

MODELISATION DYNAMIQUE DE LA DEMANDE DES BOISSONS EN FRANCE

Françoise SEYTE* et Michel TERRAZA*

* LAMETA - Université de Montpellier I

Faculté des Sciences Economiques - Espace Richter - Bât C - Avenue de la Mer - B.P. 9606
- 34054 Montpellier Cédex 1-

E-mail : fseyte@lameta.univ-montpl.fr

mterraza@lameta.univ-montpl.fr

RESUME : Cette communication présente une modélisation de la demande des boissons en France de 1959 à 1995. Nous utilisons le modèle L.A./A.I.D.S. contraint, considéré dans le contexte dynamique d'un modèle à correction d'équilibre, lequel incorpore les restrictions économiques à la fois sur les composantes de long terme et de court terme. Nous montrons que l'augmentation de la demande des vins de qualité dépend à la fois de l'accroissement du revenu et de la hausse du prix des eaux minérales, des vins de consommation courante et de ses prix et que l'augmentation de la demande des vins de consommation courante dépend à la fois de l'accroissement du revenu et de la hausse du prix des vins de qualité et des eaux minérales. Le marché des vins subit donc l'influence de l'évolution du revenu des individus et du prix de certains biens substituables. Les vins de qualité et les jus de fruits possèdent une élasticité revenu positive et importante qui rend ces marchés compétitifs par rapport à ceux des autres biens du complexe.

ABSTRACT: This paper presents a model of beverage's demand in France from 1959 to 1995. We use the constrained L.A./ A.I.D.S. model, considered in the dynamic context of an equilibrium correction model, which incorporates the economic restrictions, in both the long run and in the short run components. The quality wine demand's increase depends in both the increase of income and the rise of mineral water's, ordinary wine's prices and these prices. The ordinary wine demand's increase depend in both the rise of income, and the rise of quality wine and mineral water prices. The wine market is, also, influenced by the evolution of people 's income and by the substituable good's prices. The quality wine and the fruit juice have an income elasticity positive and high. These markets are also competitive in coparison with the other beverage's markets.

Dans une précédente étude¹ [13] portant sur le complexe des boissons en France de 1959 à 1995, nous avons montré que la consommation des vins présentait des phénomènes de substitution avec essentiellement les eaux minérales, les jus de fruits et les sodas ou de complémentarité (pour les vins de consommation courante avec la bière). Cependant, le modèle A.I.D.S. non contraint utilisé pour réaliser nos calculs ne fournit pas une analyse suffisante de la structure du marché des boissons en France en raison de la non stationnarité des variables, génératrice d'une autocorrélation des résidus dans le modèle.

L'objectif de cette communication est d'améliorer ces résultats en utilisant d'une part le modèle L.A. /A.I.D.S. contraint de Blanciforti et Green (1983) et d'autre part les équations des coefficients budgétaires dans un modèle dynamique à correction d'équilibre² (1). Nous nous servons des résultats de son estimation pour révéler les relations de substitutions ou de complémentarité qui existent entre les consommateurs de boissons. (2).

1 La stratégie économétrique :

1.1 Le modèle A.I.D.S. contraint :

Le modèle LA/A.I.D.S. contraint (Linear Approximate Almost Ideal System) (Blanciforti et Green :1983) peut être employé pour représenter les évolutions de long terme de la consommation du complexe des boissons considérées. Il est préférable de choisir ce modèle, puisqu'il intègre les restrictions économiques. Il s'écrit :

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_{j=1}^{n-1} \alpha_{ij}^1 \log(p_j/p_n) + \alpha_i \log(x/P^*) \quad (1)$$

avec [11] :

- w_i : le coefficient budgétaire de chaque bien i : les eaux minérales, la bière, les jus de fruit, les vins de consommation courante, les vins de qualité et les sodas ($i = 1, \dots, 6$)
- α_i^* , α_i , α_{ij}^1 : les paramètres du modèle ($\alpha_i^* = \alpha_i - \alpha_i \log(\alpha)$, l'indice des prix $P = \alpha P^*$ et $\alpha_{ij}^1 = 1/2(\alpha_{ij} + \alpha_{ji})$)
- p_j : le prix du bien j

¹ « Analyse des substitutions dans le complexe des boissons en France au moyen du modèle A.I.D.S. » Communication présentée au colloque Oénométrie VII à Ajaccio – octobre 1998.

² Nous conservons pour le modèle la terminologie utilisée par I. Mc AVINCHEY qui s'inspire de celle du modèle à correction d'erreur. [9]

- x : la fonction d'utilité indirecte c'est à dire la dépense totale consacrée aux boissons du complexe
- P^* : l'indice de Stone (1953) $\log P^* = \sum_i w_i \log p_i$

Sous les contraintes :

$$\sum_i \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 1 \quad \sum_i \alpha_i = 0 \quad \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0 : \text{propriété d'additivité complète} \left(\sum_i w_i = 1 \right)$$

$$\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0 : \text{propriété d'homogénéité de degré 0 par rapport au prix et au revenu}$$

$$\alpha_{ij} = \alpha_{ji} : \text{condition de symétrie de Slutsky.}$$

Pour incorporer ces restrictions économiques, nous choisissons pour p_n le prix des sodas.

Lorsque les prix relatifs [6 p314] et les dépenses « réelles » (x / P) sont inchangées, les coefficients budgétaires sont constants. Les modifications des prix relatifs sont perçues à travers le paramètre α_{ij} . Il représente l'effet sur la $i^{\text{ème}}$ part de budget d'un accroissement de 1% dans le $j^{\text{ème}}$ prix (avec x / P^* constant) et il synthétise l'effet de substitution résultant d'une variation du prix du $i^{\text{ème}}$ bien sur les autres. Les changements au niveau de la dépense réelle sont visibles à travers les coefficients α . Ils sont positifs pour les biens supérieurs et négatifs pour les biens inférieurs : α recueille donc l'effet revenu.

Le modèle permet le calcul de trois types d'élasticité :

α l'élasticité par rapport à la dépense :

$$\alpha_i = 1 + (\alpha_i / w_i)$$

α l'élasticité non compensée par rapport au prix

$$\alpha_{ij} = (\alpha_{ij}^1 / w_i) - [(\alpha_i * w_j) / w_i]$$

α l'élasticité compensée par rapport au prix

$$\alpha_{ij}' = \alpha_{ij} + w_j * \alpha_i$$

où w_i et w_j représentent le coefficient budgétaire moyen du bien i ou j

α_i et α_{ij}^1 sont les paramètres estimés du modèle par la méthode S.U.R. de

Zellner.

12 Le modèle à correction d'équilibre :

Nous élaborons un modèle statistique général sous la forme d'un système de vecteurs linéaires dont les composantes sont :

- les coefficients budgétaires des différentes boissons
- le prix des boissons
- le rapport : dépense totale/indice de Stone (noté rapport 1).

Le système contient, par conséquent, onze variables et incorpore les restrictions économiques. Le coefficient budgétaire associé aux sodas est déterminé par ceux des autres boissons ($\sum_{i=1}^6 w_i = 1$).

Le modèle s'écrit alors :

$$M(L) V_t = \eta_t$$

avec : $M(L)$: matrice polynomiale d'opérateurs de retard L de dimension (11,11)

V_t : vecteur composé des coefficients budgétaires, des logarithmes du rapport des prix des différentes boissons et du rapport1, de dimension (11,1)³

$$\eta_t \sim \text{BB}(0, \sigma^2) \text{ de dimension } (11,1)$$

Ce modèle peut être réécrit sous la forme décomposée (cf[9 p 4]) :

$$B(L) W_t = A(L) X_t + \eta_t \quad (2)$$

avec

- X_t : le vecteur des logarithmes du rapport des prix des différentes boissons et du rapport1 de dimension (6,1)⁴
- W_t : le vecteur des coefficients budgétaires de dimension (6,1)⁵
- $B(L)$ et $A(L)$ matrices polynomiales d'opérateurs de retard L de dimension (6,6)
- $\eta_t \sim \text{BB}(0, \sigma^2)$

³ $V_t = [\text{weau}, \text{wbière}, \text{wjusf}, \text{wvcc}, \text{wvaoc}, \text{Ln(peau/psoda)}, \text{Ln(pbière/psoda)}, \text{Ln(pjusf/psoda)}, \text{Ln(pvcc/psoda)}, \text{Ln(pvaoc/psoda)}, \text{Ln(rapport1)}]$.

⁴ $X_t = [\text{Ln(peau/psoda)}, \text{Ln(pbière/psoda)}, \text{Ln(pjusf/psoda)}, \text{Ln(pvcc/psoda)}, \text{Ln(pvaoc/psoda)}, \text{Ln(rapport1)}]$

Si les variables composant V_t sont intégrées d'ordre 1, le modèle (2) peut être reformulé à l'aide d'un modèle à correction d'équilibre : cf [9]

$$\Delta W_t = -B^*(L) \Delta W_{t-1} + A(L) \Delta X_t - [W_{t-p} - X_{t-p}] + \varepsilon_t \quad (3)$$

où W_t et X_t sont composées de variables intégrées d'ordre 0.

Le terme $W_{t-p} - X_{t-p}$ représente le système d'équations des coefficients budgétaires décrites par l'équation 1. C'est la solution de long terme du modèle. Les équations des coefficients budgétaires sont insérées par la suite dans le modèle à correction d'équilibre. Il incorpore donc les restrictions économiques impliquées par le modèle A.I.D.S. contraint sur les composantes de long terme.

2 Résultats empiriques :

? Tests de Dickey-Fuller augmentés :

Les 23 variables concernant la consommation des différentes boissons, leur prix, les coefficients budgétaires et les logarithmes des prix sont intégrées d'ordre 1. Le tableau n°1 [cf annexe 1] présente les résultats obtenus des tests de Dickey-Fuller augmentés. Les équations (1) sont des régressions potentiellement cointégrables, expliquant le comportement de long terme du modèle.

? Estimation du modèle A.I.D.S contraint :

La solution de long terme du modèle :

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} \log(p_j/p_n)_t + \gamma_i \log(x/P^*)_t + \varepsilon_t \quad (4) \quad \varepsilon_t \sim BB(0, \sigma^2)$$

est estimée par la méthode S.U.R. de Zellner (appelée aussi régression multivariée). Les résultats sont rassemblés dans le tableau n°2.

⁵ $W'_t = [w_{eau}, w_{bière}, w_{jusf}, w_{vcc}, w_{vaoc}, w_{soda}]$ w_{soda} est déduit des autres coefficients budgétaires.

Globalement, le modèle peut paraître satisfaisant (cf les R^2) mais il présente une autocorrélation des résidus ($DW < 2$). La plupart des coefficients β (25 sur 35) sont significativement différents de zéro. Les résultats obtenus sont pratiquement semblables à ceux obtenus du modèle A.I.D.S. non contraint (cf annexe 2). La valeur significative du coefficient de détermination est en partie liée aux phénomènes de tendance commune. L'autocorrélation des résidus qui en résulte remet en cause la méthode d'estimation et suggère le recours au modèle à correction d'équilibre.

Tableau n°2 : Estimations des paramètres du modèle A.I.D.S. contraint (les valeurs de Student sont données entre parenthèses)

Boisson i	β_i^*	β_i	β_{i1}^1	β_{i2}^1	β_{i3}^1	β_{i4}^1	β_{i5}^1	β_{i6}^1	R^2	DW
V.C.C.	0.204 (20.07)	-0.28 (-11.9)	-0.093 (-1.55)	-0.11 (-1.20)	-0.047 (-1.22)	-0.052 (-1.08)	-0.029 (-1.05)	-0.115	0.975	1.122
Vins de qualité	0.375 (38.01)	0.237 (10.48)	0.296 (5.08)	-0.254 (-2.85)	0.103 (2.75)	0.158 (3.41)	-0.197 (-7.30)	-0.106	0.946	0.978
BIERE	0.115 (16.73)	-0.077 (-4.86)	-0.095 (-2.33)	0.106 (1.71)	0.003 (0.14)	-0.205 (-6.29)	0.144 (7.60)	+0.047	0.758	0.777
Jus de fruits	0.056 (12.03)	0.068 (6.40)	0.108 (3.95)	-0.028 (-0.68)	-0.05 (-2.84)	0.091 (4.18)	-0.034 (-2.68)	-0.087	0.936	0.782
Eaux minérales	0.135 (29.68)	0.019 (1.87)	-0.156 (-5.83)	0.186 (4.55)	-0.004 (-0.23)	0.021 (0.996)	0.068 (5.46)	-0.115	0.975	1.122
SODAS	0.115	0.033	-0.06	-0.100	-0.005	-0.013	0.048	0.175		

Tableau n°2-a : Elasticités – revenu β_i

Boissons i	V.C.C.	Vins de qualité	BIERE	Jus de fruits	Eaux minérales
β_i	-0.082	1.698	0.340	2.481	1.149

Tableau n°2-b : Elasticités compensées par rapport aux prix π_{ij}

π_{ij}	V.C.C.	Vins de qualité.	BIERE	Jus de fruits	Eaux minérales
V.C.C.	0.079	0.255	-0.30	-0.134	-0.22
Vins de qualité	0.286	-0.817	-0,83	0.273	0.778
BIERE	-1.578	1.454	0.988	0.063	-0.725
Jus de fruits	1.6	-1.244	-0.793	-1.163	2.154
Eaux minérales	0.124	0.469	1.407	-0.037	-1.21

L'utilisation du modèle A.I.D.S. contraint modifie les valeurs des élasticités de long terme (cf annexe 2 pour le modèle non contraint) mais les tendances observées précédemment n'ont pratiquement pas changé [cf 13]. Toutefois, des relations de substitution sont à noter entre les vins de consommation courante et les vins de qualité. Les vins de consommation courante présentent une demande fortement inélastique. Seule subsiste la relation de complémentarité entre les vins de consommation courante et la bière.

? Modèle à correction d'équilibre :

Pour construire le modèle à correction d'équilibre, les résidus des équations des coefficients budgétaires doivent être intégrés d'ordre 0. Ceci doit être compatible avec les différences premières des variables du modèle dynamique (équation 3).

Le tableau n°3 donne les tests de racine unitaire sur les résidus des équations (4). Les séries sont intégrées d'ordre 0. Trois résidus sur cinq vérifient l'hypothèse de normalité et un sur cinq ne présente pas d'autocorrélation. Les résidus semblent globalement stationnaires. Ils contiennent donc une information qui est exploitée dans le modèle à correction d'équilibre.

Tableau n°3 : Tests de racine unitaire de Dickey-Fuller sur les résidus des équations des coefficients budgétaires (modèle avec tendance et constante), de normalité et d'autocorrélation

Résidus des coefficients budgétaires des boissons :	A.D.F.	Retards	Valeur critique (5%)	Jarque Bera ($\chi^2(2) : 5.99$)	Q-Stat ($\chi^2(16) : 26.3$)
Eau	3.6	1	3.53	0.895	31.293
Bière	4.1	2	3.53	25.61	56.628
Jusf	3.56	2	3.53	13.91	38.268
Vcc	4.6	1	3.53	0.028	15.512
Vaoc	4.21	2	3.53	4.33	36.240

L'estimation de la solution de long terme⁶ permet la construction du vecteur des résidus :

$$[W_t - \hat{X}_t] = [\hat{U}] \text{ ou } \begin{matrix} \hat{w}_{eau} \\ \hat{w}_{bière} \\ \hat{w}_{jusf} \\ \hat{w}_{vcc} \\ \hat{w}_{vaoc} \end{matrix} = \begin{matrix} \hat{u}(eau)_t \\ \hat{u}(bière)_t \\ \hat{u}(jusf)_t \\ \hat{u}(vcc)_t \\ \hat{u}(aoc)_t \end{matrix}$$

Le modèle à correction d'équilibre s'écrit :

⁶ Le nombre de retard p est égal à zéro en raison de l'utilisation du modèle A.I.D.S. contraint.

$$\begin{aligned}
 & \hat{u}_{eau} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \\
 ? W_t = -B(L) ? W_{t-1} + A(L) ? X_t - ? & \quad 0 \quad \hat{u}_{biere} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad + ?_t \\
 & \quad 0 \quad 0 \quad \hat{u}_{jusf} \quad 0 \quad 0 \\
 & \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad \hat{u}_{vcc} \quad 0 \\
 & \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad \hat{u}_{vaoc} \quad_{t-1}
 \end{aligned}$$

Les résultats des estimations du modèle par la méthode de Zellner sont fournis dans les tableaux 4 et 5 suivants :

Tableau n°4 : Estimations des paramètres du modèle à correction d'équilibre (les valeurs de Student sont données entre parenthèses)

? (boisson _i) _t	? (boisson _i) _{t-1}	? (log rap1)	? log (pboisson _i / psoda) _t						[^] u (boisson _i) _{t-1}	R ²	DW
			? _i *	? _i	? _{i1} ¹	? _{i2} ¹	? _{i3} ¹	? _{i4} ¹			
V.C.C.	0.149 (1.221)	-0.073 (-2.65)	0.061 (1.471)	-0.059 (-1.06)	0.001 (0.051)	-0.121 (-2.93)	0.093 (2.705)	0.025	0.169 (2.011)	0.45	1.71
Vins de qualité	-0.069 (-0.73)	0.141 (4.124)	0.129 (2.212)	-0.124 (-1.66)	0.042 (1.264)	0.012 (0.201)	-0.071 (-1.43)	0.012	0.277 (2.46)	0.59	1.78
BIERE	-0.379 (-2.82)	-0.066 (-3.62)	-0.053 (-1.70)	0.056 (1.412)	-0.001 (-0.03)	0.014 (0.432)	-0.027 (-1.02)	0.011	0.209 (2.352)	0.39	1.41
Jus de fruits	-0.628 (-7.06)	0.004 (0.546)	0.025 (1.917)	0.008 (0.505)	-0.023 (-3.08)	0.043 (3.334)	-0.024 (-2.27)	-0.029	0.129 (2.495)	0.72	1.74
Eaux minérales	-0.195 (-1.75)	-0.032 (-1.80)	-0.115 (-3.83)	0.094 (2.45)	-0.011 (-0.66)	0.024 (0.835)	0.021 (0.781)	-0.013	0.238 (2.139)	0.57	1.99
SODAS	0.122	0.026	-0.047	0.025	-0.008	0.028	0.019	0.026	-1.022		

Tableau n°5 : Caractéristiques du modèle à correction d'équilibre

Résidus de	Jarque Bera $\chi^2_{0,95}(2) = 5.99$	Q-Stat $\chi^2_{0,95}(16) = 26.3$	Test Arch : nR^2 $\chi^2_{0,95}(15) = 25$
Weau	0.376	13.09	15.83
Wbière	8.55	17.96	11.93
Wjusf	0.174	22.73	16.81
Wvcc	2.703	21.50	17.63
Wvaoc	0.602	10.96	19.29

Le modèle ne présente plus d'autocorrélation et d'hétéroscédaticité. L'hypothèse de normalité des aléas est acceptée. Les résidus présentent les caractéristiques d'un bruit blanc. La modélisation à correction d'équilibre est validée puisque le signe du coefficient α est positif (étant donné qu'un signe négatif a été introduit dans le modèle). Ces coefficients (significatifs) appelés force de rappel vers l'équilibre ont une valeur plus élevée que les autres. Ils montrent que le marché des boissons a tendance à rester sur le modèle d'équilibre défini par les équations des coefficients budgétaires du tableau 2. Ce mécanisme de correction d'erreur permet de tendre vers la relation de long terme.

α Commentaires :

Les coefficients α^1 montrent l'effet absolu sur chaque valeur d'une augmentation de 1% de tous les prix et de la dépense.

Ainsi, un accroissement proportionnel dans les prix et la dépense fera :

- baisser les dépenses des vins de consommation courante, des vins de qualité et de la bière
- augmenter les dépenses des jus de fruits et des légumes, des eaux minérales et des sodas.

Les estimations du paramètre α classent les eaux minérales, la bière et les vins de consommation courante comme des biens inférieurs, alors que les autres boissons (jus de fruits, vins de qualité, sodas) sont considérées comme des biens supérieurs.

Pour préciser les rapports de substitution ou de complémentarité entre les boissons, nous utilisons les élasticités revenu et prix calculées à partir du modèle à correction d'équilibre, qui possède des estimations des paramètres plus satisfaisantes (tableaux n°6 et 7).

Tableau n°6 : Elasticités – revenu η_i

Boissons i	V.C.C.	Vins de qualité	BIERE	Jus de fruits	Eaux minérales
η_i	0.778	1.477	0.446	1.113	0.746

Tableau n°7 : Elasticités compensées par rapport aux prix η_{ij}'

η_{ij}'	V.C.C.	Vins de qualité.	BIERE	Jus de fruits	Eaux minérales
V.C.C.	-0.036	0.577	-0.062	0.037	0.312
Vins de qualité	0.369	0.054	-0.299	0.176	0.562
BIERE	0.451	0.071	0.593	0.029	-0.318
Jus de fruits	1.598	-0.411	0.370	-0.675	0.856
Eaux minérales	0.519	0.458	0.867	-0.0564	-0.786

Les élasticités – revenu permettent de distinguer trois groupes :

- les jus de fruits et les vins de qualité peuvent être considérés comme des biens supérieurs. Ils présentent une demande élastique par rapport au revenu avec une sensibilité plus forte pour les vins de qualité que pour les jus de fruits.
- Les vins de consommation courante et les eaux minérales ont une demande faiblement élastique.
- La bière a une demande rigide.

Les élasticités - prix directes (diagonale du tableau) sont comprises entre -1 et 1 . Deux groupes peuvent être dégagés :

- Les vins de consommation courante et les vins de qualité présentent une élasticité faible ; leur demande est fortement inélastique. (Une augmentation de 10% du prix des vins de consommation courante engendre une baisse de 0.4% de la demande de ce bien et une hausse de 10% du prix des vins de qualité entraîne une augmentation de 0.5%).
- Les eaux minérales, la bière, les jus de fruits ont une élasticité plus forte, en particulier celle des eaux minérales . Une augmentation de 10% du prix de l'eau (des jus de fruits) engendre une baisse de 7.8% (6.7%) de la demande des eaux minérales (des jus de fruits). Une augmentation de 10% du prix de la bière entraîne une hausse de la demande de 5.9%. Sa demande est « anormale ».

Les quantités consommées des vins de qualité, des vins de consommation courante et des jus de fruits dépendent plus de l'évolution du revenu que du prix de ces biens, celles des eaux minérales dépendent aussi bien de l'évolution des revenus que des prix. La consommation de la bière dépend plus de son prix que du revenu.

Les élasticités – prix croisées sont plutôt de signe positif que de signe négatif (17 sur 20). Elles témoignent des relations de substitution entre les biens. On peut ainsi observer⁷ :

- des relations de substitution importantes entre les jus de fruits et les vins de consommation courante. Une augmentation de 10 % du prix des vins de consommation courante entraîne une hausse de 15.9 % de la demande des jus de fruits
- des relations de substitutions nette (élasticité plus faible) entre les vins de consommation courante et les eaux minérales (une augmentation de 10 % du prix des eaux minérales engendre une hausse de 3.1% de la demande des vins de consommation courante), entre les vins de qualité et les vins de consommation courante (une augmentation de 10 % du prix des vins de consommation courante entraîne une hausse de 3.7% de la demande des vins de qualité), les vins de qualité et les eaux minérales (une augmentation de 10 % du prix des eaux minérales engendre une hausse de 5.6 % de la demande des vins de qualité), les jus de fruits et la bière (une augmentation de 10% du prix de la bière entraîne une hausse de 3.7 % de la demande des jus de fruit).

Par contre, on peut noter que qu'il n'y a pratiquement aucune relation de substitution entre la bière et les jus de fruits (une variation de 10 % du prix des jus de fruits n'a pratiquement

⁷ Lorsque les élasticités croisées η_{ij} et η_{ji} sont de signes contraires, on ne peut pas conclure quant aux relations de substitution et de complémentarité entre les biens.

aucune incidence sur la demande de bière (0.29%)) et entre les vins de consommation courante et les jus de fruits (une augmentation de 10 % du prix des jus de fruits engendre une hausse de 0.3% des vins de consommation courante).

La modélisation dynamique permet d'obtenir un modèle de meilleure qualité que celui du modèle A.I.D.S. contraint. Le problème de la non stationnarité des variables en niveau et celui de l'autocorrélation des résidus est résolu.

Les équations de modèle L.A./A.I.D.S. contraint, considérées dans un contexte dynamique, grâce au modèle à correction d'équilibre permettent d'énoncer les résultats suivants :

- L'augmentation de la demande des vins de qualité dépend à la fois de l'accroissement du revenu et de la hausse du prix des eaux minérales, des vins de consommation courante et de ses prix
- L'augmentation de la demande des vins de consommation courante dépend à la fois de l'accroissement du revenu et de la hausse du prix des vins de qualité et des eaux minérales.

Le marché des vins subit l'influence de l'évolution du revenu des individus et du prix de certains biens substituables. Celui des eaux minérales est fortement lié à l'évolution du prix de ses biens, celui des jus de fruits, à l'évolution des prix de ce bien et des prix des vins de consommation courante.

Les vins de qualité et les jus de fruits possèdent une élasticité revenu positive et importante qui rend ces marchés compétitifs par rapport à ceux des autres biens du complexe.

Le marché des boissons en France possède un équilibre de long terme qui semble perdurer au cours du temps, permettant vraisemblablement de réaliser des prévisions des éléments le constituant.

ANNEXE 1

Tableau n°1 : Tests de racine unitaire de Dickey-Fuller (modèle avec tendance et constante)

Variables	A.D.F.	Retards	Valeur Critique (5%)
Ceau	-1.31	0	-3.53
Cbière	0.07	1	-3.54
Cjustf	2.52	0	-3.53
Cvcc	-1.65	0	-3.53
Cvaoc	-0.63	0	-3.53
Csoda	-2.22	0	-3.53
Peau	-2.48	0	-3.53
Pbière	-2.03	0	-3.53
Pjustf	-1.36	2	-3.54
Pvcc	-2.17	0	-3.53
Pvaoc	-2.32	0	-3.53
Psoda	-2.64	0	-3.53
Weau	-1.72	0	-3.53
Wbière	0.21	0	-3.53
Wjustf	1.2	0	-3.53
Wvcc	-235	0	-3.53
Wvaoc	-1.45	0	-3.53
Ln(peau/ psoda)	-2.83	0	-3.53
Ln(pbière /psoda)	-3.23	0	-3.53
Ln(pjustf/ psoda)	-1.98	1	-3.54
Ln(pvcc/ psoda)	-1.17	0	-3.53
Ln(pvaoc/ psoda)	-2.23	0	-3.53
Ln(rapt.1)	-2.12	0	-3.53

ANNEXE 2 :
MODELE L.A./A.I.D.S. NON CONTRAINT

Estimations des paramètres du modèle non contraint (les valeurs de Student sont données
entre parenthèses)

Boisson i	β_i^*	β_i	β_{i1}^1	β_{i2}^1	β_{i3}^1	β_{i4}^1	β_{i5}^1	β_{i6}^1	β_{ij}^6	R^2	DW
V.C.C.	3.016 (2.361)	-0.435 (-5.88)	-0.237 (-2.75)	0.200 (2.348)	-0.121 (-2.44)	-0.12 (-1.35)	-0.124 (-2.46)	-0.223 (-2.48)	-0.621	0.991	1.552
Vins de qualité	-2.086 (-1.66)	0.374 (5.149)	0.422 (4.982)	0.009 (0.117)	0.168 (3.464)	-0.249 (-2.93)	-0.115 (-2.34)	0.308 (3.50)	0.545	0.939	1.092
BIERE	2.205 (2.572)	-0.193 (-3.88)	-0.202 (-3.48)	-0.053 (-0.93)	-0.051 (-1.53)	0.102 (1.756)	0.074 (2.205)	-0.333 (-5.51)	-0.462	0.742	0.986
Jus de fruits	-1.424 (-2.49)	0.151 (4.534)	0.185 (4.766)	-0.017 (-0.44)	-0.012 (-0.54)	-0.025 (-0.65)	0.015 (0.68)	0.182 (4.516)	0.328	0.932	0.888
SODA	0.318 (0.932)	0.021 (1.079)	-0.070 (-3.03)	-0.075 (-3.32)	-0.011 (-0.80)	0.096 (4.14)	0.042 (3.11)	-0.026 (-1.09)	-0.046	0.986	2.30
Eaux minérales	-0.939 (-1.62)	0.079 (2.348)	-0.102 (-2.58)	-0.065 (-1.68)	0.024 (1.071)	0.189 (4.812)	0.104 (4.566)	0.087 (2.123)	0.235	0.977	1.107

Elasticités – revenu β_i

Boissons i	V.C.C.	Vins de qualité	BIERE	Jus de fruits	SODA	Eaux minérales
β_i	-0.2889	2.2653	-0.6175	5.4835	1.2247	1.6273

Elasticités compensées par rapport aux prix β_{ij}^6

β_{ij}^6	V.C.C.	Vins de qualité.	BIERE	Jus de fruits	SODA	Eaux minérales
V.C.C.	-0.3219	-0.0699	-0.2273	-0.3244	0.3868	-0.5762
Vins de qualité	1.3830	-0.0934	-0.7222	0.6029	0.1282	1.5537
BIERE	-2.447	0.9178	0.9737	-0.3926	-0.3517	-1.5671
Jus de fruits	5.7598	0.7512	-0.6302	-0.3229	-0.4095	5.6190
SODA	0.0602	0.7337	1.1263	-0.0785	-0.7002	-0.5648
Eaux minérales	1.027	1.1220	1.6213	0.2251	0.2149	-0.6799

BIBLIOGRAPHIE

- [1] BARTEN A.P. – (1969) – « Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations » *European Economic Review*, p 7- 73.
- [2] BOURBONNAIS R. – (1998) – « Econométrie » Dunod
- [3] BOURBONNAIS R. – TERRAZA M. – (1998)- « Analyse des séries temporelles en économie » PUF
- [4] BUSE A. – (1974) - « Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System » *American Journal of Agricultural Economics*, p 781-793.
- [5] CHRISTENSEN L.R., JORGENSON D.W., LAU L.J. – (1975) – Transcendental Logarithmic Utility Functions » *American Economic Review*, p 367-383
- [6] DEATON A. - MUELLBAUER J. – (1980) – « An Almost Ideal System », *American Economic Review*, p 312-326.
- [7] DEATON A. – (1974) – « A Reconsideration of the Empirical Implications of Additive Preferences » *Economic Journal*, p 338-348.
- [8] DEATON A. – (1978) – « Specification and Testing in Applied Demand Analysis » *Economic Journal*, p 524-536.
- [9] MC AVINCHEY I – (1998) «The Structure of Demand for Alcoholic Drinks in the United Kingdom » *Cahier Scientifique de l’I.E.C.V.* n°1
- [10] MUELLBAUER J. – (1975) – « Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand » *Review of economic studies*, p 523-543.
- [11] MUELLBAUER J. – (1976) – « Community Preferences and the Representative Consumer » *Econometrica*, p 677-694.
- [12] RAY R. – (1982) – « The Testing and Estimation of Complete Demand Systems on Household Budget Surveys : an Application of A.I.D.S. » *European Economic Review*, p 349-369.
- [13] SEYTE F. – TERRAZA M. – (2000) «Analyse des substitutions dans le complexe des boissons en France au moyen du modèle A.I.D.S » *Cahier de l’O.C.V.E.* n°3
- [14] STONE J.R.N. – (1954) – « Linear Expenditure Systems and Demand Analysis : an Application to the Pattern of British Demand » *Economic Journal*, p 511-527.
- [15] TERRAZA M. – (1981) – « Economie des processus aléatoires : le cas du marché français des vins de consommation courante » *Thèse Université Montpellier I*
- [16] TERRAZA M. – (1994) – « Multivariate Tests for Time Series Models » Sage Pub.V100.
- [17] THEIL H. – (1965) – « The Information Approach to Demand Analysis » *Econometrica*, p 67-87.