vérifier l'indice du coût moyen pondéré des stocks.

Soient A_t , B_t , S_t respectivement les achats et les sorties de stocks en cours du trimestre t et le niveau des stocks à la fin du même trimestre, évalués aux prix constants de 1980. On a par définition l'identité :

$$S_t + B_t = S_{t-1} + A_t.$$

Soient p_t l'indice des prix courants de la période t , π_{t-1} l'indice du coût moyen pondéré des stocks à la fin du trimestre t , et q_t l'indice des prix des sorties de stock au cours du trimestre. On a, de même, l'identité comptable :

$$\pi_t S_t + q_t B_t = \pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t.$$

L'enquête nous fournit les valeurs $p_t A_t$ et $\pi_t S_t$, on en déduit donc $q_t B_t$ (sous réserve de la condition de positivité $\pi_t S_t \leq \pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t$, déjà mentionnée au paragraphe 4.1).

Pour décrire l'évolution du coût moyen pondéré des stocks, nous postulons la formule de récurrence suivante :

$$(5) \quad \pi_t = (1 - \beta_t) \frac{\pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t}{S_{t-1} + A_t} + \beta_t \frac{(p_t + p_{t+1})}{2}$$

où

$$\beta_t = \frac{\pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t - \pi_t S_t}{\pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t} = \frac{q_t B_t}{\pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t}.$$

π_t est la somme pondérée de deux termes. Le premier

$$(\pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t) / (S_{t-1} + A_t)$$

est le coût moyen de l'agrégat (stock début + achats de la période courante). Si l'on faisait l'hypothèse que les sorties de stocks de la période B_t étaient valorisées au même coût que le stock terminal, on aurait $\pi_t = q_t = (\pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t) / (S_{t-1} + A_t)$. Le second terme a été introduit pour prendre en compte, même très imparfaitement, l'idée que les sorties des stocks, s'effectuant tout au long de la période, ne doivent pas être valorisées

au même prix que le coût moyen du stock terminal. $(p_t + p_{t+1})/2$ est une estimation du prix d'achat en fin de période. Le coefficient de pondération β , compris entre 0 et 1, est proche de 0 quand les stocks sont grands devant les achats, et proche de 1 quand les stocks tournent très vite. A travers cette formulation, on prend donc en compte l'interaction entre inflation et vitesse de rotation des stocks dans la détermination du coût moyen pondéré.⁹

Il reste à initialiser la récurrence (5). Pour simplifier, on prend comme valeur initiale du coût moyen pondéré celui qui correspondrait à une comptabilisation FIFO (prix de sortie égal au prix d'entrée de l'unité la plus ancienne du stock). Dans le cas FIFO la valeur du stock est celle des quantités achetées le plus récemment. On note $\tau(t)$ la partie entière du nombre de trimestres d'achats en stocks au début de la période t définie par :

$$\sum_{i=1}^{\tau(t)} p_{t-i} A_{t-i} \leq \pi_t S_t < \sum_{i=1}^{\tau(t)+1} p_{t-i} A_{t-i}$$

et on a :

$$\tilde{\pi}_t = \frac{\sum_{i=1}^{\tau(t)} p_{t-i} A_{t-i} + \gamma P_{t-\tau(t)-1} A_{t-\tau(t)-1}}{\sum_{i=1}^{\tau(t)} A_{t-i} + \gamma A_{t-\tau(t)-1}},$$

avec

$$0 \leq \gamma = \frac{\pi_t S_t - \sum_{i=1}^{\tau(t)} p_{t-i} A_{t-i}}{P_{t-\tau(t)-1} A_{t-\tau(t)-1}} < 1.$$

(γ est la fraction des achats de la période $t - \tau(t) - 1$ qui sont encore en stocks à la date t).

Par rapport à la comptabilisation au coût moyen pondéré, la comptabilisation FIFO donne un poids plus fort aux prix des périodes récentes. En période d'inflation, $\tilde{\pi}_t$ sera donc supérieur à π_t , et en conséquence la mesure du volume du stock initial \tilde{S} biaisée vers le bas. Dans la pratique, ce biais se réduit au cours du temps par le jeu de la formule de récurrence. Soit en effet π_t la valeur de la suite de prix obtenue à partir de la condition initiale π_0 , π_t^* celle qui dérive de la condition initiale $\tilde{\pi}_0$. Il est facile de

9. On a également envisagé des modèles explicitant les flux d'achats et de sorties au cours de la période. Les formules de récurrence sont alors fortement non linéaires, et, compte tenu du manque d'information sur les prix, il ne nous a pas semblé utile d'introduire des complications additionnelles.

calculer :

$$\pi_t^* - \pi_t = (1 - \beta_t)(\pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t) \frac{S_{t-1} - S_{t-1}^*}{(S_{t-1} + A_{t-1})(S_{t-1}^* + A_t)}$$

et après quelques manipulations, en tenant compte de ce que les valeurs courantes sont égales le long des deux sentiers ($\pi_t S_t = \pi_t^* S_t^*$ pour tout t), on obtient :

$$\frac{\pi_t^* - \pi_t}{\pi_t} = \frac{(1 - \beta_t)(\pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t)}{(1 - \beta_t)(\pi_{t-1} S_{t-1} + p_t A_t) + \beta_t \frac{p_t + p_{t+1}}{2} (S_{t-1} + A_t)} \times \frac{S_{t-1}^*}{S_{t-1}^* + A_t} \frac{\pi_{t-1}^* - \pi_{t-1}}{\pi_{t-1}}$$

Si $A_t = B_t = 0$, la formule se réduit à $\frac{\pi_t^* - \pi_t}{\pi_t} = \frac{\pi_{t-1}^* - \pi_{t-1}}{\pi_{t-1}}$ et les deux trajec-

toires sont parallèles. Si cette condition n'est pas vérifiée, les trajectoires se rapprochent d'autant plus vite que β_t est élevée (les sorties de stocks sont une part importante du total stock initial+achats) et que les achats du trimestre sont grands par rapport au stock initial ($S_{t-1}^*/(S_{t-1}^* + A_t)$ est petit). En pratique, pour les entreprises étudiées, A_t et B_t représentent une fraction substantielle des stocks.

La vitesse de rotation des stocks

A chaque date, on a calculé le nombre de jours d'achats en stocks. Il résulte de la formule suivante. Soit $\rho(t)$ le nombre de trimestres d'achats en stocks, c'est-à-dire le réel positif tel que :

$$S_t = \sum_{n=0}^{E\rho} A_{t-n} + [\rho(t) - E\rho] A_{t-E\rho}$$

où $E\rho$ désigne la partie entière de $\rho(t)$. Alors, par définition, $90\rho(t)$ est le nombre de jours d'achats en stocks à la date t . On dispose ainsi, entreprise par entreprise, d'une série temporelle décrivant ce nombre de jours d'achats que l'on a désaisonnalisée.

Le tableau 4 donne quelques ordres de grandeur de cette mesure. La valeur médiane sur l'ensemble de la période étudiée et pour la totalité des entreprises est de 42 jours, un peu moins d'un demi-trimestre. La vitesse de rotation est inférieure à la médiane dans le secteur des biens de consommation, proche de celle-ci pour les commerces, sensiblement supérieure dans les secteurs des biens intermédiaires et surtout des biens d'équipement. Le nombre de jours d'achats en stocks varie sensiblement d'une entreprise à l'autre et/ou d'une période à l'autre, puisqu'il s'étale de pratiquement zéro à plus d'un trimestre.

Ces vitesses rapides de rotation des stocks valident *a posteriori* l'approximation dans le calcul de la condition initiale faite en annexe 2 (on a d'ailleurs vérifié la robustesse des résultats au choix de cette condition totale, en faisant d'autres hypothèses...).

TABLEAU 5

La vitesse de rotation des stocks.

Ligne supérieure : quantile à 10 %; Ligne centrale : médiane; Ligne inférieure : quantile à 90 %.

(Les quantiles se rapportent à la distribution du nombre de jours d'achat en stocks, calculé pour chaque trimestre et pour chaque entreprise, corrigé des variations saisonnières, chaque observation étant pondérée par le volume des achats aux prix de 1980 du trimestre correspondant).

	Nombre de jours d'achat en stocks
	9
Biens intermédiaires	35
	94
	3
Biens d'équipement	20
	92
	21
Biens de consommation	60
	117
	23
Commerce	47
	108
	15
Ensemble ¹⁰	42
	95

10. Comprend outre les quatre secteurs précédents, quelques entreprises des secteurs agro-alimentaires, énergie et bâtiment génie civil.

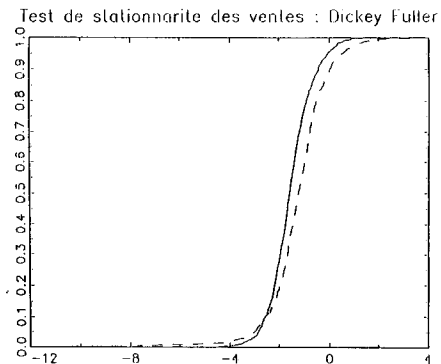
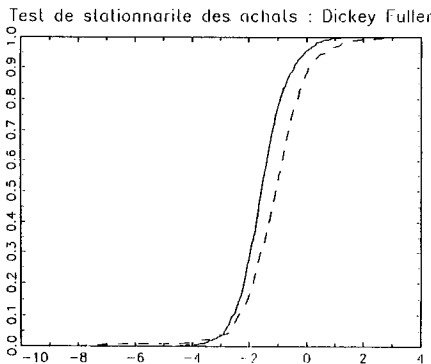
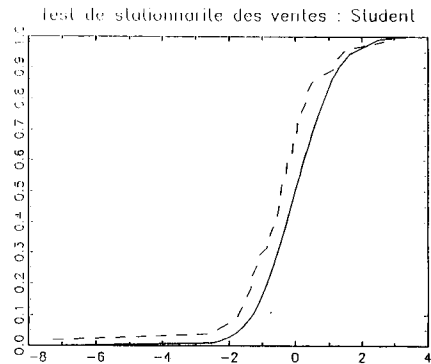
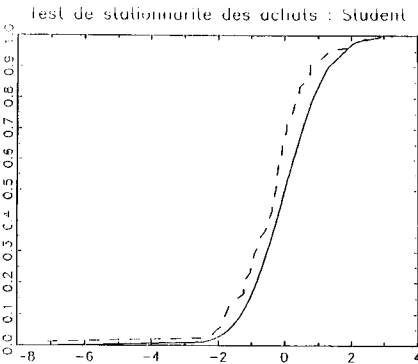
Tests de stationnarité des séries microéconomiques

Notre échantillon comprend 669 entreprises, 669 triplets (x_t, s_t, y_t) . Notre hypothèse nulle est que toutes ces séries sont stationnaires. Si elles sont tirées indépendamment, la fonction de répartition empirique, sur les 669 entreprises, de la statistique de test doit être voisine de la fonction de répartition théorique (cela n'aurait guère de sens de faire un test entreprise par entreprise, car sous l'hypothèse nulle, nous écarterions un nombre d'entreprises proportionnel au seuil de confiance retenu pour le test).

Nous avons procédé à deux types de test, suivant DICKEY-FULLER [1979] et SCHMIDT-PHILLIPS [1989]. Nous décrivons ici plus précisément la procédure suivie pour mettre en œuvre le test de DICKEY-FULLER. Si z_t est la série dont on souhaite tester la stationnarité, on procède à la régression simple :

$$z_t = a + bS z_{t-1} + \sum_{i=1}^4 c_i z_{t-i} + \varepsilon_t$$

où $S z_{t-1} = \sum_{\tau=1}^{t-1} z_{\tau}$, et on calcule la statistique de Student associée au coefficient b . La distribution asymptotique de cette statistique est effectivement une distribution de Student lorsque la moyenne de la série z_t est non



nulle (Sz_t a alors une tendance déterministe), mais c'est une distribution non standard, tabulée par DICKEY-FULLER si la moyenne de z_t est nulle. Nous avons donc séparé la population en deux groupes selon que la constante est, ou non, significativement différente de zéro, dans la régression auxiliaire de z_t sur une constante (notons que cette procédure conduit forcément à des erreurs de classement : des séries de moyenne nulle, en nombre proportionnel au seuil choisi pour le test sont considérées avoir une tendance déterministe, et réciproquement selon le risque de deuxième espèce). Les quatre graphiques ci-contre représentent pour chaque sous-population et chaque variable les fonctions de répartition empirique (en pointillé) et théorique de la statistique. On remarque que la queue des distributions empiriques de DICKEY-FULLER, à droite, est significativement trop importante : ainsi la valeur théorique du quantile à 95 % correspond à des valeurs des quantiles des distributions empiriques de 88 % pour les ventes et 87 % pour les achats. Nous avons calculé par ailleurs la statistique proposée par SCHMIDT-PHILLIPS [1989], dont la distribution théorique a l'avantage d'être identique que la série présente une tendance déterministe ou non. Sur l'ensemble des entreprises, la queue à droite de la distribution empirique est alors moins fournie que celle de la distribution théorique. Une étude détaillée, qu'il serait hors de propos de rapporter ici, conduit à imputer la différence entre les deux tests à l'existence d'observations heurtées, voire aberrantes, dans les séries microéconomiques qui sont beaucoup plus irrégulières que les séries de la comptabilité nationale. En définitive, il apparaît justifié de considérer que les séries microéconomiques sont bien stationnaires.

● Références bibliographiques

- BLINDER, A. S. (1981). — « Retail Inventory Behaviour and Business Fluctuations », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 443-520.
- DICKEY, D. A. et FULLER W. A. (1989). — « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- INSEE (1980). — « Pratiques comptables et suivi des stocks dans les entreprises (résultats de l'enquête « Méthodes de comptabilisation des stocks ») », Département « Entreprises » (mars).
- KRANE, S. D. et BRAUN, S. N. (1991). — « Production Smoothing Evidence from Physical-Product Data », *Journal of Political Economy*, 99, (3), pp. 558-581.
- LAROQUE, G. (1992). — « Recent Theories of the Business Cycle: The Role of Speculative Inventories », in J. BENHABIB éd., *Cycles and Chaos in Economic Equilibrium*, Princeton University Press.
- MIRON, J. A. et ZELDES S. P. (1989). — « Production, sales, and the change in inventories: an identity that doesn't add up », *Journal of Monetary Economics*, 24, pp. 31-51.
- SCHMIDT, P. et PHILLIPS P. C. B. (1989). — « Testing for a unit root in the presence of deterministic trend », Cowles Foundation Discussion Paper, n° 933, Yale University.

- TAMISIER, M. H. (1987). – « Une aide au diagnostic conjoncturel : les indices de stocks en valeur », *Courrier des Statistiques*, n° 42, avril 1987, pp. 15-18.
- WEST, K. D. (1986). – « A Variance Bounds Test of the Linear Quadratic Inventory Model », *Journal of Political Economy*, 94, (2), pp. 374-401.
- WEST, K. D. (1990). – « Evidence from Seven Countries on Whether Inventories Smooth Aggregate Output », *Engineering Costs and Production Economics*, 19, pp. 85-90.
- WEST, K. D. (1991). – « A Comparison of the Behavior of Japanese and U.S. Inventories », N.B.E.R. Working Paper, n° 3762.
- WILKINSON, M. (1989). – « Aggregate Inventory Behavior in Large European Economies », *European Economic Review*, 33, pp. 181-194.