

**Assessing the Consistency of Prices Changes at the Firm Level
in Two Widely Different Data Sources:
The French Producer Price Surveys and the French Business Surveys**

by

Rozenn Desplatz (Université de Paris 1 and INSEE-CREST)

and

Jacques Mairesse (INSEE-CREST and NBER)

ABSTRACT

In the paper, we try to take advantage of the only two sources of information on price changes that are available at the firm level in France. We mobilize on the one hand the detailed price information for selected “elementary products” within “basic products” (product families) and firms, which is collected monthly by INSEE for the estimation of industry producer price indices. We consider on the other hand the firm level price information directly available from the firm answers to the quarterly business surveys which are also performed by INSEE for the needs of business short term forecasts. Our basic motivation is to assess the variability and consistency of the price changes as measured at the individual firm level in these two sources.

We find that the dispersion of quarterly price changes across firms is extremely large for both types of measures. We also find that the correlation between these two types of measures is positive and significant, although they are widely different and involve friction and measurement error.

GENERAL OUTLINE

1 INTRODUCTION

2 COMPARING THE AVERAGE EVOLUTION OF PRICE CHANGES IN THE BUSINESS SURVEY AND THE PRODUCER PRICE SURVEY

2.1 Constructing a matched samples of firms answering to both survey

Box 1 : The Business Survey

Box 2 : The Producer Price Survey

Table 1 :Number of firms in the Business Survey and the Producer Price Survey quarterly samples, before and after cleaning, and before and after matching

Graph 1 : Median of the firm level coverage ratio of the Producer Price Survey relative to the Business Survey (i.e., share of turnover for the products covered by the former relatively to the overall firm turnover as reported in the latter)

2.2 The average firm price quarterly changes are small in the two surveys but apparently only very loosely related

Graphs 2 : Non weighted average of firm price quarterly change

- a)- Samples of all firms (matched and unmatched)
- b)- Samples of unmatched firms
- c)- Samples of matched firms
- d)- Samples of tightly matched firms
- e)- Samples of loosely matched firms

Graphs 3 : Chained index of the weighted average of firm price quarterly change

- a)- Samples of all firms (matched and unmatched)
- b)- Samples of unmatched firms
- c)- Samples of matched firms
- d)- Samples of tightly matched firms
- e)- Samples of loosely matched firms

3 LOOKING AT THE DISTRIBUTION OF QUARTERLY PRICE CHANGES AT THE FIRM LEVEL

Graphs 4 : Histograms of the firm price quarterly changes in the Business Survey and the Producer Price Survey

a)- Histogram for the price changes in the Business Survey, for all matched firms, 4104 observations

b)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, for all matched firms, 4104 observations

c)- Histogram for the price changes in the Business Survey, for the one-industry reporting firms only, 3245 observations

Table 2 :Distribution of firm level price quarterly changes, as reported in the Business Survey, in seven classes of rounding up approximations (changes reported as null, and positive and negative changes reported with one percent, half percent and below half percent precision)

4 ASSESSING THE CONSISTENCY OF THE QUARTERLY PRICE CHANGES AT THE FIRM LEVEL IN THE BUSINESS SURVEY AND THE PRODUCER PRICE SURVEY

A first qualitative look

Graphs 5 : Histograms of the firm price quarterly changes in the Business Survey conditional on negative, null and positive corresponding price changes in the Producer Price Survey

a)- Histogram for the price changes in the Business Survey, for all matched firms, 4104 observations

b)- Histogram for the price changes in the Business Survey, conditional on negative price changes in the Producer Price Survey, 1219 observations

c)- Histogram for the price changes in the Business Survey, conditional on null price changes in the Producer Price Survey, 1368 observations

d)- Histogram for the price changes in the Business Survey, conditional on positive price changes in the Producer Price Survey, 1517 observations

Tables 3 : a) Distribution of the negative, null and positive firm level price quarterly changes in the Business Survey conditional on the corresponding price changes in the Producer Price Survey

b) Distribution of the negative, null and positive firm level price quarterly changes in the Producer Price Survey conditional on the corresponding price changes in the Business Survey

Graphs 6 : Histograms of the firm price quarterly changes in the Producer Price Survey conditional on negative, null and positive corresponding price changes in the Business Survey

- a)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, for all matched firms, 4104 observations
- b)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, conditional on negative price changes in the Business Survey, 710 observations
- c)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, conditional on null price changes in the Business Survey, 2483 observations
- d)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, conditional on positive price changes in the Business Survey, 911 observations

4.2 Correlations and regressions

Graph 7 : Graph of the firm price quarterly changes in the Producer Price Survey in relation to the corresponding price changes in the Producer Price Survey

Tables 4 : a) Correlations between the firm level quarterly price changes in the Business Survey and the Producer Price Survey, computed in several different ways

b) Simple regressions with the firm level quarterly price changes in the Producer Price Survey as dependent variable and the corresponding price changes in the Business Survey as independent variable, and vice-versa

An attempt to model

Box 3 : The Business Survey

Table 5 : Estimation of a two sided Tobit model (or model of friction) to account for the firm level price quarterly changes in the Business Survey on the basis of the corresponding price changes in the Producer Price Survey

5 CONCLUSION

Table 1 : Number of firms in the Business Survey and the Producer Price Survey quarterly samples, before and after cleaning, and before and after matching

SAMPLES	94T1	94T2	94T3	94T4	95T1	95T2	95T3	95T4	96T1	96T2	96T3	96T4
CONJ. Sample overall	2358	2798	2788	2657	2598	2554	2977	4352	4190	4423	4683	4303
CONJ. Sample cleaned	1685	1986	1969	1971	1948	1860	2248	2126	1940	2024	2228	2055
PPI Sample overall	1772	1813	1963	2006	2112	2139	2220	2257	2185	2310	2359	2368
PPI Sample cleaned	1586	1723	1762	1832	1898	1978	2045	1973	2047	2034	2106	2183
Matched Sample	264	312	319	342	340	341	390	353	334	331	391	387
Tightly Matched Subsample	149	194	200	213	207	196	221	209	187	177	213	203
Loosely Matched Subsample	99	107	110	116	125	134	153	134	138	140	165	173

Table 2 : Distribution of firm level price quarterly changes, as reported in the Business Survey, in seven classes of rounding up approximations (changes reported as null, and positive and negative changes reported with one percent, half percent and below half percent precision)

REPORTEDCHANGES		ALL FIRMS (including multi-industry reporting firms) in the 12 quarterly matched samples			SUBSET OF ALL FIRMS (restricted to the one-industry reporting firms) in the 12 quarterly matched samples		
SIGN	PRECISION	NUMBER	PERCENTAGE		NUMBER	PERCENTAGE	
CHANGES < 0	ONE PERCENT	514	71%	13%	494	85%	15%
	HALF-PERCENT	56	8%	1%	50	9%	2%
	BELOW	149	21%	4%	34	6%	1%
	Sub-total	719	100%	18%	578	100%	18%
CHANGES = 0		2472	100%	60%	1967	100%	61%
CHANGES > 0	ONE PERCENT	635	70%	15%	590	84%	18%
	HALF-PERCENT	86	9%	2%	74	11%	2%
	BELOW	192	21%	5%	36	5%	1%
	Sub-total	913	100%	22%	700	100%	22%
	TOTAL	4104	100%		3245	100%	

Table 3a : Distribution of the positive, null and negative firm level price quarterly changes in the Business Survey conditional on the corresponding price changes in the Producer Price Survey

		NUMBER	PERCENTAGES	
CHANGES PVI<0	CHANGES CONJ<0	393	32.2%	9.6%
	CHANGES CONJ=0	656	53.8%	16.0%
	CHANGES CONJ>0	170	14.0%	4.1%
	Sub-total	1219	100%	29.7%
CHANGES PVI=0	CHANGES CONJ<0	149	10.9%	3.6%
	CHANGES CONJ=0	1103	80.6%	26.9%
	CHANGES CONJ>0	116	8.5%	2.8%
	Sub-total	1368	100%	33.3%
CHANGES PVI>0	CHANGES CONJ<0	168	11.1%	4.1%
	CHANGES CONJ=0	724	47.7%	17.6%
	CHANGES CONJ>0	625	41.2%	15.2%
	Sub-total	1517	100%	36.9%
Total		4104	100%	

Table 3b : Distribution of the positive, null and negative firm level price quarterly changes in the Producer Price Survey conditional on the corresponding price changes in the Business Survey

		Number	Percentages	
CHANGES CONJ<0	CHANGES PVI<0	393	55.3%	9.6%
	CHANGES PVI=0	149	21.0%	3.6%
	CHANGES PVI>0	168	23.7%	4.1%
	Sub-total	710	100%	17.3%
CHANGES CONJ=0	CHANGES PVI<0	656	26.4%	16.0%
	CHANGES PVI=0	1103	44.4%	26.9%
	CHANGES PVI>0	724	29.2%	17.6%
	Sub-total	2483	100%	60.5%
CHANGES CONJ>0	CHANGES PVI<0	170	18.7%	4.1%
	CHANGES PVI=0	116	12.7%	2.8%
	CHANGES PVI>0	625	68.6%	15.2%
	Sub-total	911	100%	22.2%
Total		4104	100%	

Table 4a : Correlations between the firm level quarterly price changes in the Business Survey and the Producer Price Survey, computed in several different ways

	94T1	94T2	94T3	94T4	95T1	95T2	95T3	95T4	96T1	96T2	96T3	96T4	ENS.
	CORRELATIONS												
Continuous changes													
Price changes in percent as reported for all firms	0,39	0,39	0,42	0,51	0,35	0,44	0,47	0,44	0,30	0,41	0,20	0,15	0,41
Price changes in log-form for all firms	0,38	0,38	0,40	0,50	0,35	0,43	0,48	0,45	0,32	0,41	0,20	0,15	0,41
excluding the firms with zero price changes in the Business Survey	0,45	0,50	0,47	0,52	0,36	0,52	0,58	0,61	0,40	0,51	0,22	0,23	0,51
excluding also the firms with zero price changes in the Producer Price Survey	0,47	0,57	0,47	0,48	0,35	0,55	0,61	0,63	0,41	0,51	0,22	0,25	0,53
Discrete changes (i.e., negative, null, or positive)													
All firms	0,48	0,26	0,20	0,33	0,18	0,28	0,28	0,21	0,35	0,27	0,23	0,19	0,32
excluding the firms with zero price changes in one Survey and/or in the other	0,64	0,42	0,25	0,44	0,14	0,38	0,53	0,37	0,49	0,43	0,30	0,29	0,49

Table 4b : Simple regressions with the firm level quarterly price changes in the Producer Price Survey as dependent variable and the corresponding price changes in the Business Survey as independent variable, and vice-versa

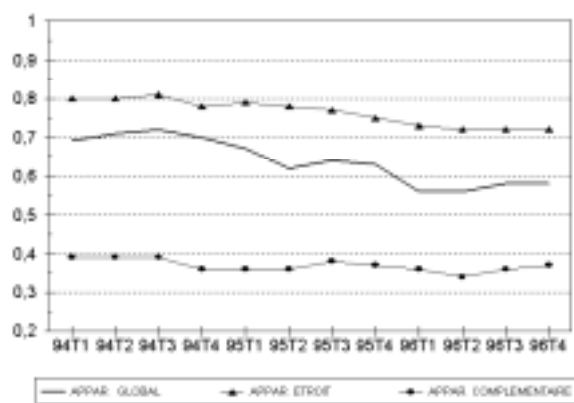
	94T1	94T2	94T3	94T4	95T1	95T2	95T3	95T4	96T1	96T2	96T3	96T4	ENS.
REGRESSIONS													
Price changes in the Producer Price Survey as dependent variable													
Constant	0,4%	0,2%	0,1%	0,8%	0,9%	0,2%	0,3%	-0,4%	0,2%	-0,3%	-0,1%	-0,3%	0,2%
	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,1%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,1%
Price changes in the Business Survey	0,44	0,47	0,56	0,65	0,48	0,48	0,56	0,75	0,49	0,59	0,28	0,23	0,55
	0,07	0,06	0,07	0,06	0,07	0,06	0,05	0,08	0,08	0,07	0,07	0,08	0,02
Price changes in the Business Survey as dependent variable													
Constant	0,3%	0,2%	0,5%	0,5%	1,4%	0,6%	0,1%	-0,3%	-0,4%	-0,6%	-0,5%	-0,5%	0,1%
	0,2%	0,1%	0,1%	0,1%	0,2%	0,2%	0,1%	0,1%	0,2%	0,1%	0,1%	0,1%	0,0%
Price changes in the Producer Price Survey	0,33	0,31	0,29	0,38	0,25	0,38	0,41	0,27	0,21	0,28	0,14	0,09	0,31
	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,01

Table 5 : Estimation of a two sided Tobit model (or model of friction) to account for the firm level price quarterly changes in the Business Survey on the basis of the corresponding price changes in the Producer Price Survey

Parameters	94T1	94T2	94T3	94T4	95T1	95T2	95T3	95T4	96T1	96T2	96T3	96T4
Constant β_0	0,6% 0,3%	0,1% 0,3%	1,0% 0,4%	1,3% 0,4%	2,7% 0,3%	1,6% 0,3%	0,7% 0,3%	-0,6% 0,3%	0,1% 0,3%	-1,9% 0,4%	-1,6% 0,3%	-2,1% 0,4%
Slope β_1	0,59 0,07	0,60 0,08	0,63 0,08	0,75 0,07	0,29 0,04	0,72 0,08	0,78 0,08	0,61 0,07	0,38 0,05	0,49 0,06	0,33 0,07	0,24 0,07
Threshold interval value α	2,2% 0,3%	3,8% 0,5%	5,5% 0,6%	5,1% 0,5%	2,0% 0,2%	4,8% 0,5%	5,2% 0,6%	5,5% 0,6%	3,1% 0,3%	5,5% 0,6%	4,7% 0,5%	4,6% 0,5%
Sigma σ	2,3% 0,2%	2,6% 0,3%	3,0% 0,3%	2,9% 0,2%	2,0% 0,1%	2,9% 0,2%	2,9% 0,3%	2,8% 0,3%	2,7% 0,2%	3,0% 0,3%	2,4% 0,2%	2,3% 0,2%
Lower Threshold* τ_1	-4,7%	-6,5%	-10,3%	-8,5%	-16,2%	-8,9%	-7,6%	-8,0%	-8,4%	-7,3%	-9,4%	-10,4%
Upper Threshold* τ_2	2,7%	6,2%	7,1%	5,1%	-2,4%	4,4%	5,8%	10,0%	7,9%	15,1%	19,1%	27,9%

$$\tau_1 = (-\alpha - \beta_0) / \beta_1 \text{ and } \tau_2 = (\alpha - \beta_0) / \beta_1$$

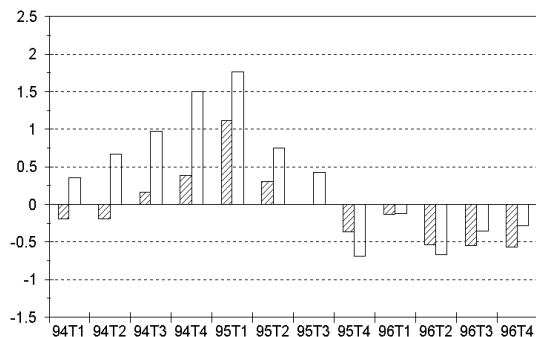
**Graph 1 : Median of the firm level coverage ratio
of the Producer Price Survey relative to the Business Survey
(i.e., share of turnover for the products covered by the former relatively
to the overall firm turnover as reported in the latter)**



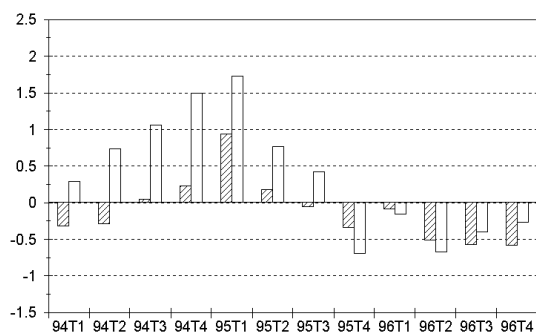
Graphs 2

Non weighted average of firm price quarterly change

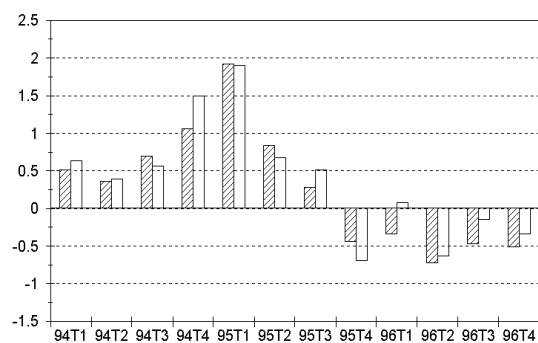
a)- Samples of all firms (matched and unmatched)



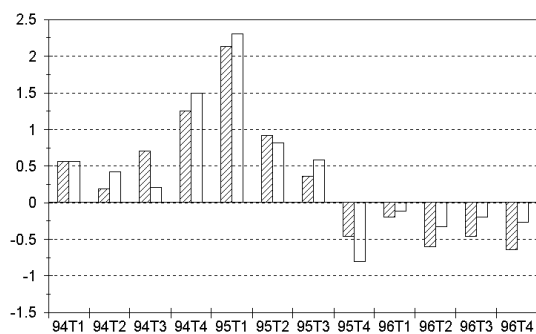
b)- Samples of unmatched firms



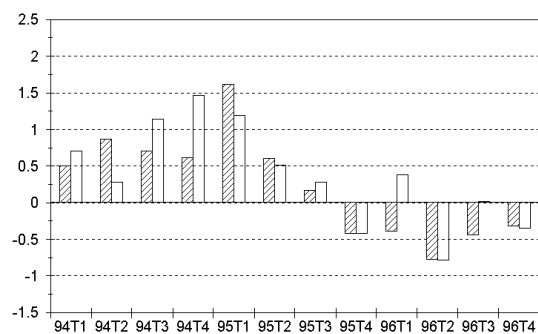
c)- Samples of matched firms



d)- Samples of tightly matched firms



e)- Samples of loosely matched firms



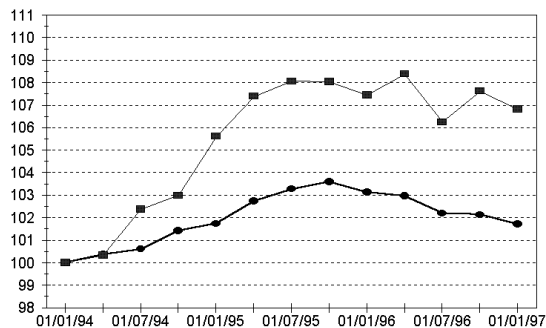
Conjoncture
 Prix de vente industriels

Conjoncture
 Prix de vente industriels

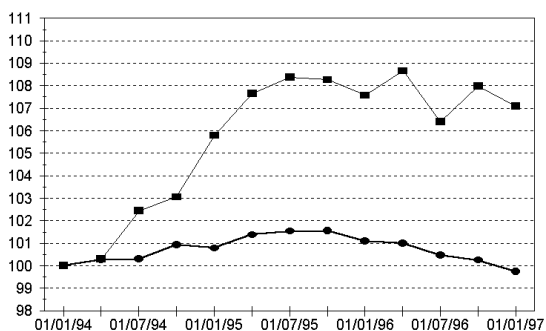
Graphs 3

Chained index of the weighted average of firm price quarterly change

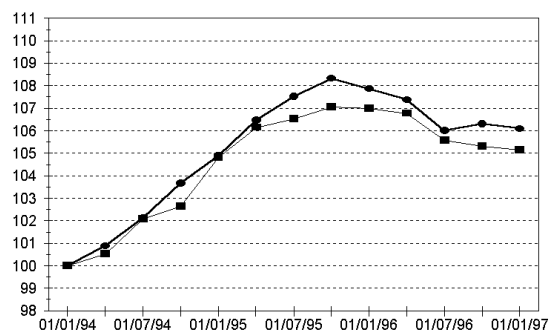
a)- Samples of all firms (matched and unmatched)



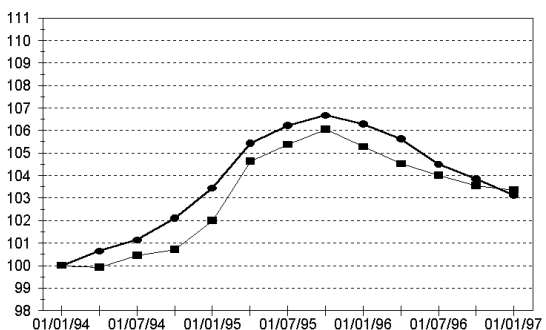
b)- Samples of unmatched firms



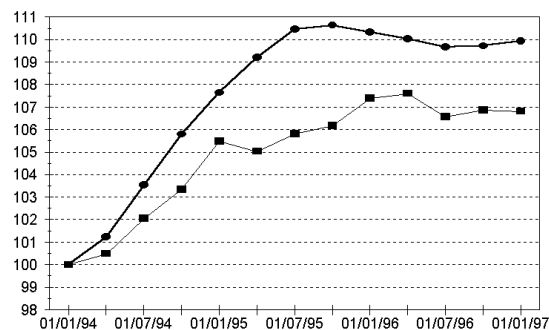
c)- Samples of matched firms



d)- Samples of tightly matched firms



e)- Samples of loosely matched firms



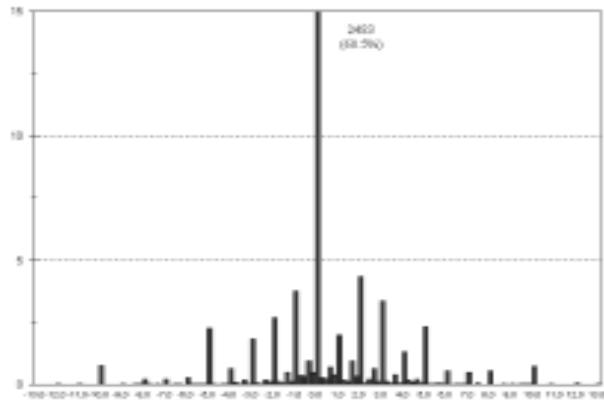
● Conjoncture ■ Prix de vente industriels

● Conjoncture ■ Prix de vente industriels

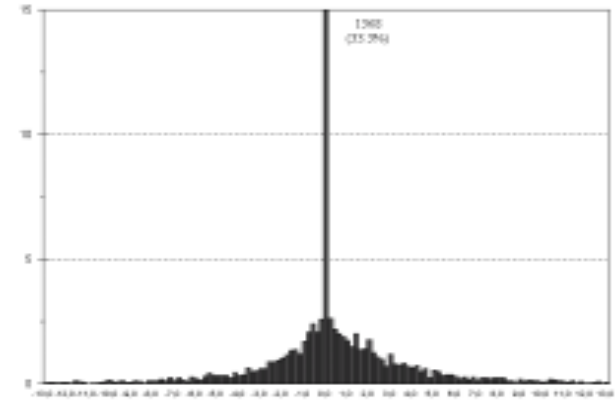
Graphs 4

Histograms of the firm price quarterly changes in the Business Survey and the Producer Price Survey

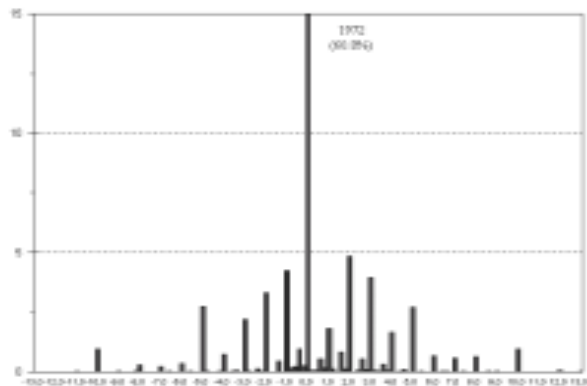
a)- Histogram for the price changes in the Business Survey, for all matched firms, 4104 observations



b)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, for all matched firms, 4104 observations



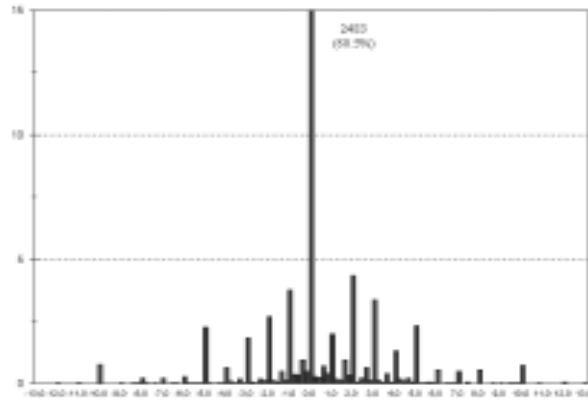
c)- Histogram for the price changes in the Business Survey, for the one-industry reporting firms only, 3245 observations



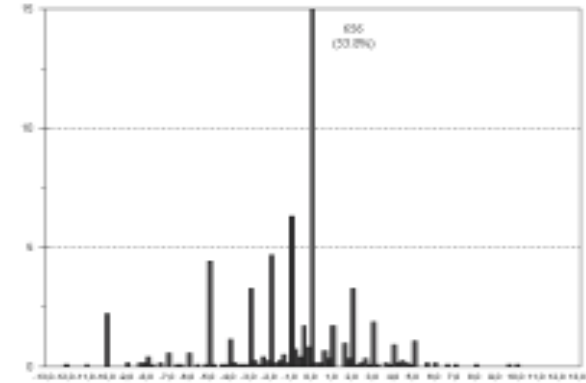
Graphs 5

Histograms of the firm price quarterly changes in the Business Survey conditional on negative, null and positive corresponding price changes in the Producer Price Survey

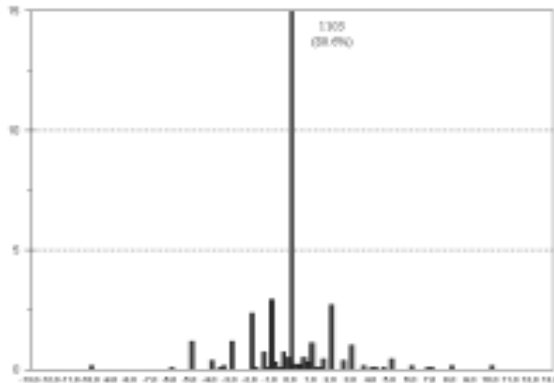
a)- Histogram for the price changes in the Business Survey, for all matched firms, 4104 observations



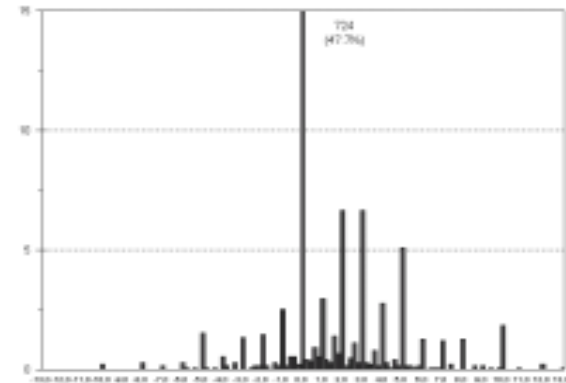
b)- Histogram for the price changes in the Business Survey, conditional on negative price changes in the Producer Price Survey, 1219 observations



c)- Histogram for the price changes in the Business Survey, conditional on null price changes in the Producer Price Survey, 1368 observations



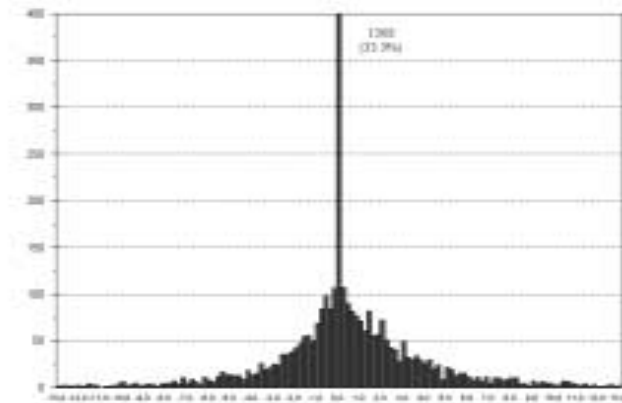
d)- Histogram for the price changes in the Business Survey, conditional on positive price changes in the Producer Price Survey, 1517 observations



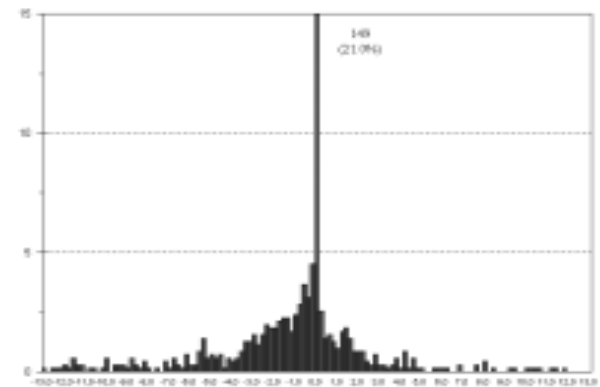
Graphs 6

Histograms of the firm price quarterly changes in the Producer Price Survey conditional on negative, null and positive corresponding price changes in the Business Survey

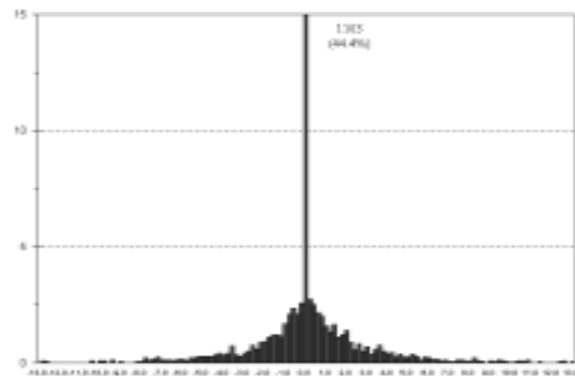
a)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, for all matched firms, 4104 observations



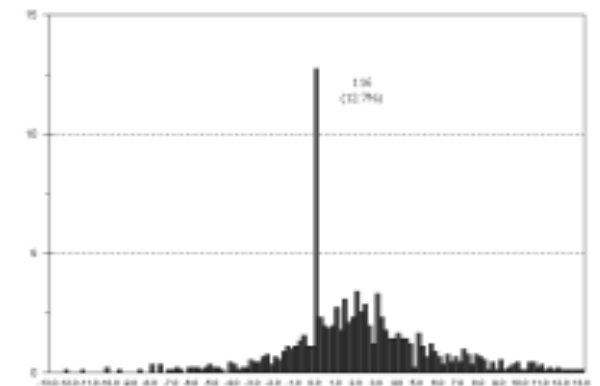
b)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, conditional on negative price changes in the Business Survey, 710 observations



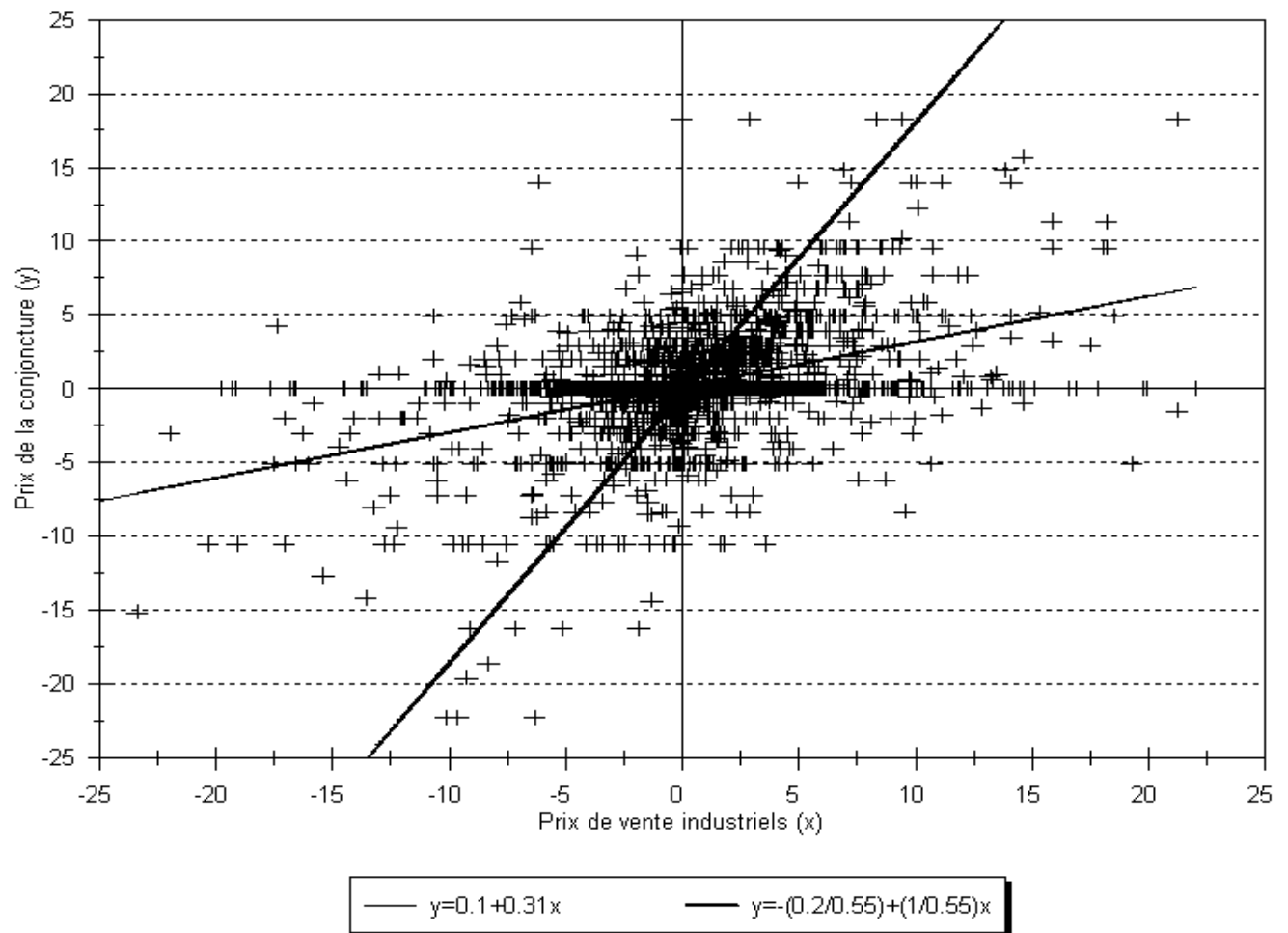
c)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, conditional on null price changes in the Business Survey, 2483 observations



d)- Histogram for the price changes in the Producer Price Survey, conditional on positive price changes in the Business Survey, 911 observations



Graph 7
Graph of the firm price quarterly changes in the Producer Price Survey
in relation to the corresponding price changes in the Producer Price Survey



Encadré 1

L'enquête de conjoncture dans l'industrie

Présentation de l'enquête

Les enquêtes de conjoncture ont pris leur essor en Europe, il y a une quarantaine d'années. En France, les principales enquêtes de conjoncture sont réalisées par l'INSEE et la Banque de France. En 1951, l'INSEE lance sa première enquête de conjoncture qui s'inspire des enquêtes d'opinion du magazine américain " Fortune " publiées depuis 1947. Son champ couvre 3000 entreprises de divers secteurs industriels mais aussi du commerce et des services (finance, assurance et transports). Le questionnaire comporte alors deux parties : la première, qui est la plus importante, est consacrée aux pronostics sur la conjoncture française dans son ensemble tandis que la seconde porte exclusivement sur la situation présente et future de l'entreprise. Jusqu'en 1958 cette enquête a lieu tous les six mois (en mai et décembre). Progressivement, ces enquêtes globales sont remplacées par des enquêtes sectorielles (industrie, commerce de détail, commerce de gros, bâtiment, travaux publics, ...). Ainsi, en 1958, une enquête quadrimestrielle *sur l'activité dans l'industrie* est créée, elle est appelée " Enquête sur la situation et les perspectives ". En 1962, une partie de cette enquête devient mensuelle, l'autre restant quadrimestrielle. En 1979, cette dernière devient trimestrielle mais conserve une particularité : elle a lieu en janvier, mars, juin et octobre. En avril 1991, le calendrier est modifié et respecte les trimestres civils : elle a donc lieu en janvier, avril, juillet et octobre. Les dernières modifications datent de juillet 1997 mais sont marginales. L'enquête sur l'activité dans l'industrie est, parmi les 13 enquêtes de conjoncture que gère actuellement l'I.N.S.E.E., celle qui a connu la plus grande stabilité au cours du temps. Les principaux changements ont consisté en un développement des questions relatives à l'entreprise aux dépens des questions portant sur la situation économique générale.

La finalité essentielle de l'enquête sur l'activité dans l'industrie est de servir d'outil pour l'établissement du diagnostic conjoncturel. Elle décrit l'activité industrielle très récente et les perspectives à court terme.

Le champ de l'enquête couvre l'industrie concurrentielle : l'industrie manufacturière (biens intermédiaires, biens d'équipement professionnel, matériel de transport terrestre et les biens de consommation), les industries agro-alimentaires et l'énergie.

L'échantillon est constitué de chefs d'entreprise volontaires (enquête non obligatoire). En Janvier 1996, il était composé de 4742 entreprises industrielles (y compris les entreprises agro-alimentaires) de plus de 20 salariés ce qui représente un taux de sondage de l'ordre de 20 % par rapport à l'Enquête Annuelle d'Entreprises¹. L'échantillon est stable dans le temps : il est constitué d'entreprises, qui pour la plupart, répondent régulièrement à l'enquête. L'échantillon est construit selon une méthode de sondage stratifié dont les critères de stratification sont le secteur d'activité (au niveau 90 postes de la NAP de 1973) et la taille de l'entreprise définie à partir de ses effectifs (limitation à trois tailles depuis 1991 : de 20 à 99 salariés, de 100 à 499 salariés et de 500 salariés et plus). Le nombre d'entreprises à interroger dans chaque strate est défini par le poids relatif de la strate mesuré à partir de la dernière Enquête Annuelle d'Entreprises. Plus précisément, si N est le nombre d'entreprises à interroger (défini par le budget alloué à l'enquête), CA le chiffre d'affaires total des entreprises du champ de l'enquête et CA_k le chiffre d'affaires des entreprises de la strate k, le nombre d'entreprises à interroger dans la

strate k, N_k, est alors défini par :
$$N_k = N * \frac{CA_k}{CA}$$

. Les grandes entreprises (500 salariés et plus) sont donc plus interrogées que les petites (de 20 à 99 salariés). Ainsi, le taux de sondage en nombre d'entreprises atteint 75 % pour les grandes entreprises tandis qu'il ne dépasse pas 12 % pour les petites entreprises (il est de 39 % pour les entreprises moyennes). L'interrogation des grandes entreprises est privilégiée car ce sont elles, qui par leur poids, exercent une influence importante sur la conjoncture et qui déterminent donc la tendance que l'on cherche à mesurer. Ces taux de sondage, variables selon les classes de taille, permettent d'obtenir de bons taux de couverture en terme de chiffre d'affaires et d'effectifs avec un échantillon d'entreprises assez léger. Ainsi, les entreprises interrogées, représentant 20 % des entreprises industrielles de plus de 20 salariés, correspondent à 59 % du chiffre d'affaires et à 50 % des effectifs de ces entreprises².

¹ Depuis 1991, seules les entreprises de 20 salariés et plus sont interrogées (10 salariés et plus auparavant).

² Les taux de couverture en termes de chiffre d'affaires sont de 62 % pour les industries agro-alimentaires, 54 % pour l'énergie et 63 % pour l'industrie manufacturière (61 % pour les biens intermédiaires, 70 % pour les biens d'équipement professionnels, 84 % pour l'automobile et 47 % pour les biens de consommation).

L'enquête de conjoncture sur l'activité industrielle est en fait composée de deux enquêtes : une enquête lourde comptant une trentaine de questions et qui est trimestrielle, et une enquête légère ne reprenant que huit questions de l'enquête trimestrielle et qui est mensuelle. Aux dates des enquêtes trimestrielles, un questionnaire unique est envoyé aux entreprises. Ainsi, chaque mois, les entreprises de l'échantillon ne reçoivent qu'un seul questionnaire³. Le questionnaire trimestriel est celui que nous avons utilisé pour notre étude car il comprend quelques rares questions quantitatives dont celle portant sur l'évolution des prix de vente industriels. Ce questionnaire pose cinq groupes de questions : des questions générales permettant d'identifier l'entreprise (ses caractéristiques et des informations sur son chiffre d'affaires total, son chiffre d'affaires à l'exportation et ses effectifs salariés), des questions sur les matières premières et les demi-produits utilisés, des questions relatives aux produits de l'entreprise, des questions sur l'utilisation des facteurs de production et des questions sur les perspectives générales du chef d'entreprise sur l'ensemble de l'industrie. Dans la partie consacrée aux différentes productions de l'entreprise, l'entreprise doit, pour ses principales branches d'activité, indiquer le montant des ventes totales (France et étranger) et le montant des ventes à l'étranger et fournir les taux d'évolution passés et prévus des prix de vente globaux et les taux d'évolution passés des prix de vente à l'exportation. Ce sont ces informations en particulier que nous avons utilisées.

A partir des réponses individuelles, des indicateurs sont calculés : leur mode de calcul varie selon les variables traitées. Pour les prix, la méthode consiste à calculer deux taux moyens d'évolution : un pour les réponses indiquant une hausse et un pour celles indiquant une baisse. Ces taux moyens sont ensuite pondérés par les parts relatives des réponses respectivement à la hausse et à la baisse. La variation moyenne des prix de vente agrégée est alors calculée comme la différence entre ces deux taux moyens pondérés. Ces variations moyennes sont corrigées de biais constatés a posteriori par rapport aux résultats des Comptes Nationaux Trimestriels. Pour les variations de prix passés et prévus, les biais sont variables selon les produits et sont calculés pour le niveau 15 de la NAP. Pour les variations de prix à l'exportation, le biais est uniquement calculé pour l'ensemble de l'industrie. Des corrections de variations saisonnières sont également effectuées jusqu'au niveau 40 de la NAP pour les questions trimestrielles. Les résultats sont mis à la disposition du public dans deux publications de l'I.N.S.E.E. : les " informations rapides " et " le tableau de bord hebdomadaire ". Ils font également l'objet d'un retour d'informations auprès des entreprises ayant participé à l'enquête.

Les données : variables utilisées et des traitements effectués

Nous avons vu lors de la présentation de l'enquête de conjoncture que le questionnaire trimestriel comporte un groupe de questions sur les productions de l'entreprise dans lequel on lui demande en autres d'indiquer le montant des ventes et l'évolution des prix de vente de ses principaux produits. Dans le questionnaire joint en annexe, l'entreprise est interrogée sur sa situation au cours du dernier trimestre de l'année 1996. Intéressons nous plus particulièrement au second bloc de questions sur les produits de l'entreprise. On peut remarquer que cette entreprise ne fabrique qu'un seul produit, des emballages plastiques, comme la plupart d'ailleurs des entreprises interrogées dans l'enquête de conjoncture. Plus précisément, 80% des entreprises de l'enquête ne sont caractérisées que par un seul produit à chaque trimestre, 10% par deux, 6% par trois et 4% par quatre. Il serait donc ici plus exact de parler de *branches d'activités* que de produits de l'entreprise. En réalité, *nous disposons, dans ce bloc de questions, d'informations qui se situent plus au niveau de l'entreprise qu'au niveau de ses produits*. Pour revenir à notre exemple, il est clair que l'entreprise répond en fait pour l'ensemble de sa production. On peut lire sur le questionnaire que cette entreprise d'emballages plastiques a réalisé environ 520 millions de francs de chiffre d'affaires en 1995 (année qui précède l'année de l'enquête) dont un peu moins de 85 millions de francs à l'étranger. On voit également que son prix de vente a baissé de 2% au cours du quatrième trimestre 1996, mais qu'elle prévoit une stagnation au cours du trimestre prochain. Enfin, il est indiqué que son prix de vente à l'exportation a baissé de 3% au cours de ce dernier trimestre 1996.

Nous avons déduit de ces informations *les variations trimestrielles de prix au niveau de l'entreprise*, que nous avons calculées comme les moyennes pondérées des variations passées des prix de vente au niveau des branches⁴. Pour cela, nous avons dû éliminer à chaque trimestre certaines entreprises à cause de valeurs manquantes ou aberrantes. Ainsi, nous avons éliminé, à chaque trimestre, les entreprises pour lesquelles la variation passée des prix de vente n'était pas renseignée pour une ou

³ L'enquête est réalisée par voie postale.

⁴ Les informations sont en fait recueillies au niveau des établissements (numéro siret). Néanmoins, on observe que 100% des entreprises ne remplissent qu'un seul questionnaire à chaque trimestre jusqu'au troisième trimestre 95 inclu. Elles sont ensuite 97% à répondre à 1 questionnaire à chaque trimestre et 3% à 2 questionnaires. Nous n'insistons donc pas sur cette différence entreprise-établissement. Mais, les établissements sont bien sûr pris en compte dans le calcul des variations de prix au niveau de l'entreprise.

plusieurs de leurs branches. Elles sont environ 20% à ne pas répondre à cette question jusqu'au troisième trimestre 1995 inclus, puis 50% sur les cinq derniers trimestres de la période étudiée. Cette augmentation sensible du pourcentage d'entreprises éliminées coïncide avec celle du nombre d'entreprises interrogées dans les enquêtes de conjoncture à partir du quatrième trimestre 1995. Alors qu'elles n'étaient que 2500 entreprises environ à répondre chaque trimestre aux enquêtes de conjoncture dans l'industrie jusqu'au troisième trimestre de 1995, elles sont 4500 à partir de cette date. Cela semble indiquer que les entreprises nouvellement interrogées ne répondent pas aussi bien aux questions relatives aux prix que les autres. Nous avons ensuite éliminé, à chaque trimestre, les entreprises qui ne répondaient pas à la question sur les ventes. Le nombre d'entreprises éliminées est alors insignifiant (de 0 à 5 entreprises suivant les trimestres sur les 2200 entreprises restantes). Comme nous disposons également du chiffre d'affaires de l'entreprise dans l'enquête (dans le bloc intitulé " nature et importance de l'entreprise " dans le questionnaire), nous avons pu le comparer à la somme des ventes réalisées dans chaque branche. Nous avons supprimé à chaque trimestre les entreprises dont la différence entre ces deux grandeurs était supérieure à 15% du chiffre d'affaires. Ce critère de cohérence a conduit à l'élimination supplémentaire de 7% d'entreprises à chaque trimestre. Sur les quelques 2000 entreprises restantes par trimestre, nous avons calculé les variations de prix au niveau individuel⁵. Enfin, nous avons éliminé les valeurs que nous jugions un peu trop fortes (celles supérieures à 25% en valeur absolue). Ce dernier nettoyage n'a quasiment pas éliminé d'entreprises (entre 0 et 3 entreprises éliminées suivant les trimestres sur les 2000 entreprises).

Les deux premières lignes du tableau 1 reportent le nombre d'entreprises dans les fichiers trimestriels de l'enquête de conjoncture avant et après les nettoyages réalisés. Elles indiquent que plus de 70% des entreprises interrogées sont conservées dans les échantillons jusqu'au troisième trimestre 95 inclus et moins de 50% ensuite. Les effectifs après nettoyages des données de la conjoncture restent néanmoins assez stables au cours des trimestres autour de 2000 entreprises car le nombre d'entreprises interrogées augmente fortement à partir du dernier trimestre de 95.

Encadré 2

L'enquête sur les prix de vente industriels

Présentation de l'enquête

Les indices de prix de vente industriels sont souvent utilisés comme déflateurs de séries en valeur soit dans le cadre de la comptabilité nationale et de l'indice de la production industrielle, soit dans le cadre d'études économiques menées en particulier par les organismes professionnels. Ils sont également utilisés comme indicateurs contribuant à l'analyse conjoncturelle et permettant de mesurer les effets d'une politique de prix. Enfin, ils répondent à une demande des entreprises qui ont besoin de connaître l'évolution des prix de la profession et de leurs fournisseurs. Elles les utilisent, par ailleurs, dans des clauses contractuelles d'indexation de marché.

Cette grande variété de besoins, exprimés tant par l'administration que par les professionnels, a nécessité le développement, par l'INSEE, d'un système d'observation des prix de vente industriels. Il devenait, en effet, indispensable d'élaborer des indices plus fiables que les indices de prix de gros qui existaient depuis le début du siècle mais qui cumulaient plusieurs inconvénients. Le champ couvert était restreint. La collecte d'informations se faisait par des canaux très variés, ce qui diminuait la fiabilité et provoquait des ruptures fréquentes de série. Et les prix relevés étaient presque toujours des prix de barème différant souvent des prix réellement facturés. La mise en place de l'enquête par l'INSEE s'est effectuée en 1977. Son objectif est de calculer des indices mesurant l'évolution des prix auxquels les entreprises s'échangent leurs produits. Il s'agit d'une enquête *obligatoire* par sondage, de périodicité variable selon les branches (mensuelle, trimestrielle et semestrielle) mais qui tend cependant vers une mensualisation.

Le champ théorique des indices de prix de vente industriels est vaste : il s'agit de l'ensemble des produits *fabriqués et commercialisés* en France par les entreprises industrielles (c'est-à-dire pour les

⁵ Nous avons éliminé l'entreprise lorsqu'il nous manquait une information sur les ventes ou les variations de prix d'au moins une de ses branches. Nous aurions pu éliminer seulement la branche et non l'entreprise entière et calculer les variations de prix à partir des branches renseignées. Nous voulions toutefois avoir une information sur les prix calculée à partir de l'activité " complète " de l'entreprise qui ne pouvait nous être fournie que par l'enquête de conjoncture. Notons de plus que le nombre d'entreprises éliminées n'aurait pas été sensiblement modifié (à la baisse en l'occurrence) si on avait éliminé uniquement les branches mal renseignées car la plupart des entreprises se déclarent mono-produit dans l'enquête de conjoncture.

produits relevant des classes 04 à 54 de la NAP)⁶. Seules les transactions correspondant à la *première commercialisation* des produits sont prises en compte. Les exportations ne sont jamais suivies et les importations le sont exceptionnellement. Le prix associé à ces transactions est la variable observée : c'est un *prix hors TVA, départ usine*.

L'enquête est mise en place branche par branche, par niveau 600 de la NAP. Les entreprises sélectionnées sont les plus représentatives de la branche, l'objectif étant de *couvrir au moins 50 % du chiffre d'affaires de l'ensemble des entreprises de la branche*^{7 8}. Elles permettent généralement de couvrir 60 à 80 % du chiffre d'affaires total de la branche. Une nomenclature de produits est également établie. C'est une *nomenclature fine*, généralement basée sur la PRODCOM, elle-même dérivée de la C.P.F. Cette nomenclature établit des regroupements en familles de produits homogènes en terme d'évolution de suivi de prix. L'échantillon d'entreprises et la nomenclature de collecte sont ensuite proposés à l'expertise des organismes professionnels qui fournissent des renseignements précieux sur la représentativité de l'échantillon d'entreprises, sur les noms de correspondants à contacter dans chaque entreprise mais aussi sur les distinctions pertinentes à opérer au niveau des produits. L'échantillon d'entreprises et la nomenclature sont généralement figés pour une période de cinq ans.

L'I.N.S.E.E. recourt ensuite à des ingénieurs-enquêteurs, ayant longtemps travaillé dans l'industrie, pour visiter chaque entreprise retenue⁹. Suite à une discussion approfondie avec le Directeur général, le Directeur financier ou le Directeur commercial, le choix des "*transactions témoins*" (4 ou 5 en moyenne par entreprise) et d'*indicateurs de prix adaptés* est effectué¹⁰. Ces produits sont classés à l'intérieur de la nomenclature de collecte. Une bonne partie de la visite est consacrée à la désagrégation du chiffre d'affaires total de l'année de base (hors taxes déduction faite de tout ce qui ne rentre pas dans le champ de l'enquête comme les exportations, les produits hors branche, ...) en familles de produits fines (regroupements de la nomenclature de collecte). Cette désagrégation permet de recueillir les pondérations qui interviennent dans le calcul des indices. En Mars 1997, environ 4200 entreprises étaient interrogées (dont 3000 mensuellement et 1200 trimestriellement) et 24000 produits témoins étaient suivis (dont 16000 mensuels et 8000 trimestriels). La *collecte des prix* des transactions témoins est ensuite assurée régulièrement *par voie postale* au moyen de questionnaires.

Le calcul des indices est ensuite réalisé selon la *formule de Laspeyres*. Les évolutions de prix sont pondérées par les chiffres d'affaires de l'année de base qui change tous les cinq ans. Ainsi, si aucun prix ne change, l'indice ne change pas. Enfin, la diffusion des indices se fait à deux niveaux. Le premier est relativement agrégé, accessible à tous et diffusé par le canal du Bulletin Mensuel de la Statistique (B.M.S) tandis que le second, plus détaillé, peut être consulté par les entreprises de l'échantillon et par leur organisme professionnel grâce à un code d'accès personnel. En Mars 1997, on comptait environ 650 indices publics et 1000 indices réservés.

Les variables provenant de l'enquête sur les prix de vente industriels

Nous avons joint en annexe un questionnaire envoyé à une entreprise interrogée dans l'enquête des prix de vente industriels pour le mois de Juin 1997. La première colonne donne le nom des transactions témoins choisies dans cette entreprise. Elles sont au nombre de six et sont spécifiques à l'entreprise. La seconde colonne indique la nature du prix : il s'agit ici d'indices de prix base 100 au 01 Janvier 1996. Les trois colonnes suivantes rappellent les indices de prix des trois mois précédant le mois de l'enquête c'est-à-dire Mars, Avril et Mai, tandis que la dernière colonne concerne le mois de Juin. Par exemple, on peut noter que les prix n'ont pas varié sur les quatre derniers mois pour le premier produit, bien qu'ils aient baissé de 25% depuis le premier Janvier 1996. Au contraire, les prix ont doublé entre Mars et Avril 1997 pour le quatrième produit. Dans l'enquête des prix de vente industriels, différents indicateurs de prix sont collectés. Les indices de prix ne représentent que 5% d'entre eux. Les prix collectés sont très souvent des prix moyens (50%), des prix de tarif (25%) ou encore des prix de facturation (15%).

Nous avons travaillé à partir des informations mensuelles sur les prix. Nous avons nettoyé les données mais en procédant différemment de l'enquête de conjoncture. L'élimination, lorsqu'elle a lieu,

⁶ Dans la NACE Rev1, il s'agit des sections C à E : industries extractives, industries manufacturières, production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau.

⁷ Les branches déjà couvertes sont l'Agro-alimentaire, les produits énergétiques, les biens intermédiaires et les produits de l'industrie automobile tandis que les branches partiellement couvertes sont les biens d'équipement (55 %) et les biens de consommation (35 %).

⁸ La base de constitution de l'échantillon est l'exploitation des Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE). Il ne s'agit pas d'un échantillonnage aléatoire.

⁹ En principe, toutes les entreprises d'une même branche sont visitées par le même ingénieur.

¹⁰ L'objectif n'est pas de suivre le même produit témoin dans toutes les entreprises concurrentes mais de sélectionner, dans chaque famille de produits, quelques produits "représentatifs" de la famille c'est-à-dire des produits dont les évolutions de prix représentent au mieux celles de la famille à laquelle ils appartiennent.

est basée sur les produits et non sur les entreprises elles mêmes. Ainsi, nous avons éliminé à chaque trimestre tout produit dont le prix était manquant sur l'un au moins des quatre mois auxquels on s'intéressait (le dernier mois du trimestre précédent et les trois mois du trimestre étudié). Nous avons ensuite écarté ceux dont la pondération était nulle ou manquante sur l'un au moins de ces quatre mois ou dont la pondération n'était pas constante sur les quatre mois.

Les données ainsi nettoyées, nous avons calculé les variations de prix trimestrielles au niveau de l'entreprise. Nous avons calculé les rapports entre les prix des produits du dernier mois du trimestre courant et ceux du dernier mois du trimestre précédent, que nous avons ensuite agrégés au niveau de l'entreprise en tenant compte des pondérations des produits au sein de l'entreprise. Pour éliminer les valeurs aberrantes, nous avons retenu les variations de prix individuelles comprises entre -25% et +25 %. Le nombre d'entreprises éliminées suite à ce filtre est plus important que celui de la conjoncture mais demeure faible (entre 5 et 87 suivant les trimestres).

Les lignes 3 et 4 du tableau 1 indiquent qu'environ 90% des entreprises sont conservées dans les échantillons trimestriels de l'enquête des prix de vente industriels ce qui représente en moyenne 1900 entreprises à chaque trimestre.

Encadré 3

Modèle de friction

Nous proposons un modèle, le modèle de Rosett, pour tenter d'expliquer les différences observées dans les deux enquêtes entre les proportions de variations de prix nulles.

Le modèle

On suppose que les véritables variations de prix des entreprises P_i^* peuvent s'écrire comme un modèle linéaire :

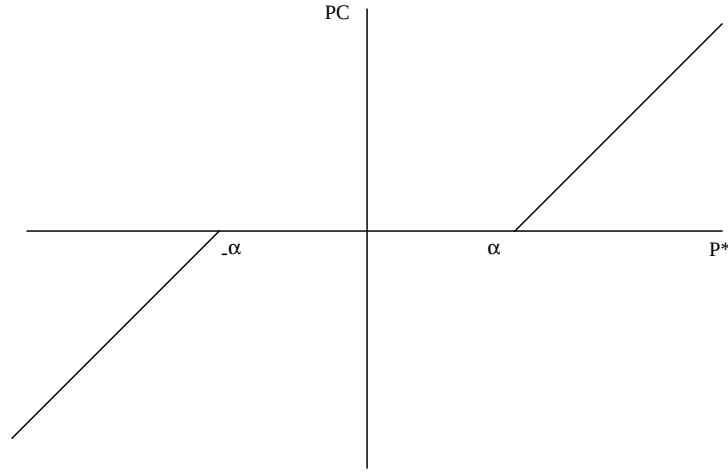
$$P_i^* = \beta_0 + \beta_1 PV_i + u_i, i=1, \dots, n$$

où PV_i désigne les variations de prix indiquées dans l'enquête d'observation des prix de vente industriels, β_0 et β_1 les paramètres à estimer, u_i les perturbations et n le nombre d'entreprises.

La variable P_i^* est inobservable. On observe en revanche les variations de prix de l'enquête de conjoncture PC_i :

$$PC_i = \begin{cases} P_i^* + \alpha & \text{si } P_i^* < -\alpha \\ 0 & \text{si } -\alpha \leq P_i^* \leq \alpha \\ P_i^* - \alpha & \text{si } P_i^* > \alpha \end{cases}, \quad \alpha > 0$$

qui sont supposées *insensibles* à de petites modifications des véritables variations de prix, P^* comprise dans l'intervalle $[-\alpha, +\alpha]$. Dans cet intervalle, l'entreprise i indiquera dans l'enquête de conjoncture que ses prix ont stagné au cours du trimestre. En dehors, elle répondra que ses prix ont varié mais atténuera par prudence l'ampleur des vraies variations, qu'elles soient la hausse ou à la baisse. Le paramètre α est un seuil inconnu que nous déterminerons. Le modèle, appelé modèle de Rosett (1959), est représenté sur le graphique *, où nous avons reporté les vraies variations de prix en abscisse et celles de l'enquête de conjoncture en ordonnée.



Modèle de friction 1

Pour compléter le modèle, il reste à spécifier la loi des perturbations u_i . Nous supposons qu'elles sont indépendantes, de moyenne nulle et qu'elles suivent toutes, à un facteur multiplicatif près σ (positif) une loi logistique Λ de paramètres $(0,1)$, de densité f et de fonction de répartition F ¹¹:

$$\frac{u_i}{\sigma} \xrightarrow{iid} \Lambda(0,1),$$

$$\text{avec } E\left(\frac{u_i}{\sigma}\right) = 0, \quad V\left(\frac{u_i}{\sigma}\right) = \frac{\pi^2}{3}$$

$$\text{et } F(x) = [1 + \exp(-x)]^{-1}, \quad f(x) = F(x)[1 - F(x)]$$

Nous pouvons alors estimer le modèle par le maximum de vraisemblance. La loi de PC est telle que :

$$\Pr(PC = 0) = \Pr(-\alpha \leq P^* \leq \alpha) = F\left(\frac{\alpha - \beta_0 - \beta_1 PV}{\sigma}\right) - F\left(\frac{-\alpha - \beta_0 - \beta_1 PV}{\sigma}\right)$$

Elle admet d'autre part une densité donnée par :

$$\frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x - \alpha - \beta_0 - \beta_1 PV}{\sigma}\right) \text{ pour } x \in]-\infty, 0[$$

$$\frac{1}{\sigma} f\left(\frac{x - \alpha - \beta_0 - \beta_1 PV}{\sigma}\right) \text{ pour } x \in]0, +\infty[$$

obtenue en dérivant par rapport à x la fonction de répartition de PC que l'on peut déduire de :

$$\Pr(PC < x, x < 0) = \Pr(P^* + \alpha < x) = F\left(\frac{x - \alpha - \beta_0 - \beta_1 PV}{\sigma}\right)$$

$$\Pr(PC > x, x > 0) = \Pr(P^* - \alpha > x) = F\left(\frac{x + \alpha - \beta_0 - \beta_1 PV}{\sigma}\right)$$

Notons $\mathfrak{S}_1$, $\mathfrak{S}_2$ et $\mathfrak{S}_3$ les ensembles des entreprises pour lesquelles les variations de prix de la conjoncture PC sont respectivement négatives, nulles et positives : $\mathfrak{S}_1 = \{i / P^* < -\alpha\}$, $\mathfrak{S}_2 = \{i / -\alpha \leq P^* \leq \alpha\}$ et $\mathfrak{S}_3 = \{i / P^* > \alpha\}$. Ces ensembles contiennent respectivement n_1 , n_2 et n_3 éléments. Les observations étant indépendantes, la log vraisemblance s'obtient en faisant la somme des lois marginales des observations :

¹¹ La loi logistique permet d'avoir des expressions plus simples pour les dérivées de la vraisemblance car la densité de cette loi ainsi que sa dérivée s'écrivent simplement comme : $f(x) = F(x)(1 - F(x))$ $f'(x) = f(x)(1 - 2F(x))$.

$$l(PC / PV; \beta_0, \beta_1, \sigma, \alpha) = \ln \prod_{\mathfrak{S}_1} \frac{1}{\sigma} f\left(\frac{PC_i - \alpha - \beta_0 - \beta_1 PV_i}{\sigma}\right) \\ \prod_{\mathfrak{S}_2} \left[F\left(\frac{\alpha - \beta_0 - \beta_1 PV_i}{\sigma}\right) - F\left(\frac{-\alpha - \beta_0 - \beta_1 PV_i}{\sigma}\right) \right] \\ \prod_{\mathfrak{S}_3} \frac{1}{\sigma} f\left(\frac{PC_i + \alpha - \beta_0 - \beta_1 PV_i}{\sigma}\right)$$

Un estimateur de $(\beta_0, \beta_1, \sigma, \alpha)$ est alors obtenu en maximisant la quantité précédente. Il est toutefois intéressant de faire un changement de paramètres et de poser : $b_0 = \frac{\beta_0}{\sigma}$, $b_1 = \frac{\beta_1}{\sigma}$, $h = \frac{1}{\sigma}$ et

$s = \frac{\alpha}{\sigma}$ ¹². La log-vraisemblance est alors égale à :

$$l(PC / PV; b_0, b_1, h, s) = (n_1 + n_3) \ln h + \sum_{\mathfrak{S}_1} \ln f(h PC_i - s - b_0 - b_1 PV_i) \\ + \sum_{\mathfrak{S}_2} \ln \left[F(s - b_0 - b_1 PV_i) - F(-s - b_0 - b_1 PV_i) \right] \\ + \sum_{\mathfrak{S}_3} \ln f(h PC_i + s - b_0 - b_1 PV_i)$$

Estimation

L'estimateur du maximum de vraisemblance des paramètres (b_0, b_1, h, s)

Les paramètres $\theta = (b_0, b_1, h, s)$ sont estimés par les valeurs rendant maximum la log-vraisemblance. Si on note $m_{1i} = -s - b_0 - b_1 PV_i$ et $m_{2i} = s - b_0 - b_1 PV_i$, ils doivent satisfaire les quatre équations suivantes :

$$\begin{cases} \frac{\partial l}{\partial b_0} = -(n_1 + n_3) + 2 \sum_{\mathfrak{S}_1} F(h PC_i + m_{1i}) + \sum_{\mathfrak{S}_2} \frac{f(m_{1i}) - f(m_{2i})}{F(m_{2i}) - F(m_{1i})} + 2 \sum_{\mathfrak{S}_3} F(h PC_i + m_{2i}) = 0 \\ \frac{\partial l}{\partial b_1} = - \sum_{\mathfrak{S}_1} (1 - 2F(h PC_i + m_{1i})) PV_i + \sum_{\mathfrak{S}_2} \frac{f(m_{1i}) - f(m_{2i})}{F(m_{2i}) - F(m_{1i})} PV_i - \sum_{\mathfrak{S}_3} (1 - 2F(h PC_i + m_{2i})) PV_i = 0 \\ \frac{\partial l}{\partial h} = \frac{n_1 + n_3}{h} + \sum_{\mathfrak{S}_1} [1 - 2F(h PC_i + m_{1i})] PC_i + \sum_{\mathfrak{S}_3} [1 - 2F(h PC_i + m_{2i})] PC_i = 0 \\ \frac{\partial l}{\partial s} = -n_1 + n_3 + 2 \sum_{\mathfrak{S}_1} F(h PC_i + m_{1i}) + \sum_{\mathfrak{S}_2} \frac{f(m_{1i}) + f(m_{2i})}{F(m_{2i}) - F(m_{1i})} + 2 \sum_{\mathfrak{S}_3} F(h PC_i + m_{2i}) = 0 \end{cases}$$

La méthode du maximum de vraisemblance conduit à des équations de vraisemblance non linéaires, qui ne peuvent pas être résolues analytiquement. Nous devons donc recourir à des algorithmes d'optimisation numériques pour déterminer les estimations.

Sous les hypothèses de régularité usuelles, on peut montrer qu'asymptotiquement ($n \rightarrow \infty$), il existe toujours une solution aux équations de vraisemblance et que l'estimateur $\hat{\theta}$ défini par :

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} \left\{ l(PC / PV; \theta) = \sum_{i=1}^n l(PC_i / PV_i; \theta) \right\}$$

est convergent, asymptotiquement normal et asymptotiquement efficace (i.e. à variance minimale parmi les estimateurs convergents). Sa distribution asymptotique est donnée par :

$$\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta) \xrightarrow{\text{loi}} N(0, I^{-1}(\theta))$$

¹² Le changement de paramètres permet d'avoir des expressions beaucoup plus simples pour les dérivées de la log vraisemblance.

où $I^{-1}(\theta)$ est la matrice d'information de Fisher définie par :

$$I(\theta) = E\left(\frac{\partial l(PC / PV; \theta)}{\partial \theta} \frac{\partial l(PC / PV; \theta)}{\partial \theta'}\right) = E\left(-\frac{\partial^2 l(PC / PV; \theta)}{\partial \theta \partial \theta'}\right) = J(\theta)$$

En utilisant la loi des grands nombres, on peut estimer ces moments théoriques par les moments empiriques correspondants, soit :

$$I(\theta) \text{ par } \hat{I}(\hat{\theta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial l(PC_i / PV_i; \hat{\theta})}{\partial \theta} \frac{\partial l(PC_i / PV_i; \hat{\theta})}{\partial \theta'}$$

$$\text{et } J(\theta) \text{ par } \hat{J}(\hat{\theta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 l(PC_i / PV_i; \hat{\theta})}{\partial \theta \partial \theta'}$$

Il suffit alors de prendre l'inverse de l'une de ces deux matrices pour obtenir un estimateur convergent de la matrice de covariance asymptotique de l'estimateur du maximum de vraisemblance.

Algorithme et recherche de valeurs initiales

Nous avons choisi l'algorithme de Berndt-Hall-Hausman pour trouver la solution des équations de vraisemblance et nous avons utilisé la matrice $[\hat{I}(\hat{\theta})]^{-1}$ pour calculer sa matrice de covariance asymptotique. Cet algorithme est facile à mettre en oeuvre car il ne nécessite que les dérivées au premier ordre.

Pour les valeurs initiales, nous avons estimé deux modèles tobit, l'un sur les valeurs négatives ou nulles des variations de prix de la conjoncture, $PC_{i,1} = 1_{(-\alpha - P_i^*)}(-\alpha - \beta_0 - \beta_1 PV_i - u_i)$, et l'autre sur les valeurs positives ou nulles, $PC_{i,2} = 1_{(-\alpha + P_i^*)}(-\alpha + \beta_0 + \beta_1 PV_i + u_i)$, où $1_{(\text{condition})}$ est une variable indicatrice valant 1 si la condition est vérifiée et 0 sinon. Nous obtenons alors un ensemble de relations entre les paramètres du modèle de friction $(\beta_0, \beta_1, \sigma, \alpha)$ et les six paramètres des deux modèles tobit qui sont la constante $(\gamma_{0,i})$, le coefficient de PV_i $(\gamma_{1,i})$ et le paramètre positif (σ_i) pour $i=1$ (observations $PC_{i,1}$) ou 2 (observations $PC_{i,2}$) :

$$\begin{cases} \gamma_{0,1} = -\alpha - \beta_0 \\ \gamma_{1,1} = -\beta_1 \\ \sigma_1 = \sigma \end{cases} \quad \text{et} \quad \begin{cases} \gamma_{0,2} = -\alpha + \beta_0 \\ \gamma_{1,2} = \beta_1 \\ \sigma_2 = \sigma \end{cases}$$

qui nous permettent d'obtenir une valeur initiale des paramètres du modèle de friction :

$$\beta_0^{(0)} = \frac{-\hat{\gamma}_{0,1} + \hat{\gamma}_{0,2}}{2}, \beta_1^{(0)} = \frac{-\hat{\gamma}_{1,1} + \hat{\gamma}_{1,2}}{2}, \sigma^{(0)} = \frac{\hat{\sigma}_1 + \hat{\sigma}_2}{2} \text{ et } \alpha^{(0)} = \frac{-\hat{\gamma}_{0,1} - \hat{\gamma}_{0,2}}{2}$$

ou en reparamétrant :

$$b_0^{(0)} = \frac{\beta_0^{(0)}}{\sigma^{(0)}}, b_1^{(0)} = \frac{\beta_1^{(0)}}{\sigma^{(0)}}, h^{(0)} = \frac{1}{\sigma^{(0)}} \text{ et } s^{(0)} = \frac{\alpha^{(0)}}{\sigma^{(0)}}$$

Les estimations des paramètres des modèles tobit $(\hat{\gamma}_{0,i}, \hat{\gamma}_{1,i}, \hat{\sigma}_i)$ sont celles du maximum de vraisemblance. Là encore, les estimateurs ne peuvent pas être obtenus sous une forme explicite, ce qui rend nécessaire l'utilisation d'algorithmes et par conséquent le choix de valeurs initiales des paramètres. Dans les modèles tobit, on choisit généralement l'estimateur en deux étapes d'Heckman pour initialiser les algorithmes. Dans la première étape, on estime le modèle dichotomique, dans lequel on observe seulement la "variation qualitative" des prix i.e. la hausse (la baisse) ou la stabilité. La hausse (baisse) est observée lorsque les véritables variations de prix P_i^* sont supérieures à α (inférieures à $-\alpha$), la stabilité est observée autrement. Cette première étape donne une estimation convergente des paramètres $\gamma_{0,2}/\sigma_2$ et $\gamma_{1,2}/\sigma_2$ ($\gamma_{0,1}/\sigma_1$ et $\gamma_{1,1}/\sigma_1$) et du ratio de Mills¹³. Dans la seconde étape, on utilise la partie quantitative du modèle tobit correspondant à l'observation des réalisations positives (négatives) de PC_i , que l'on régresse sur PV_i et le ratio de Mills par les moindres carrés ordinaires. Elle permet d'obtenir une estimation convergente (mais pas efficace) de $\gamma_{0,2}$, $\gamma_{1,2}$ et

¹³ Les estimations des deux modèles dichotomiques sont aussi celles du maximum de vraisemblance, obtenues en choisissant les estimations des moindres carrés ordinaires comme valeurs initiales des paramètres.

σ_2 ($\gamma_{0,1}$, $\gamma_{1,1}$ et σ_1) que l'on peut utiliser comme valeur initiale des algorithmes de recherche numériques des solutions des modèles tobit¹⁴.

De retour aux paramètres structurels ($\beta_0, \beta_1, \sigma, \alpha$)

Nous avons effectué un changement de paramètres pour des raisons de simplicité. Pour remonter des paramètres (b_0, b_1, h, s) aux paramètres ($\beta_0, \beta_1, \sigma, \alpha$), on utilise le théorème de Slutsky :

$$\sqrt{n} \left(g(\hat{\theta}) - g(\theta) \right) \xrightarrow{\text{loi}} N \left(0, \frac{\partial g}{\partial \theta'}(\theta) V_{as}(\hat{\theta}) \frac{\partial g'}{\partial \theta}(\theta) \right)$$

avec $\hat{\theta}$ l'estimateur du maximum de vraisemblance de $\theta = (b_0, b_1, h, s)'$, $V_{as}(\hat{\theta})$ sa matrice de covariance asymptotique (estimée par $[n \hat{I}(\hat{\theta})]^{-1}$) et $g(\theta)$ le vecteur des paramètres structurels défini par :

$$g(\theta) = (\beta_0 \quad \beta_1 \quad \sigma \quad \alpha)' = (b_0/h \quad b_1/h \quad 1/h \quad s/h)'.$$

Résultats

Interprétation du modèle

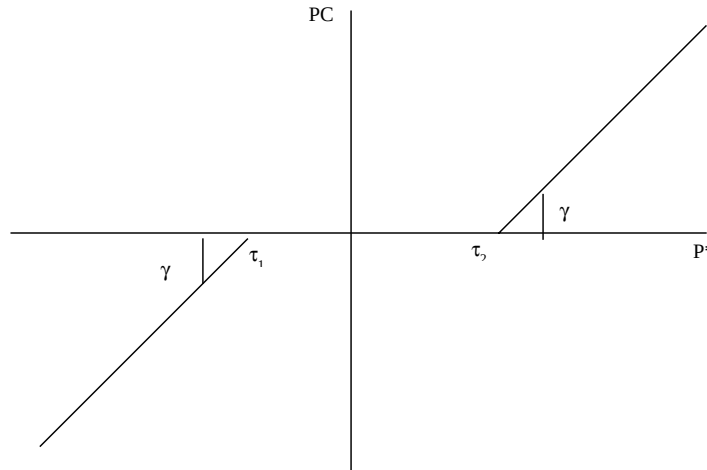
Le modèle de Rosett peut s'interpréter plus aisément en le réécrivant comme :

$$P_i^{**} = PV_i + v_i$$

$$PC_i = \begin{cases} \gamma (P_i^{**} - \tau_1) & \text{si } P_i^{**} < \tau_1 \\ 0 & \text{si } \tau_1 \leq P_i^{**} \leq \tau_2 \\ \gamma (P_i^{**} - \tau_2) & \text{si } P_i^{**} > \tau_2 \end{cases}, \quad \tau_1 > 0, \tau_2 > 0$$

$$\text{avec } P_i^{**} = \frac{P_i^* - \beta_0}{\beta_1}, \quad v_i = \frac{u_i}{\beta_1}, \quad \tau_1 = \frac{-\alpha - \beta_0}{\beta_1}, \quad \tau_2 = \frac{\alpha - \beta_0}{\beta_1}, \quad \gamma = \beta_1.$$

Le chef d'entreprise a une idée de la vraie variation de prix P_i^{**} car elle est proche à un aléa près v_i de la variation de prix de l'enquête d'observation des prix de vente industriels PV_i . Tant que cette variation de prix est petite, il indique dans l'enquête de conjoncture que les prix n'ont pas varié (friction statique). Pour des variations de prix plus grandes, il répond à partir du seuil en appliquant un coefficient d'atténuation (friction dynamique). Ce modèle est représenté ci-dessous :



Commentaire des résultats

¹⁴La loi retenue dans le modèle tobit est la loi normale et non pas la loi logistique, utilisée dans le modèle de friction. Pour assurer la compatibilité, une méthode simple consiste à multiplier chaque membre du modèle latent par l'écart-type de la loi logistique $\pi/\sqrt{3}$, ce qui équivaut à multiplier les coefficients des modèles tobit $\gamma_{0,i}$, $\gamma_{1,i}$ et σ_i par $\pi/\sqrt{3}$.

<tableau 5>

Les résultats de l'estimation du modèle de friction sont reportés dans le tableau 5. Nous avons reporté les estimations de la constante β_0 , de la pente β_1 , du seuil α et du paramètre de la loi logistique σ dans la première partie du tableau. Nous en avons déduit les valeurs de τ_1 et τ_2 dans la seconde partie du tableau.

Comme le modèle de friction est un sur-modèle contenant le modèle linéaire, il est intéressant de tester le modèle linéaire contre le modèle de friction. Il suffit pour cela de tester la nullité du seuil α . On peut noter que le seuil est significativement différent de zéro à chaque trimestre, ce qui indique un rejet du modèle linéaire au profit du modèle de friction.

On peut remarquer d'autre part que la constante est généralement statistiquement différente de zéro. Elle prend des valeurs pouvant varier entre -2.1% et 2.7% selon les trimestres. Le coefficient de pente est également statistiquement différent de zéro. Il est aussi statistiquement différent de 1. Les estimations de ce coefficient sont voisines de 0.6-0.7 sur les huit premiers trimestres (à l'exception du premier trimestre de 1995), alors qu'elles sont de l'ordre de 0.3-0.4 sur les quatre derniers trimestres. Elles semblent ainsi indiquer que les réponses des entreprises seraient davantage atténuées sur la fin de la période.

Les estimations de la constante, de la pente et du seuil permettent de calculer les valeurs des paramètres τ_1 et τ_2 intervenant dans le modèle reparamétré de Rosett. Les valeurs déduites apparaissent toutefois peu crédibles car excessivement élevées. Les valeurs les plus raisonnables pour ces paramètres sont obtenues pour le premier trimestre de l'année 1994. Elles indiquent que l'entreprise répond que ses prix n'ont pas varié lorsque ses variations de prix sont comprises entre -4.7% et 2.7%. En dehors de cet intervalle, elle répond que ses prix ont varié mais elle atténue l'ampleur des variations en ne considérant d'une part que la partie se situant au dessus du seuil (en valeur absolue) et en appliquant d'autre part un coefficient d'atténuation sur cette partie résiduelle. Au total, la variation de prix reportée est assez éloignée de la vraie variation de prix. Avec un coefficient d'atténuation ou de pente de 0.6, un calcul simple montre que la variation de prix reportée serait approximativement de 1.5% pour une véritable variation de prix de 5.2% ($=0.59*(5.2\%-2.7\%)$). Les valeurs des paramètres τ_1 et τ_2 sont plus élevées pour les autres trimestres. Elles sont particulièrement fortes notamment pour le paramètres τ_2 sur les quatre derniers trimestres, où le coefficient d'atténuation est faible.

Etant donné la distribution des variations de prix individuelles, les résultats apparaissent peu probables. Ils pourraient s'expliquer par l'hypothèse implicite d'égalité des seuils entre secteurs. En effet, il est possible que certains secteurs à fortes évolutions de prix tirent vers le haut les estimations des seuils. Ces secteurs auraient des seuils plus élevés tout simplement parce que les variations de prix dans le secteur seraient plus fortes. Une façon simple d'examiner la question de l'hétérogénéité des seuils entre secteurs serait de distinguer les secteurs à fortes évolutions de prix des secteurs à faibles évolutions de prix. On pourrait alors réaliser les estimations sur chacun de ces deux groupes et vérifier que les seuils prennent des valeurs plus raisonnables dans les secteurs à " faibles " variations de prix.