

# REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

J. MONTEL

## **La consommation des tabacs fabriqués en France**

*Revue de statistique appliquée*, tome 3, n° 1 (1955), p. 63-72

[http://www.numdam.org/item?id=RSA\\_1955\\_\\_3\\_1\\_63\\_0](http://www.numdam.org/item?id=RSA_1955__3_1_63_0)

© Société française de statistique, 1955, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « *Revue de statistique appliquée* » (<http://www.sfds.asso.fr/publicat/rsa.htm>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme  
Numérisation de documents anciens mathématiques  
<http://www.numdam.org/>

# LA CONSOMMATION DES TABACS FABRIQUÉS EN FRANCE

par

**J. MONTEL**

*Ingénieur des Manufactures de l'Etat*

*La demande d'un produit dépend de nombreux facteurs, parmi lesquels la théorie économique considère généralement le prix comme un facteur essentiel, au moins lorsque d'autres facteurs, tels que le revenu, la présence de produits concurrents..., ne subissent pas de variations importantes ou n'existent pas.*

*S'il est difficile de tenir compte de manière précise de l'influence des variations de revenu, insuffisamment connues, le monopole des tabacs satisfait évidemment à l'autre condition.*

*L'étude de M. Montel montre la faible influence du tarif sur la consommation: les fumeurs — qui le savent bien — espèrent évidemment que la conclusion de l'auteur ne sera pas un guide d'action pour le Ministre des Finances.*

## 1 - DÉFINITION DE LA CONSOMMATION DU TABAC

L'étude de la consommation de tabac fabriqué se heurte à un problème classique : on a affaire non pas à un seul produit mais à un ensemble de produits qui se substituent les uns aux autres. Or, de même par exemple, que dans une étude sur les boissons on ne saurait valablement définir la quantité totale consommée par addition de litres de vin et de bière, de même les différents produits fabriqués en tabac ne peuvent être additionnés convenablement.

On a coutume de compter les cigares, cigarillos et cigarettes par unité et les autres produits (scaferlati, tabac à mâcher et à priser) au poids. Il est pratiquement aussi arbitraire d'ajouter des cigarettes comptées en unité à du scaferlati compté en poids, que d'évaluer le poids de tabac contenu dans les cigarettes avant de faire l'addition. Cette dernière solution correspondrait, par exemple à cumuler bière et vin en additionnant le volume d'alcool pur contenu dans ces deux produits.

Très souvent en pareil cas, on peut pour des périodes courtes étudier séparément la consommation de chaque produit, en admettant que ces consommations sont indépendantes. Ceci est valable si les substitutions sont faibles ou très lentes vis-à-vis de la période étudiée. Mais dans le cas du tabac, l'existence de nombreux consommateurs mixtes qui par exemple fument des cigarettes toutes faites, ou achètent du scaferlati pour rouler eux-mêmes leurs cigarettes, rend cette méthode impraticable.

Il est donc nécessaire pour cette étude de représenter la consommation et les prix des tabacs par des nombres indices.

De nombreuses formules de calcul d'un indice de volume des ventes peuvent être utilisées.

Si on désigne par  $q_i^t$  et  $p_i^t$  les quantités vendues et le prix de vente du produit  $i$  à l'époque  $t$  et  $q_i^0$  et  $p_i^0$  les mêmes éléments pour la période de référence,

les formules d'indice quantitatif le plus fréquemment utilisées sont de la forme :

$$I = \frac{\sum_i a_i q_i^t}{\sum_i a_i q_i^o}$$

où  $a_i$  est lui-même une fonction linéaire de  $p_i^t$  et  $p_i^o$

Ces indices ont la propriété de pouvoir s'écrire :

$$I = \sum_i \alpha_i \frac{q_i^t}{q_i^o} \quad \text{avec} \quad \alpha_i = \frac{a_i q_i^o}{\sum_i a_i q_i^o}$$

On emploie le plus couramment les indices dits de Laspeyres ( $a_i = p_i^o$ ) ou de Paasche ( $a_i = p_i^t$ ).

On a, dans le cas présent, préféré un indice de Paasche dont la pondération rend mieux compte de la situation telle qu'elle est à l'époque  $t$ ,

les coefficients  $\alpha_i = \frac{p_i^t q_i^o}{\sum_i p_i^t q_i^o}$  étant fonction de  $t$ . On a donc  $I = \frac{\sum_i p_i^t q_i^t}{\sum_i p_i^t q_i^o}$

A cet indice de "volume" est associé un indice de prix qui a été construit au contraire suivant une formule de Laspeyres,

$$\text{soit : } i = \frac{\sum_i p_i^t q_i^o}{\sum_i p_i^o q_i^o}$$

On a ainsi  $I \cdot i = \frac{V_t}{V_o}$

avec  $V_t = \sum_i q_i^t p_i^t$  = valeur des ventes de la période  $t$

$V_o = \sum_i q_i^o p_i^o$  = valeur des ventes de la période de référence

Cependant, dans le calcul, les différents produits fabriqués n'ont pas été considérés isolément mais groupés en 8 groupes correspondant à des types et des goûts différents : cigares, cigarillos, cigarettes en tabac d'orient ou de virginie, autres cigarettes, scaferlati en tabac de virginie, autres scaferlati, tabac à priser et tabac à mâcher. Cette méthode à l'avantage de résoudre automatiquement le problème de la création ou suppression de produits et de permettre, alors que les prix nominaux restent inchangés, à l'indice de prix d'enregistrer des variations qui sont dues au report constant de la clientèle vers des produits supérieurs ou nouveaux.

Dans cette application  $q_i^t$  représente donc la quantité vendue du groupe de produit ( $i$ ) et  $p_i^t$  le prix moyen de vente de ce groupe.

L'étude qui va suivre est une étude de ventes mensuelles de tabacs depuis 1949. Aucune étude de ce genre n'avait encore pu être effectuée en France, les ventes mensuelles n'étant connues que depuis 1948.

## 2 - DONNÉES POUR LA PÉRIODE 1949-1954

Le tableau I donne l'indice du volume des ventes par mois depuis 1949 base 100 en 1949.

La variation saisonnière a été calculée par une méthode globale d'approximations successives comparant les chiffres mensuels à des chiffres estimés sur

des bandes à tendance constante (sur les valeurs logarithmes). Dans ce cas particulier il ne paraît en effet pas que les méthodes utilisant des chaînes de rapport mois sur mois donnent de bons résultats. En effet, les ventes étudiées sont les ventes faites aux débiteurs de tabacs. Ceux-ci passent en moyenne environ une commande par mois et rectifient le mois suivant leur commande d'après leur vente réelle: si la commande du mois  $t$  était trop forte, la commande du mois  $t + 1$  sera ainsi diminuée et le rapport des ventes du mois  $t + 1$  et  $t$  comportera une erreur sensible par rapport au rapport des consommations réelles de ces deux mois. Les débiteurs obéissant souvent dans l'année à des mobiles identiques (perspective de hausse de prix, disponibilité, etc...) il s'ensuit que même à l'échelle nationale les rapports des ventes aux débiteurs mois sur mois comportent des erreurs systématiques.

Pratiquement la période étudiée a été séparée en seulement deux périodes : d'avril 49 à Septembre 51, et d'Avril 52 à Juillet 54.

Pendant ces deux périodes, on a ajusté les logarithmes des ventes à une formule linéaire du temps (Moindres carrés). Puis on a établi les écarts entre les valeurs réelles et les valeurs estimées par cette formule: ces écarts correspondent aux logarithmes des coefficients bruts de variation saisonnière, c'est-à-dire du rapport des ventes réelles aux chiffres des ventes désaisonnalisées.

On suppose ainsi que l'indice  $I_t$  des quantités vendues au mois  $t$  est de la forme  $I_t = P(t) \cdot f(t)$  où  $P(t)$  est le coefficient mensuel de variation saisonnière avec  $P(t + 12) = P(t)$ , et  $f(t)$ , la fonction de tendance (ici on a pris  $\log f(t) = a + bt$  fonction linéaire).

$$\text{On a donc } y = \log I_t = \log P(t) + a + bt$$

On fait une première estimation de  $a$  et  $b$ , soit  $a_1$  et  $b_1$  (pour chacune des deux périodes de temps: Avril 49 à Septembre 51 et Avril 52 à Juillet 54) directement par les moindres carrés sur les valeurs  $y$ . Puis on détermine chaque mois, les différences:  $y - y_1$  ou  $y_1 = a_1 + b_1 t$ . La moyenne de ces différences pour un même mois est une première estimation de  $\log P(t)$ , c'est d'ailleurs l'estimation du maximum de vraisemblance - Remarquons que cette partie du calcul n'a rien d'automatique. Il y a lieu en effet d'éliminer, ce faisant, toutes les valeurs  $y$  que l'on sait avoir été perturbées par des causes précises. Ce travail demande une parfaite connaissance des éléments concernant la production dont les insuffisances peuvent se refléter sur la vente et surtout des conditions de la vente (dans le cas du Tabac ces dernières années: bruits répandus concernant des mouvements éventuels de prix qui souvent ne sont pas suivis d'effet).

Ayant ainsi obtenu une première estimation  $P_1(t)$  des coefficients  $P(t)$ , on calcule  $y'_1 = y - \log P_1(t)$ . Puis sur ces valeurs  $y'_1$  on procède à une deuxième estimation des coefficients de l'équation de régression, soit  $a_2$  et  $b_2$ .

Si  $a_2$  et  $b_2$  ne diffèrent pas significativement de  $a_1$  et  $b_1$ , le calcul peut être arrêté et les  $P_1(t)$  constituent une estimation valable des coefficients saisonniers.

Sinon on doit continuer l'approximation successive en calculant comme précédemment des coefficients saisonniers  $P_2(t)$  puis de nouvelles valeurs  $a_2$  et  $b_2$ .

On a rarement à dépasser ce stade,  $a_3$  et  $b_3$  ne différant normalement pas de  $a_2$  et  $b_2$ .

Les coefficients  $P(t)$  n'étant déterminés qu'à une constante multiplicative près, on détermine cette constante en écrivant que :

$$\sum_{t=0}^{t=11} P(t) = 12$$

Le tableau II donne les coefficients de variations saisonnières brutes et ramenées à un même nombre de jours dans le mois et l'indice de volume des ventes corrigé de la variation saisonnière.

On constate sur ce dernier indice des chiffres anormaux. Il s'expliquent de la façon suivante :

- Avril - Mai 1951 : Crainte d'une hausse des prix en Avril, ayant provoqué un stockage et déstockage correspondant au mois de Mai
- Octobre 1951 à Mars 1952 : Les indices ont été perturbés par la hausse générale des prix en Novembre 1951, hausse qui a été précédée d'un stockage très important au mois d'Octobre 1951.
- Avril à Août 1953 : L'indice a été perturbé par la crainte persistance d'une hausse des prix et par les grèves du mois d'Août.
- Avril à Mai 1954 : Mêmes phénomènes et pour les mêmes raisons qu'aux mois correspondants de 1951.

Le tableau III donne l'indice de prix de vente du tabac et le tableau IV ; l'indice des prix relatifs des tabacs, c'est-à-dire, le rapport de l'indice de prix du tabac à l'indice de prix de détail à PARIS (213 articles).

### 3 - RECHERCHE D'UNE FORMULE REPRÉSENTATIVE DES VENTES

Les ventes de tabac ne peuvent guère être étudiée qu'en fonction du temps (leur accroissement traduisant l'augmentation continue du nombre des fumeurs et des quantités fumées par individu) et du prix.

En effet, il semble très difficile de trouver d'autres indices économiques pouvant être en corrélation avec la vente du tabac. En particulier aucun indice de revenu ne semble pouvoir rendre compte de façon simple de la consommation d'un produit de consommation aussi général et étendu que le tabac.

La période étudiée peut être séparée en deux parties :

- Janvier 1949 à Novembre 1951 - prix nominaux fixes, prix relatifs en forte baisse, ventes en forte expansion.
- Novembre 1951 - augmentation des prix des tabacs fabriqués d'environ 20 %.
- Janvier 1951 à Juillet 1954 - prix nominaux fixes, prix relatifs stables, en faible hausse, ventes en expansion modérée.

Un ajustement linéaire en fonction du temps du logarithme de l'indice des ventes est parfaitement valable pour chacune de ces deux périodes.

Cependant, une étude globale d'ajustement des ventes en fonction du temps et du prix relatif peut être faite.

La formule retenue est une formule de liaison établie entre le logarithme de l'indice des ventes d'une part, et le temps et le logarithme de l'indice de prix relatif, d'autre part, On a ainsi immédiatement une estimation de la tendance (coefficient de temps) et une estimation de l'élasticité vraie (coefficient du logarithme de l'indice des prix relatifs). L'estimation a été faite par la méthode des moindres carrés. -La loi de demande est ainsi de la forme :

$$\log I_t = - \lambda \log j_t + a + bt \quad \left\{ \begin{array}{l} I_t \text{ indice des ventes} \\ j_t \text{ indice du prix relatif} \end{array} \right.$$

Les résultats numériques sont les suivants :

Elasticité	$\lambda = 0,19$	
tendance annuelle	$\beta = + 3,1 \%$	$\log (1 + \beta) = 12 b$

Cette étude doit évidemment être complétée par celle de la loi de probabilité de l'écart entre la valeur réelle de l'indice des ventes (ou plutôt de son logarithme) et son estimation.

En effet pour que la méthode de calcul (moindres carrés) soit valable, cette loi doit être sensiblement assimilable à une loi de GAUSS.

L'écart type  $\sigma$  de cette loi est 0,0130, ce qui signifie qu'un écart supérieur à 6 % ( $2\sigma$ ) de l'indice de volume des ventes autour de son estimation a une probabilité d'environ 5 % et un écart supérieur à 9,4 % ; une probabilité inférieure à 1 % de se rencontrer.

On peut en déduire des estimations des écarts types de  $\lambda$  et de  $\beta$ . On trouve que les vraies valeurs de ces coefficients ont une probabilité de 95 % de se trouver dans l'intervalle de :

$$0,07 \text{ à } 0,31 \text{ pour } \lambda$$

$$2,4 \text{ à } 3,5 \text{ pour } \beta$$

Si  $\nu$  est le nombre de points critiques (pics et creux) et N le nombre d'observations utilisées, on sait que l'on a sensiblement :

$$E(\nu) = \frac{2}{3} (N - 2)$$

$$\text{Variance}(\nu) = \frac{16N - 29}{90}$$

et que la loi de  $\nu$  tend vers la loi normale quand N tend vers  $\infty$

On a ici

$$\nu = 42$$

$$E(\nu) = 37,3$$

$$\sqrt{\text{Variance}(\nu)} = 3,3$$

soit un accord acceptable avec une loi normale.

On peut apprécier plus précisément l'accord de cette loi avec la loi normale par un test  $\chi^2$ . Les valeurs  $x$  sont réparties en 5 classes et on calcule la répartition correspondante d'une loi normale de même moyenne et de même écart-type. On obtient une valeur de  $\chi^2 = 8,5$ . Cette loi de  $\chi^2$  a  $5 - 2 = 3$  d° de liberté puisque la moyenne et l'écart-type de la loi normale de comparaison sont calculés sur les données.

Cette valeur de  $\chi^2$  n'a qu'une probabilité de l'ordre de 4 % d'être dépassée. L'assimilation de la loi de  $x$  avec la loi normale est acceptable de justesse.

Ce dernier point met en évidence l'existence de valeurs anormales de l'indice. Ces valeurs sont d'ailleurs celles pour lesquelles une cause connue, explicitée au § 2 a perturbé nettement les chiffres de ventes, il est donc normal que ces valeurs cadrent mal avec un ensemble de valeurs supposées perturbées par des causes faibles et nombreuses (loi de GAUSS).

Le graphique ci-contre où ont été reportées avec échelle logarithmiques les valeurs de l'indice réelles et les valeurs correspondantes calculées à partir de la loi de demande ainsi estimée, illustre bien ces résultats.

#### 4 - COMPARAISON DE CES RÉSULTATS AVEC CEUX DE LA PÉRIODE D'AVANT-GUERRE ET CONCLUSION

On ne dispose pour la période d'avant-guerre (Tableau V) que de chiffres de ventes annuelles ce qui exclue toute possibilité d'étude instantanée des ventes.

De plus certains chiffres manquent complètement, en particulier pour la période de la guerre de 1914 et en 1925-1926 période de transition où fût créée la Caisse Autonome. Un ajustement fait sur les chiffres disponibles de la même façon qu'au § 3, a donné les résultats suivants :

$$\text{élasticité} = 0,24$$

$$\text{tendance annuelle} = 0,4 \%$$

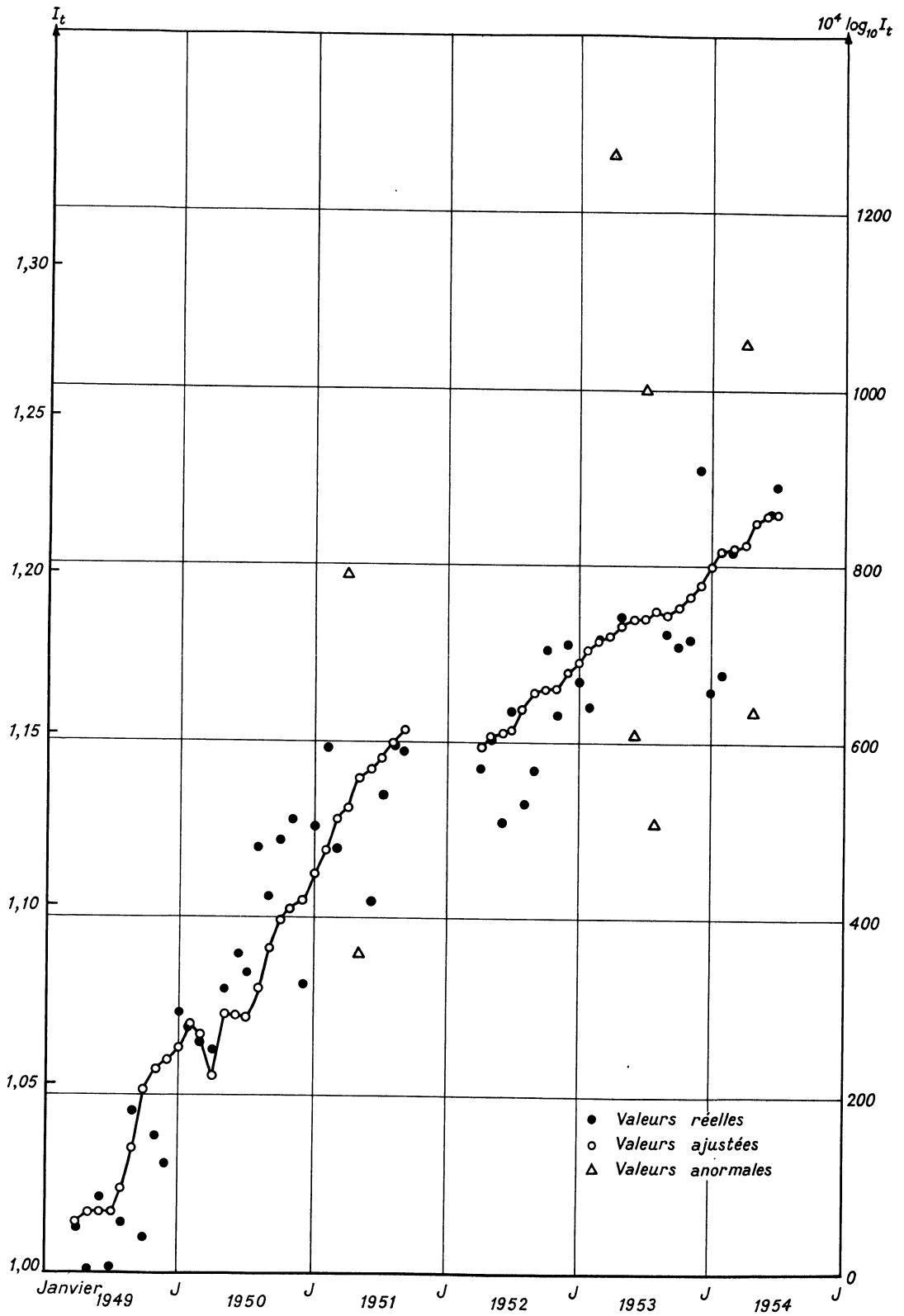


Tableau I  
INDICE MENSUEL DES QUANTITÉS DE TABACS FABRIQUÉS VENDUS EN FRANCE  
BASE 100 1949

MOIS	1949	1950	1951	1952	1953	1954
Janvier	91,3	104,8	110,1	100,6	114,3	114,
Février	82,7	95,	102,2	101,2	103,3	104,2
Mars	91,6	102,7	107,5	104,6	114,	116,7
Avril	99,2	103,8	117,6	111,8	131,2	124,8
Mai	101,9	109,7	110,7	117,1	123,7	117,9
Juin	104,5	111,2	112,9	115,2	117,7	123,7
Juillet	104,1	112,4	117,7	121,8	130,9	127,6
Aout	106,6	117,7	120,6	118,8	118,2	121,
Septembre	104,9	110,9	115,2	114,6	119,1	119,9
Octobre	102,0	113	139	118,8	118,9	
Novembre	101,9	110,7	100,4	113,7	116,	
Décembre	107,7	112,8	92,2	123,3	129,	
Moyenne annuelle	100	108,7	112,2	113,6	119,7	

Tableau II  
INDICE MENSUEL DES QUANTITÉS DE TABACS FABRIQUÉS VENDUS EN  
FRANCE CORRIGÉ DE LA VARIATION SAISONNIÈRE.

MOIS	Coefficients bruts de variations saisonnières	Coefficients de variations saisonnières ramené à un même nb. j.	1949	1950	1951	1952	1953	1954
Janvier	980	962	93,2	107,	112,4	102,7	116,7	116,4
Février	891	968	92,8	106,6	114,7	113,6	115,9	116,9
Mars	967	949	94,7	106,2	111,2	108,2	117,9	120,7
Avril	980	994	101,2	105,9	120,	114,1	133,9	127,4
Mai	1.019	1.000	100,1	107,7	108,7	115,0	118,7	115,7
Juin	1.024	1.038	102,0	108,6	110,2	112,5	114,9	121,8
Juillet	1.040	1.021	100,2	108,2	113,2	115,8	125,9	122,7
Aout	1.052	1.032	101,4	111,7	114,7	113,0	112,4	115,0
Septembre	1.006	1.020	104,3	110,3	114,6	114,0	118,2	119,2
Octobre	1.010	991	101	111,9	137,7	117,7	117,8	
Novembre	984	998	103,6	112,1	102,1	115,6	118	
Décembre	1.047	1.027	103	107,8	88,1	117,9	123,3	
Moyenne annuelle	1.000	1.000	100	108,7	111,4	113,5	119,7	



Tableau III  
INDICE MENSUEL DES PRIX DES TABACS FABRIQUÉS VENDUS

MOIS	1949	1950	1951	1952	1953	1954
Janvier	99,5	100,1	101,9	124,8	125,6	126,5
Février	99,4	100,1	102,	124,7	125,6	126,2
Mars	100	100,3	102,	124,9	125,7	126,9
Avril	100,3	100,7	102,1	125,1	125,8	127
Mai	100,4	100,9	102,3	125,2	126	126,4
Juin	100,5	101,	102,4	125,1	126;1	126,5
Juillet	100,6	101,3	102,7	125,2	126,2	126,5
Aout	100,5	101,4	102,7	125,2	125,9	126,3
Septembre	100,5	101,4	102,9	125,2	126,2	126,5
Octobre	99,7	101,6	103,1	125,4	126,6	
Novembre	99,7	101,6	119,9	125,6	126,6	
Décembre	100,1	102,6	124,7	125,9	127	
Moyenne annuelle	100	101,2	105,3	125,2	126,2	

Tableau IV  
INDICE MENSUEL DES PRIX RELATIFS DES TABACS FABRIQUÉS  
VENDUS  
(Indice des prix des tabacs divisé par l'indice de détail à PARIS)

MOIS	1949	1950	1951	1952	1953	1954
Janvier	96,5	92,9	85,4	85,5	86,3	88,3
Février	99,4	91,0	84,4	84,0	86,0	87,6
Mars	102,4	93,3	81,2	84,3	86,6	88,4
Avril	104,3	100,0	81,2	85,3	86,9	89,2
Mai	103,9	93,3	79,1	86,6	86,6	87,7
Juin	105,3	94,5	79,3	87,4	86,7	88
Juillet	106,6	96,2	79	87,7	87,8	89,1
Aout	104,6	93	78,3	86,5	88	89,1
Septembre	100,5	89,7	77,4	85,9	89,5	
Octobre	94,4	87,5	76	86,5	89,8	
Novembre	92,8	87,1	85,4	87,0	89,6	
Décembre	92,9	87,4	87,3	86,6	89,4	
Moyenne annuelle	100	91	80,9	86,1	87,8	

Tableau V  
ÉVOLUTION DE LA VENTE EN FRANCE DES  
FABRIQUÉS (Ventes aux débiteurs)

	Volume des ventes en millions de frs.	Valeur des ventes en milliards de fr. 1949	Indice des quantités ven- dues (base 100 en 1949)	Indice des prix de vente (base 100 en 1949)	Indice du prix des tab. fabriqués par rapport à l'in- dix des prix de détail à PARIS
1924	2.220	75	92	1,80	61
1927	3.938	88	81	3,65	82
1928	4.275	94	87	3,67	80
1929	4.612	94	95	3,64	74
1930	4.853	99	99	3,69	75
1931	4.908	103	97	3,81	79
1932	4.786	110	93	3,79	88
1933	4.717	116	92	3,79	93
1934	4.537	118	89	3,78	98
1935	4.339	125	85	3,75	108
1936	4.421	117	87	3,76	99
1937	4.836	101	87	4,10	86
1938	5.464	99	89	4,54	83
1939	5.816	98	82	5,26	88
1940	6.395	90	71	6,61	93
1941	6.780	82	64	7,84	95
1942	6.402	67	41	11,45	119
1943	7.075	57	35	14,95	121
1944	7.219	46	31	17,14	110
1945	13.852	86	45	22,62	105
1946	36.623	103	72	37,69	107
1947	67.165	119	96	51,93	92
1948	113.800	127	104	80,76	90
1949	135.285	135	100	100	100
1950	148.839	134	109	101,2	91
1951	159.769	123	111	105,3	81
1952	192.397	132	114	125,2	86
1953	204.321	142	120	126,2	88

Cet ajustement est nettement moins bon que le précédent (deux écarts-types correspondent à 12 % d'écart entre les valeurs réelles et estimées de l'indice des ventes), en raison, en particulier, de l'insuffisance de l'augmentation de l'indice de prix relatif du tabac pour rendre compte de la baisse des ventes provoquée par la crise de 1930-1935.

On peut en conclusion dire que l'élasticité de la consommation des tabacs fabriqués par rapport aux prix relatifs, n'est pas significativement différente en 1949-1954 de sa valeur pour la période d'avant-guerre.

Cette élasticité se situe à un niveau très bas et caractérise un produit auquel les consommateurs sont très fortement attachés. Par ailleurs, on peut affirmer que les prix de vente pratiqués sont restés, tant pour la période d'avant-guerre que pour la période actuelle, nettement en-dessous des prix optima de Monopole c'est-à-dire des prix qui auraient procuré le maximum de rentrées fiscales du fait de la vente des tabacs fabriqués.

Par ailleurs, on a assisté de 1949 à 1954 à un développement relativement rapide de la consommation du tabac en France, puisque l'augmentation annuelle des ventes (3 %) est pour cette période beaucoup plus forte que ce qu'elle était avant-guerre (0,4 %).

Cette différence semble due en grande partie à la progression de la consommation de tabac parmi la clientèle féminine, qui était pratiquement nulle avant-guerre.

Il ne semble y avoir aucune raison pour que cette progression se ralentisse, le marché féminin étant loin d'être saturé. On peut même penser que l'arrivée à l'âge de fumer dans 5 ou 10 ans des premières générations nombreuses d'après-guerre, devrait amplifier l'augmentation. Il est toutefois indispensable pour cela que à ces nouveaux consommateurs soit offert, à des prix populaires, des produits correspondant à leur goût. Ce dernier en effet, est normalement sensible à de nouvelles influences notamment extérieures, et peut différer notablement du goût des générations actuelles de fumeurs.