

**L'innovation-produit peut-elle relancer la consommation
de fruits et légumes ?**

Etude de cas sur le marché de la tomate fraîche

Daniel Hassan et Sylvette Monier-Dilhan

INRA-GREMAQ, Université de Toulouse I, 21 Allée de Brienne, 31000 Toulouse.



2èmes journées de recherches en sciences sociales

INRA SFER CIRAD

11 & 12 décembre 2008 – LILLE, France

Résumé

Cet article vise à comprendre certaines limites de l'innovation comme outil de stimulation de la demande. Nous étudions l'impact de nouveaux produits sur la demande de tomate. Après avoir vérifié que tous les produits s'inscrivent bien dans le même marché, nous montrons que si ces produits ont bien rencontré une demande, leur entrée sur le marché n'a pas eu d'impact sur les préférences des consommateurs au niveau du marché de la tomate. Ce résultat, qui peut s'expliquer par un mauvais positionnement des nouveaux produits, interroge sur la manière d'accroître la consommation de fruits et légumes.

Dans la plupart des secteurs de l'économie, l'innovation est un moteur de croissance. L'amélioration de la qualité et l'accroissement de la diversité des produits stimulent la demande. C'est ce paradigme que les professionnels de la filière fruits et légumes ont à l'esprit lorsqu'ils expliquent la stagnation ou la baisse de la demande par une segmentation insuffisante, comparativement à ce qui se passe pour les produits manufacturés¹. Les consommateurs soulignent plutôt la qualité médiocre des produits et la hausse des prix, qu'ils rendent responsables d'un niveau de consommation inférieur pour 60% des personnes aux recommandations des nutritionnistes (400g/jour/personne, voir Amiot-Carlin et al., 2007).²

Si la segmentation de l'offre de fruits et légumes a longtemps été embryonnaire, depuis plusieurs années elle progresse. Pour un certain nombre de produits (pomme de terre, raisin de table, tomate...), le nombre de variétés commerciales³ a augmenté, aboutissant à plus de diversité des formes et des goûts, à un allongement des périodes de consommation ou à une meilleure adaptation de chaque variété à certains usages. Pour certains produits fragiles ou triés, la vente sous conditionnement a remplacé le vrac et davantage de signes officiels de qualité (Identifications Géographiques Protégées et Appellations d'Origines Contrôlées) ont été introduits. Il n'existe toujours pas de grande marque reconnue par une majorité de consommateurs mais certaines appellations (Prince de Bretagne, par exemple) sont désormais connues par une partie du grand public.

Ces évolutions autorisent à présent des analyses de cas sur la segmentation. L'exemple choisi ici est celui de la tomate fraîche. Ce choix est d'abord lié à la possibilité de rassembler des données sur période longue (1990-2007). La tomate est par ailleurs le légume frais le plus

¹ CF le programme « Segmentation stratégique » développé par l'interprofession des fruits et légumes au cours de ces dernières années.

² La même recommandation, exprimée en fréquence de consommation (5 fruits ou légumes/jour) n'est suivie que par 10% des individus (enquête INCA).

³ Sous le terme « variété » les biologistes font référence aux variétés agronomiques. Celles-ci conditionnent le goût et les rendements. Les variétés commerciales peuvent être produites à partir de la même variété agronomique et ne se distinguer que par certaines caractéristiques extérieures : c'est le cas des tomates ronde et grappe.

consommé en France (18%) ; il est reconnu pour ses qualités nutritionnelles⁴ mais associé à une image « qualité » en baisse. Au milieu des années 90, sur un marché dominé jusque là par une seule variété, la tomate-ronde (95% du marché, avec une niche de 5% pour la tomate-allongée), deux produits nouveaux sont introduits : la tomate-grappe et la tomate-cerise. La tomate-grappe est associée à une image de produit naturel, « juste cueilli » ; elle est destinée à la consommation en frais. La tomate-cerise a des usages en partie décalés par rapport aux modes de consommation standard : en l'état, pour le grignotage et l'apéritif. L'objectif de ce travail est de savoir si cette différenciation des produits a dynamisé la demande finale.⁵

De nombreux travaux d'économie publique ou industrielle concernant le secteur des fruits et légumes tiennent compte de l'existence d'une différenciation des produits. Ainsi, Hassan, Ossard et Réquillart (2000) étudient, grâce à un modèle de différenciation verticale, l'impact des normes européennes (catégories Extra, I, II) sur le fonctionnement du soutien public. Hassan et Monier-Dilhan (2003) comparent la valorisation de différents attributs de la qualité (normalisation européenne, variétés, contre-saison, signes officiels de qualité...) dans deux circuits de distribution, le circuit traditionnel (grossistes et commerce spécialisé) et la grande distribution. Ils montrent qu'en grande distribution, où sont vendus la majeure partie des fruits et légumes, la principale source de différenciation des prix est liée aux variétés commerciales. Cette prééminence reflète l'importance du critère visuel pour la vente de fruits et légumes en grande distribution. Bazoche, Giraud-Héraud et Soler (2005) montrent comment, dans le secteur des produits frais (fruits et légumes, viande), l'absence de marques commerciales a autorisé le développement d'une stratégie de marques de distributeurs associées à une image de qualité (Filières Qualité Carrefour).

⁴ En raison de la présence d'un antioxydant majeur, le Lycopène, anti-cancérigène et efficace dans la prévention des maladies cardio-vasculaires.

⁵ Cette recherche a bénéficié d'un financement de la part de l'ANR (projet Qualitomfil).

Un certain nombre de recherches sur le fonctionnement des filières s'appuient sur l'exemple de la tomate fraîche et prennent en compte l'existence de la différenciation des produits. Hassan et Simioni (2004) s'intéressent aux variations de prix dans la grande distribution. Ils montrent que, contrairement à une croyance, les GMS ne répercutent pas plus rapidement au consommateur les hausses de prix de gros que les baisses. Cette absence de comportement spéculatif est vérifiée quelque soit la variété. Réquillart, Simioni et Varela (2008) font au contraire apparaître que le pouvoir de marché des GMS vis à vis de l'amont est surtout fort en tomate-grappe.

La différenciation des produits est un thème majeur de la littérature économique (Lancaster, 1990). Celle-ci étudie l'offre de variété qui dépend de la taille du marché, de l'existence ou non d'économie d'échelle et du niveau de compétition entre offreurs. Dans ces modèles, l'analyse de la consommation repose sur l'hypothèse d'une préférence systématique pour la variété et pour la qualité. L'introduction d'un nouveau produit a donc des effets positifs dans la mesure où elle est réduite certains coûts de « transport » (différenciation horizontale à la Hotelling) ou procure à une partie des consommateurs une utilité nette supérieure (différenciation verticale à la Mussa-Rosen).

La diffusion des innovations a également suscité de nombreux travaux (Norton et Bass, 1987). Toutefois, ils concernent surtout des produits d'équipement incorporant une dose importante d'innovation technologique (téléviseurs, ordinateurs...), fort différents des produits périssables auxquels on s'intéresse ici. D'autres recherches, consacrées aux modalités d'extension verticale de la marque, soulignent l'importance du positionnement des nouveaux produits (Michel et Salha, 2005).

Après avoir décrit les données, nous vérifions dans une seconde étape que l'introduction des nouveaux produits n'a pas remis en cause l'unicité du marché. La troisième étape est consacrée aux constats statistiques. Nous décrivons l'évolution de la consommation,

les substitutions entre produits, leur effet sur le prix moyen et sur le chiffre d'affaires de la filière. Dans une quatrième étape, nous étudions l'impact de la segmentation sur les préférences des consommateurs. L'analyse temporelle est complétée par une étude sur données individuelles. Nous discutons ces résultats et nous concluons.

LES DONNEES

Cette recherche s'appuie sur les données du TNS Worldpanel. Celui mesure les consommations à domicile d'un large éventail de produits alimentaires. Sur période longue, les données sont inévitablement affectées par certaines ruptures statistiques. Toutefois, grâce à un petit nombre de raccordements (voir annexe A1), on obtient pour la période 1990-2007 des séries mensuelles relativement homogènes concernant la consommation nationale de tomate fraîche, globalement et pour chacun des produits, pour les quantités et les prix. Jusqu'en 1995, seuls deux produits sont présents sur le marché, la tomate-ronde et la tomate-allongée. Les achats concernant les nouvelles variétés sont renseignés à partir de 1996.

ENTREE DES NOUVEAUX PRODUITS ET MARCHE PERTINENT DE LA TOMATE FRAICHE

Les critères usuels de détermination du marché pertinent sont issus de la littérature sur la concurrence (Philippe,) où l'appartenance au même marché est liée au niveau de prix et aux élasticités de substitutions entre produits. D'autres travaux utilisent des tests statistiques dits « de séparabilité faible ».

Les prix

L'entrée sur le marché de la tomate-grappe se fait à un prix supérieur de 33% à celui du produit de base. Cet écart est en partie explicable par les coûts : les premiers entrants

choisissent en effet des rendements faibles, autorisant une meilleure qualité⁶. La rente associée à la rareté du produit est la seconde composante d'un écart des prix qui diminue progressivement avec l'entrée de nouveaux offreurs et l'adoption des standards cultureux. En fin de période, la différence de prix n'est plus que 10%. Ce résultat confirme l'appartenance de la tomate-grappe au marché de la tomate, d'autant que ses utilisations sont identiques à celles du produit standard. Tel n'est pas le cas pour la tomate-cerise dont le prix est durablement et fortement décalé par rapport à celui des autres produits : entre deux fois et trois fois celui de la tomate-ronde. Ce constat se conjugue au décalage lié aux utilisations pour orienté vers une séparation de ce produit par rapport au marché pertinent.

Substituts et compléments

Les élasticité-prix mesurent la variation de la demande d'un bien i consécutive à une variation de prix du bien i (élasticité-prix directe notée ε_i) ou d'un autre bien j (élasticité-prix croisée notée ε_{ij}). Ces variations sont exprimées en pourcentages⁷. Si $\varepsilon_{ij} > 0$, il y a substitution entre i et j , si $\varepsilon_{ij} < 0$ complémentarité, tandis que $\varepsilon_{ij} = 0$ traduit une absence de relation fondée sur les variations de prix. Pour calculer ces élasticités, nous estimons un modèle de demande AIDS⁸ (Deaton et Muellbauer, 1980).

Un modèle de demande multi-produits

Ce modèle est largement utilisé dans les travaux empiriques sur la demande de produits agro-alimentaires. Il autorise l'agrégation des demandes individuelles et possède de bonnes

⁶ Moins d'eau, davantage de chair et de sucre (dires d'experts).

⁷ L'élasticité-prix directe s'écrit de la manière suivante :
$$\varepsilon_{p_i} = \frac{\frac{\Delta C_i}{C_i} \frac{p_i}{C_i}}{\frac{\Delta p_i}{p_i} \frac{C_i}{C_i}} = \frac{\partial C_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{C_i}, \text{ avec } \varepsilon_{p_i} \leq 0.$$

L'élasticité-prix croisée s'écrit
$$\varepsilon_{p_j} = \frac{\partial C_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{C_i}.$$

⁸ Almost Ideal demand System.

propriété de flexibilité⁹. Le modèle AIDS s'écrit comme un système d'équations où les parts de marché des n biens ($w_i, i=1, \dots, n$) sont expliquées par les n prix (p_j) et la dépense totale en tomate, notée (X/P), X étant la dépense en valeur et P un indice du prix de la tomate. Si t désigne le temps, chaque équation de part s'écrit :

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log(X_t / P_t) \quad (1)$$

On impose les restrictions théoriques usuelles d'additivité des parts budgétaires ($\sum_i \alpha_i = 1$),

d'homogénéité et de symétrie ($\sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ji} = \sum_i \beta_i = 0$). L'indice de prix translog P

($P_t = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log p_{it} + \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log_{it} \log p_{jt}$) est, comme le suggèrent Deaton et Muelbauer,

remplacé par une approximation linéaire, l'indice de Stone ($\log P_t = \sum_i w_{it} * \log p_{it}$). Pour

pallier le problème de simultanéité lié à la présence du terme w_{it} à gauche et à droite de l'équation (1), on utilise dans l'indice de Stone la variable retardée w_{it-1} au lieu de w_{it} (REF).

Nous normalisons les prix et la dépense par leur moyennes pour corriger les problèmes d'unité de mesure (Moschini, 1994). Toutes les valeurs sont exprimés en termes réels pour supprimer les effets d'illusion monétaire.

Le traitement de l'autocorrélation des résidus (voir annexe A2) liée au caractère temporel des données s'inspire des procédures discutées par Blanciforti et Green (1983) : introduction d'une variable *démographique* d'habitude (Q_{t-1}) mesurant la quantité consommée à la période précédente et estimation du modèle en différences premières. Les autres variables démographiques sont saisonnières (printemps et été, par rapport au reste de l'année) et annuelles (12 variables dichotomiques sur 13 ans). La constante de l'équation (1) s'écrit donc:

⁹ L'équation (1) est une approximation au premier ordre de n'importe quelle relation fonctionnelle entre les parts de marché, les prix et la dépense.

$$\alpha_i = \alpha_i^* + \delta_{i1} \text{ printemps} + \delta_{i2} \text{ été} + \sum_{j=1990}^{2006} \nu_{ij} \text{an}_j + \psi_i Q_{t-1, i} \quad (2)$$

L'estimation repose sur les observations mensuelles de parts de marché et de prix concernant la période 1996-2007 (149 observations).

Elasticités par rapport à la dépense et aux prix propres

La qualité de l'estimation est bonne (R^2 ajustés respectivement égaux à 0,91, 0,92 et 0,79). Les variables démographiques sont, de façon générale, fortement significatives. Elles capturent les effets de la saisonnalité et ceux liés à la variabilité inter-annuelle de la production et de la consommation. Les résultats détaillés sont présentés à l'annexe A2.

Les formules retenues pour calculer les élasticités s'appuient sur les tests réalisés par Green et Alston (1990). Ces formules s'écrivent :

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} ; \varepsilon_i = -1 + \frac{1}{w_i} (\gamma_{ii} - \beta_i) ; \varepsilon_{ij} = -1 + \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - \beta_i w_j) \quad (3)$$

Où η_i , ε_i et ε_{ij} désignent respectivement l'élasticité par rapport à la dépense, l'élasticité-prix directe du bien i et l'élasticité prix croisée de i par rapport à j . Ces élasticités sont calculées au point moyen où les parts de marché sont les suivantes.

Tableau 1 : Parts de marché moyennes sur la période 1996-2007 (valeurs)

Tomate-ronde	Tomate-grappe	Tomate-allongée	Tomate-cerise
53,4%	32,7%	4,7%	9,2%

Ces élasticités sont pour la plupart statistiquement significatives (voir tableau 2). La tomate-grappe a une élasticité dépense (1,2) supérieure à celle des autres produits, ce qui traduit une demande plus dynamique. Cette élasticité est unitaire pour les produits présents dès 1990 (tomate-ronde et tomate-allongée) et sensiblement inférieure à 1 pour la tomate-cerise (0,48). Ce classement se retrouve pour les élasticités prix directes. Celle-ci vaut -1,74 pour la tomate-grappe, environ -1 pour la tomate-ronde et la tomate-allongée et -0,55 pour la

tomate-cerise. Ces valeurs s'inscrivent dans la fourchette des résultats obtenus par ailleurs pour les fruits et légumes (Amiot-Carlin et al. 2007). Pour la France comme pour l'Amérique du Nord, les élasticités-prix directes se situent entre -0,50 et -1¹⁰.

Tableau 2 : Elasticités prix et dépense par produit (1996-2007)

	Ronde	Grappe	Allongée	Cerise	Elasticité/dépense
Ronde	-1,11***	0,32***	-0,60**	-0,12**	0,97***
Grappe	0,44***	-1,74***	0,06**	0,04	1,20***
Allongée	-0,76**	0,46**	-1,02***	0,24*	1,06***
Cerise	-0,42*	0,35**	0,14**	0,55**	0,48***

Les étoiles renseignent sur le seuil de signicativité des paramètres : * 10%, **5%, ***1%

Elasticités prix croisées

Entre la tomate-ronde et la tomate-grappe, les substitutions s'opèrent dans les deux sens. Ces deux produits constituent ainsi le cœur de marché. Entre la tomate-ronde et les produits de niche (tomate-allongée et tomate-cerise), il n'y a pas substitution mais complémentarité : ces produits sont susceptibles d'augmenter la demande en profitant du dynamisme des autres produits ou en les associant à leur propre dynamisme. La tomate-grappe, par contre, établit un lien entre cœur de marché et produits de niche. Ce lien est unilatéral ; il va du prix de la tomate-grappe aux quantités de tomate-cerise ou de tomate-allongée. Mais il est de même amplitude que le lien entre les deux produits de base, tomate-grappe et tomate-ronde (élasticités de substitution d'environ 0,40). Contrairement au prix, ces résultats concernant les substitutions militent pour inclure la tomate-cerise dans le marché de la tomate-fraîche. Pour lever l'indétermination, nous avons recours aux tests de séparabilité.

Intuitivement, il y a séparabilité entre deux groupes de biens G et I si les variations de

¹⁰ Les élasticités sont sensibles au traitement de l'autocorrélation (voir A2). Celui-ci réduit le niveau des élasticités, directes et croisées, sans affecter globalement ni les signes ni le classement.

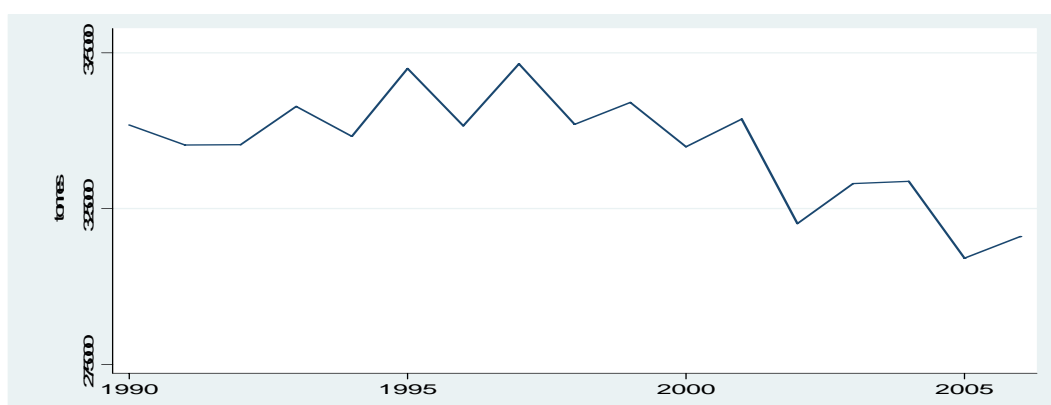
prix des biens de I ont, sur la demande des biens du groupe G , des effets similaires, ne différant qu'en fonction des parts de marché et des élasticités revenus (voir annexe A3). Ce test conclut à un rejet de l'hypothèse de séparabilité pour la tomate-cerise. Nous concluons en maintenant la tomate-cerise dans le marché pertinent.

CONSTATS STATISTIQUES : EVOLUTIONS DE LA DEMANDE, DES PRIX ET DU CHIFFRE D'AFFAIRES

Stabilité de la demande jusqu'en 2001

La consommation de tomates connaît, comme c'est le cas pour beaucoup de produits frais, d'importantes fluctuations interannuelles liées aux variations climatiques. Si l'on fait abstraction de ces fluctuations, la principale caractéristique de la demande de tomate fraîche durant la période 1990-2001 est la stabilité¹¹ (voir graphique 1). L'entrée des nouveaux produits en 1996 n'intervient donc pas dans un contexte de désaffection pour la tomate fraîche; de même, pendant plusieurs années, elle n'a pas d'effet marqué sur la consommation. A partir de 2002 cependant, la stabilité fait place à une diminution lente mais régulière (-10% en 2006 par rapport à 2001).

Graphique 1 : Evolution annuelle de la demande totale de tomate fraîche

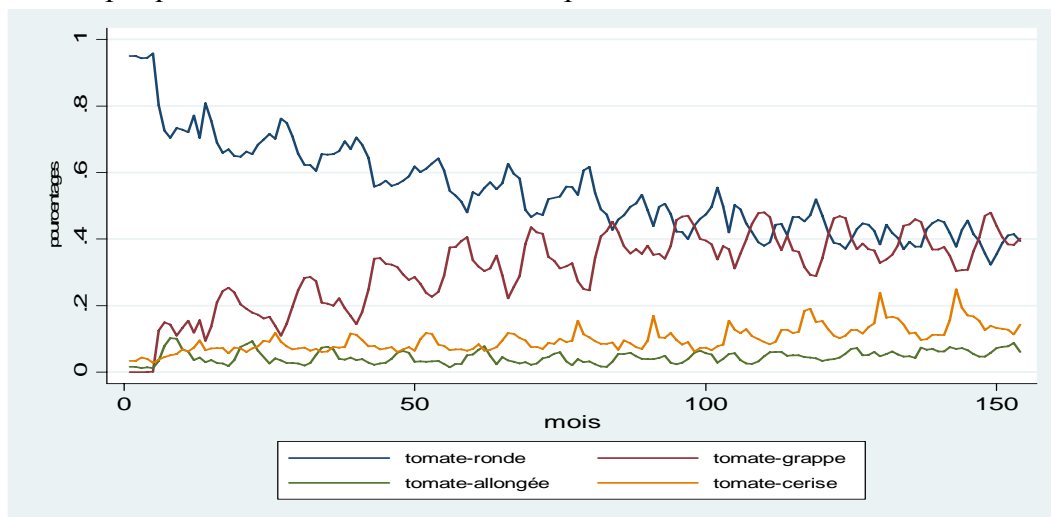


¹¹ La consommation est stable depuis 1987 au moins ; nous fixons le point de départ de l'analyse en 1990 pour des raisons liées à la disponibilité d'autres données (INSEE par exemple). Par ailleurs, les enregistrements pour 2007 ne couvrent pas toute l'année. Pour les comparaisons annuelles on se référera donc à l'année 2006.

Substitution massive de la tomate-grappe à la tomate-ronde

La substitution massive de la tomate-grappe à la tomate-ronde est le fait le plus marquant de la période postérieure à 1995. Elle commence dès 1996 et se poursuit jusqu'en 2003-04, aboutissant à une réduction de moitié de la part de marché de l'ex-produit de base (voir graph. 2).

Graphique 2 : Evolution mensuelle des parts de marché entre 1996 et 2007



Par son ampleur, cette substitution témoigne d'une attente chez les consommateurs. Bien que favorisé par une évolution des rapports de prix favorable à la tomate-grappe, ce basculement de la demande ne s'explique pas principalement par des variations de prix. Même si les élasticités calculées plus haut sont des valeurs de court terme et non de long terme, en principe supérieures en valeur absolue¹², ces élasticités ne sont pas suffisamment fortes pour qu'on puisse expliquer la multiplication par 4,5 des ventes de tomate-grappe sur la seule base de variations des prix et de la dépense somme toute modestes. La diffusion rapide du produit obéit à un phénomène d'opinion. Le déplacement vers un produit plus cher n'exclut cependant pas que les consommateurs choisissent aussi de ne pas augmenter leur dépense, un tel choix s'effectuant au détriment des quantités.

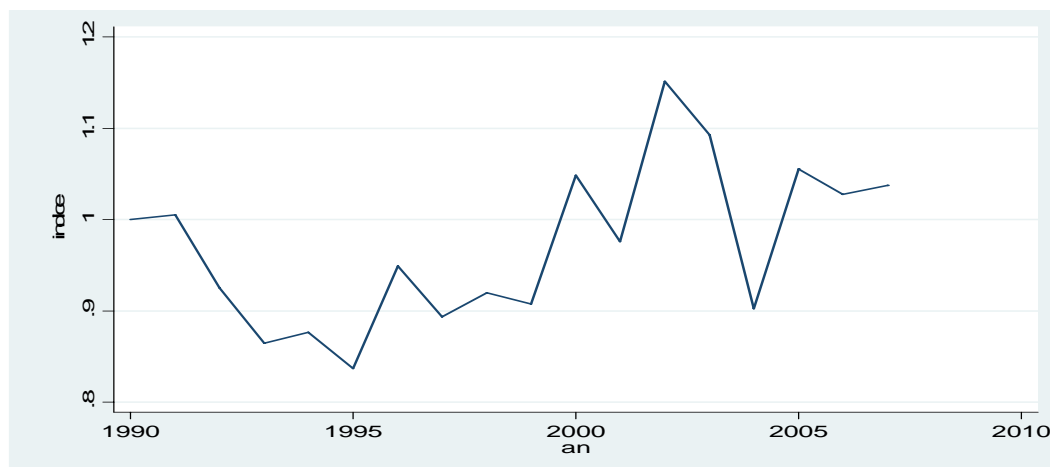
¹² Cette supériorité tient au fait que les demandes sont plus flexibles car le nombre total de substituts augmente. Pour une discussion sur la relation entre élasticité-prix de long et de court terme, voir notamment Subotnik, 1974.

La tomate-cerise est restée, comme la tomate-allongée, un produit de niche (en quantité, environ 5% du marché). Cela s'explique pour partie par la spécificité des usages, impliquant des achats plus restreints et par le niveau des prix. Dans ce contexte, le simple maintien de la part de marché en volume indique que la tomate-cerise a eu un réel écho chez des consommateurs¹³. En dix ans, sa part de marché en valeur a atteint 14%, ce qui traduit un succès commercial.

Evolution du prix moyen : effet prix et effet substitutions

Le prix moyen de la tomate fraîche a connu au cours de cette période de 18 ans plusieurs inflexions (voir graph 3). Jusqu'en 1995, ce prix baisse en termes réels, suivant en cela la tendance à long terme de nombreux produits agricoles depuis l'après-guerre et jusqu'aux années récentes. Cette période est suivie, à partir de 1996, d'une hausse modérée s'accroissant à partir de 2000. En fin de période, le prix moyen retrouve un niveau proche de celui de 1990.

Graphique 3 : Evolution du prix moyen annuel de la tomate entre 1990 et 2007
(indice : 1990=100)



Cette évolution résulte de deux mécanismes distincts: un effet-prix proprement dit, lié à l'évolution des prix des différents produits, et un effet-substitution lié au remplacement du

¹³ Le prix de la tomate-cerise a été multiplié par 2,3 entre 1996 et 2002. En vertu de l'élasticité-prix directe calculée au §2, la demande aurait du diminuer de plus de moitié. Les effets hors-prix jouent donc également ici.

produit de base par des produits plus chers. Ces deux effets jouent avec une intensité différente selon les périodes. De 1996 à 1999, l'augmentation du prix moyen (+8% par rapport à 1995) est due à l'effet-substitution car les prix des principaux produits évoluent encore à la baisse. Entre 1999 et 2002, où les prix de tous les produits augmentent, effets prix et substitution sont responsables chacun pour moitié de l'accroissement du prix moyen. Après 2002, l'effet-substitution domine à nouveau (substitution de tomate-cerise à tomate-ronde). Le graphique 4 représente l'évolution du prix de chacun des produits. Le tableau 3 montre comment aurait évolué, à quantité constante, le prix moyen de la tomate fraîche en fonction de différentes hypothèses concernant la composition de la demande.

Graphique 4 : Evolution en termes réels des prix annuels (€/kg) :
tomate-ronde, tomate-grappe, tomate-allongée et tomate-cerise

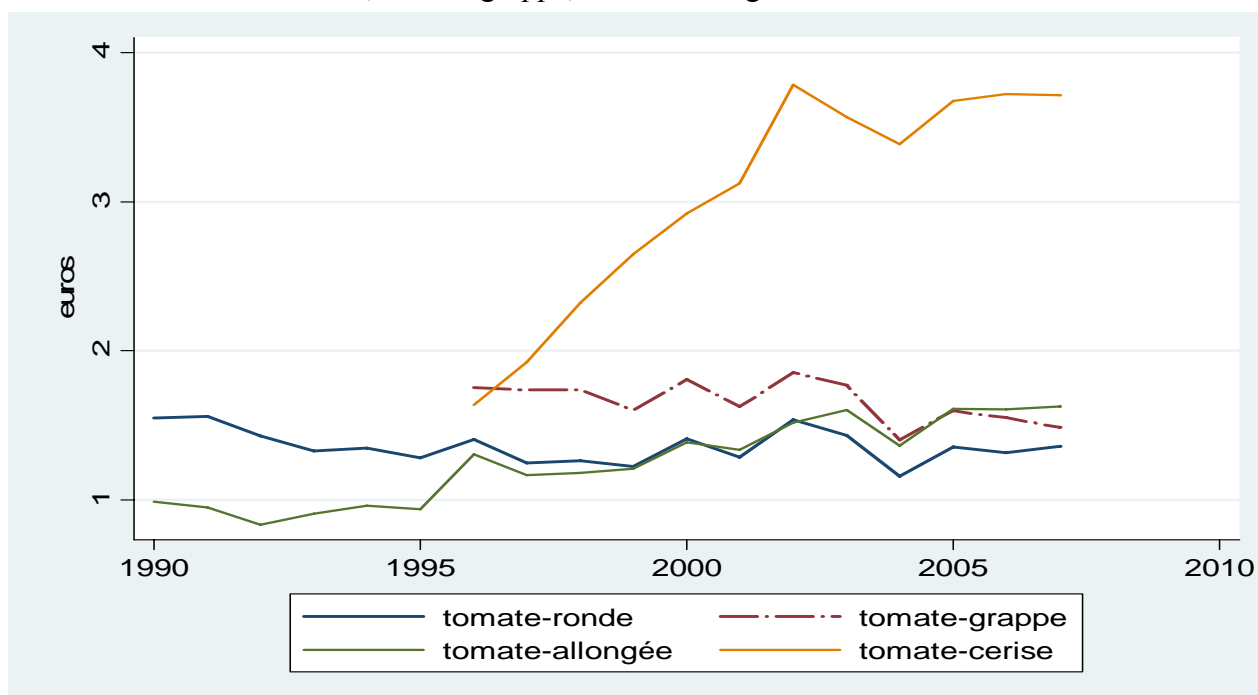


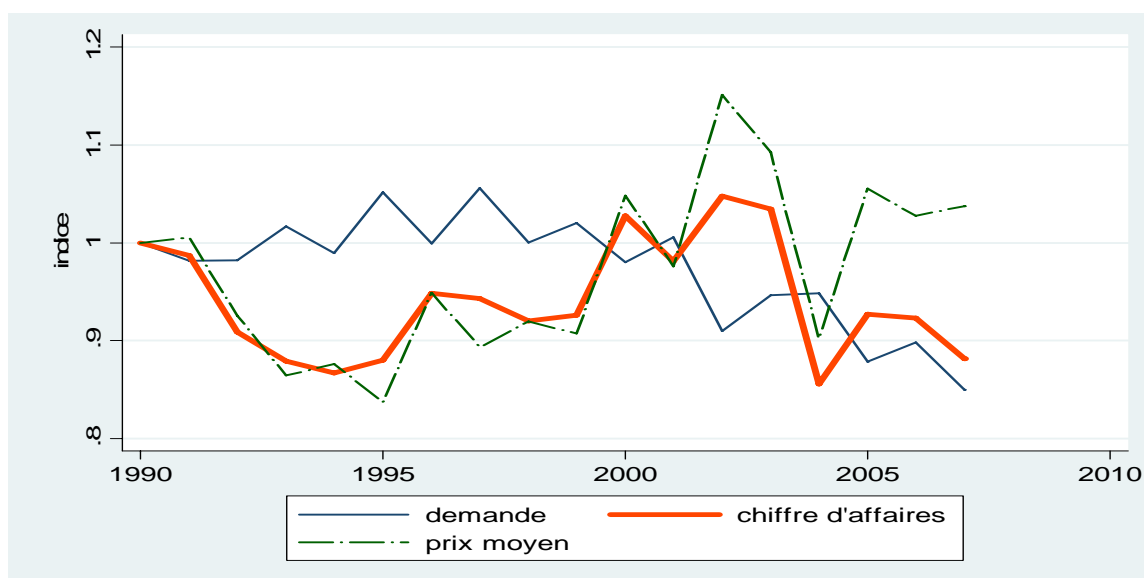
Tableau 3: Evolution en termes réels du prix moyen de la tomate fraîche entre 1996-2007
en fonction d'agrégats différents (Indices : 1996=100)

	1996	1998	2002	2007
Prix total moyen	100	97	121	109
Prix moyen ronde + grappe +allongée	100	95	116	101
Prix moyen ronde + allongée	100	90	110	99

Impact positif sur le chiffre d'affaires de la filière

Jusqu'en 1995, la stabilité de la demande conjuguée à la baisse du prix provoquent une baisse de 15% du chiffre d'affaires de la filière évalué aux prix de détails (voir graphique 4). A partir de 1996, l'augmentation de la part de marché des nouveaux produits bloque cette tendance à la baisse. Le chiffre d'affaires retrouve son niveau de 1990 et croît même en termes réels (2002 et 2003). Depuis 2004, le maintien d'un prix moyen relativement élevé ne suffit plus à contrecarrer la baisse de la demande.

Graphique 5 : Evolutions du chiffre d'affaire, de la demande totale et du prix



EFFETS DE LA SEGMENTATION SUR L'EVOLUTION DES PREFERENCES

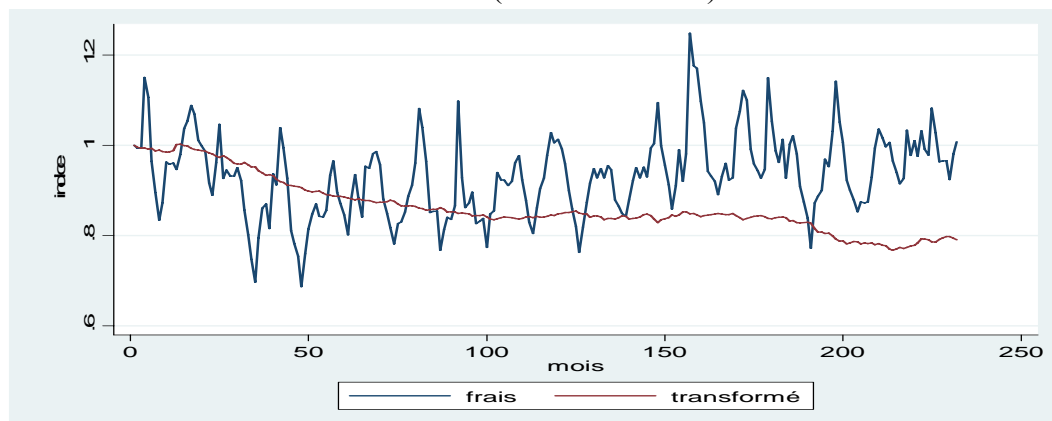
Approche globale et temporelle

L'effet de la segmentation sur les préférences n'est directement mesurable par son impact sur la consommation. Plusieurs paramètres influent en effet sur la demande, pouvant masquer un éventuel changement des préférences : le prix moyen de la tomate fraîche, qui diminue avant 1996 et augmente après, les prix des principaux substituts du produit et la dépense. Ces effets sont pris en compte via l'estimation d'une fonction de demande globale.

Une fonction de demande globale

L'évolution des paramètres d'une fonction de demande reflète celle des préférences¹⁴. On choisit un modèle log-linéaire dont les coefficients donnent directement les valeurs des élasticités. Nous considérons comme substituts de la tomate fraîche les agrégats « légumes frais » et « légumes transformés », dont les prix sont renseignés par l'INSEE sur une base mensuelle¹⁵. L'évolution du prix des légumes frais est parallèle à celle du prix de la tomate fraîche : baisse jusqu'en 1995, stabilisation et hausse après. Au contraire, le prix des légumes transformés suit un trend continu à la baisse, caractéristique d'une partie des produits industriels (voir graph.6).

Graphique 6: Evolution en termes réels des prix mensuels des légumes frais et transformés
(Source : INSEE)



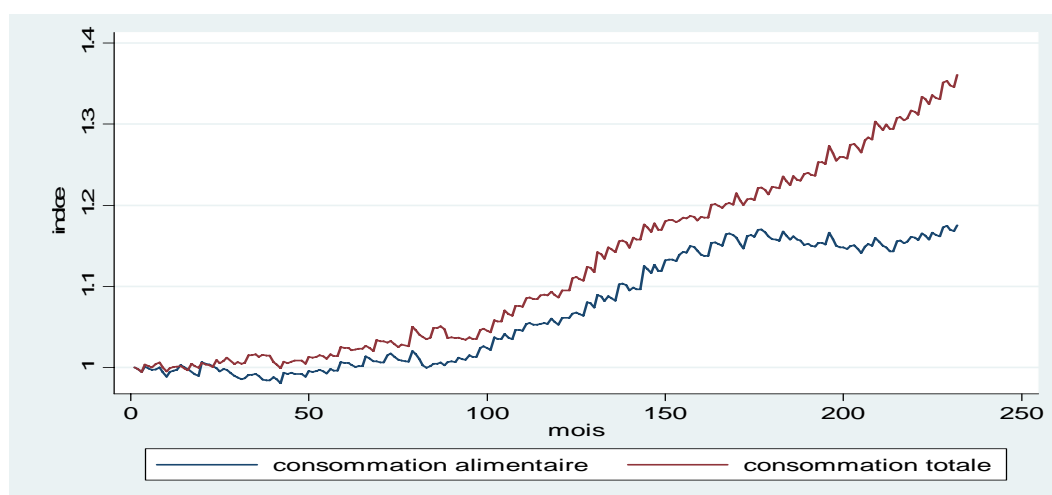
Nous retenons comme indicateur de dépense la dépense alimentaire totale, renseignée par les comptes nationaux (INSEE) sur une base trimestrielle. Cet agrégat tient compte des légumes transformés et des plats cuisinés à base de tomate (sauces tomates cuisinées, pizzas...). Jusqu'en 2003, la dépense alimentaire a évolué à un rythme proche de la dépense totale :

¹⁴ Une fonction de demande est liée aux préférences par l'intermédiaire d'une fonction d'utilité.

¹⁵ Les données TNE-World Panel renseignent également sur le prix des légumes frais, mais elles sont disponibles uniquement à partir de 1998-2007. Sur cette période, la corrélation avec la série INSEE exhibe un R^2 de 65%.

quasi stabilité jusqu'en 1994, puis croissance. A partir de 2004, elle se stabilise à nouveau, alors que la dépense globale continue de progresser (voir graph. 7).

Graph.7 : Evolution en termes réels de la de la dépense alimentaire. Comparaison avec la dépense totale (source : INSEE, Comptes nationaux).



Le changement de régime est testé en introduisant, parallèlement à chacune des variables, un effet-croisé mesurant l'impact spécifique de la période 1996-2007 (Moschini et Meilke, 1989). Avec Q_{Tom} , p_{Tom} , $p_{LegFrais}$, $p_{LegTrans}$, et $Alim$ désignant respectivement la quantité totale de tomate vendue, son prix moyen, le prix des légumes frais, celui des légumes transformés, la dépense alimentaire et $mois_k$ ($k=1, \dots, 12$), chacune des 12 variables dichotomiques mensuelles (13 périodes de 4 semaines par an), l'équation de demande s'écrit :

$$\begin{aligned} \log Q_{Tom} = & \alpha_0 + \alpha_1 \log p_{Tom} + \alpha_2 \log p_{LegFrais} + \alpha_3 \log p_{LegTrans} + \alpha_4 \log Alim + \\ & \beta_1 \log p_{Tom} * \text{période2} + \beta_2 \log p_{LegFrais} * \text{période2} + \beta_3 \log p_{LegTrans} * \text{période2} + \\ & \beta_4 \log Alim * \text{période2} + \sum_{k=1}^{k=12} \lambda_k mois_k \end{aligned} \quad (2)$$

Le problème posé par l'autocorrélation des résidus est traité en utilisant la méthode des Moindres Carrés Généralisés¹⁶.

¹⁶ Procédure Prais du logiciel Stata.

Résultats

La qualité de l'estimation est bonne (R^2 ajusté=96%) : les variables chronologiques sont très significatives et capturent la forte saisonnalité de la demande. Les résultats ainsi que les paramètres mesurant la qualité de la régression sont rassemblés au tableau 4. Les valeurs associées aux prix et à la dépense alimentaire sont les élasticités correspondantes.

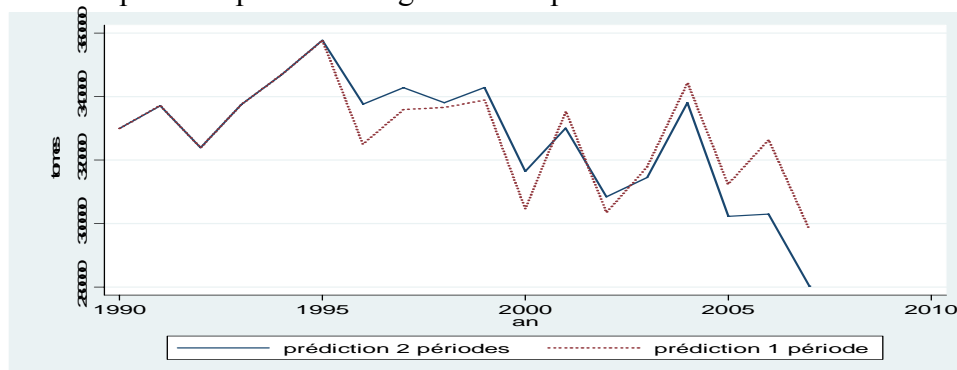
Tableau 4 : Résultats de la régression

<i>Variables</i>	<i>Estimations</i>
Prix de la tomate (log)	-0,73***
Prix des légumes frais (log)	0,60**
Prix des légumes trans. (log)	-0,18
Dépense alimentaire (log)	-1.15
Constante	9,86***
<i>Effets croisés</i>	
Prix de la tomate * période2	0,25**
Prix des légumes frais *période2	-0,53**
Prix des légumes trans.*période2	0,77**
Dépense alimentaire*période2	1,12
<i>Variables chronologiques</i>	
Mois1	0,03
Mois2	0,09***
Mois3	0,31***
Mois4	0,59***
Mois5	0,93***
Mois6	1.15***
Mois7	1.18***
Mois8	1.05***
Mois9	0,70***
Mois10	0,50***
Mois11	0,30***
Mois12	0,01***
<i>Paramètres de la régression</i>	
Nombre d'observations	232
Prob > F	0,000
Adj R ²	0,96
Durbin-Watson original	1,38
Durbin-Watson transformé ($\rho=0,33$)	2,00

En première période, l'élasticité prix directe de la demande globale de tomate fraîche est un peu inférieure à l'unité : -0,73. Les substitutions s'opèrent avec les légumes frais (0,61), l'élasticité prix par rapport aux légumes transformée n'étant pas significativement différente de zéro. L'élasticité par rapport à la dépense alimentaire est nulle.

Des inflexions, mesurées par les effets-croisés associés à la seconde période, interviennent en seconde période. L'effet-croisé correspondant au prix de la tomate est positif (+0,25) : l'élasticité prix propre devient, pour la période post-segmentation, -0,48 au lieu de -0,73 avant 1996. Cette désensibilisation au prix efface l'impact de la hausse de prix liée au changement de composition de l'offre. Alors qu'en première période, les substitutions s'opèrent avec les légumes frais, en seconde période, elles s'effectuent préférentiellement avec les légumes transformés, dont le prix relatif par rapport à la tomate et aux légumes frais diminue. Au total, la sensibilité de la demande de tomate au prix des substituts est stable : 0,60 en première période (légumes frais), 0,58 en seconde période (légumes transformés). Enfin, la déconnexion par rapport à la dépense alimentaire (nullité de l'élasticité par rapport à la dépense alimentaire) subsiste. Au total, les préférences évoluent peu. On peut illustrer ce résultat en calculant la demande à partir des seuls coefficients de la première période¹⁷ : l'écart lié aux effets-croisés est faible (voir graph. 8).

Graph 8 : Impact du changement des préférences sur la demande.



En combinant élasticités et variations de prix, on rend compte des inflexions de la demande globale de 1990 à 2006. En première période, l'effet dynamisant d'un prix de la tomate à la baisse est annulé par l'évolution du prix des légumes frais, également favorable au consommateur. En seconde période, le prix des légumes frais augmente, comme celui de la

¹⁷ Les coefficients non significatifs ont été mis à 0.

tomate, mais les consommateurs substituent à présent avec les légumes transformés dont le prix baisse.

Etude en coupe

L'analyse précédente peut être complétée par une approche sur données individuelles. Celle-ci concerne la période 1998-2001, qui constitue un temps fort du processus de diffusion des nouveaux produits. En effet, la part individuelle des achats de tomate-grappe+ tomate-cerise passe, en moyenne, de 20,5% en 1998 à 33,6% en 2001 ¹⁸.

La question porte sur la relation entre structure de la consommation et niveau de consommation. Les résultats présentés ci-dessous correspondent à l'année 2001. Un tableau de contingence (tableau 5) est construit selon deux critères : la part des nouveaux produits dans le total des achats de tomate, pour lequel on distingue trois types -0 ; >0 & <75% ; >75%- et la quantité totale de tomate achetée, pour laquelle on distingue quatre types, correspondant aux quartiles. La répartition des 4135 individus est donnée en pourcentages.

Tableau 5 : Répartition des ménages selon leur consommation totale de tomate fraîche et la part des nouveaux produits (2001)

	<1,7 kg	>1,7 kg & <5,9 kg	>5,9 kg & <14,3 kg	>14,3 kg	Total
0 %	9,8	15,4	15,3	16,4	56,8
>0 & <0,75 %	0,9	4,0	5,5	5,6	16,0
>75 %	14,6	5,4	4,2	3,1	27,2
Total	25,2	24,8	25	25	100

Chi² : 735 Pr=0.000

Remarquons tout d'abord qu'en 2001, plus de la moitié des ménages n'achètent jamais les nouvelles variétés. Par ailleurs, ceux qui ont le plus fortement modifié leur type de consommation (part des nouveaux produits >75%) sont majoritairement (14,6% sur un total de 27,3%) des acheteurs occasionnels de tomate (consommation annuelle inférieure à 1,7 kg).

¹⁸ Il s'agit de la moyenne des parts individuelles. Pour les mêmes années, dans les données nationales redressées, la part moyenne des achats de grappe et cerise est de 30% en 1998 et 44% en 2001.

Les ménages qui panachent leur achats sont situés principalement dans les 2 quartiles supérieurs : on ne saurait dire si le goût pour la diversité stimule la consommation ou, à l'inverse, l'intérêt pour le produit conduit à diversifier les achats. Quoiqu'il en soit, ces amateurs de diversité représentent un quart seulement (11,9%/50%) des consommateurs fidèles au produit (ceux qui appartiennent aux 2 quartiles supérieurs du point de vue de la consommation totale). Ces derniers sont dans 6 cas sur 10 des mono-acheteurs de tomate-ronde + tomate-allongée. On conclut que les nouvelles variétés n'incitent pas fortement à accroître la consommation individuelle. Le test du χ^2 montre qu'il existe entre les deux caractères étudiés une relation ; celle-ci est décroissante (coefficient de corrélation égal à -0,286).

CONCLUSION

Bien que les nouveaux produits aient atteint des parts de marché significatives, l'innovation n'a pas dynamisé la demande. Ce résultat peut s'expliquer en termes de « cannibalisme » des produits (Michel et Salha, 2005), par un mauvais positionnement de la tomate-grappe. Ce produit répond en effet à des usages très proches du produit standard. La tomate-cerise qui correspond à des utilisations plus ciblées est plus à même d'élargir la demande, mais reste un produit de niche. Cette stratégie de différenciation a toutefois permis aux offreurs d'augmenter leur chiffre d'affaires. Les stratégies actuelles sont comparables à celle des années 90, les producteurs développant des produits qui servent de support à des augmentations de prix¹⁹.

Pour répondre à des préoccupations de santé publique, l'augmentation de la consommation doit privilégier la différenciation verticale plutôt qu'horizontale. Elle passe par la R&D (déclenchement de la maturation, formation des arômes et structure du fruit) mais

¹⁹La variété dite «Cœur de Bœuf», par exemple, qui est présente sur les linéaires des GMS.

aussi par l'optimisation de certains paramètres (délais d'acheminement, conditions de conservation).

Toutefois, il ne faut pas sous-estimer l'inertie de la demande face à des produits qui sont mal adaptés au mode de vie actuel (temps de préparation). Par contre, en fruits et légumes transformés (surgelés, conserves et plats cuisinés), innovations et gains de productivité peuvent accroître la consommation. Ce second axe a des implications importantes pour les pouvoirs publics en termes de recherche et de réglementation.

Références

Amiot-Carlin M.J., Caillavet F., Causse M., Combris P., Dallongeville J., Padilla M., Renard C., Soler L.G. (2007), Les fruits et légumes dans l'alimentation. Enjeux et déterminants de la consommation. Expertise scientifique collective, synthèse du rapport, INRA.

Asche F. and Wessells Cathy R. (1997), On prices indices in the almost ideal demand system, *American Economic Review*, 1182-1185.

Bazoche P., Giraud-Héraud E., Soler L.G. (2005). Premium private labels, supply contracts, market segmentation, and spot prices”, *Journal of Agricultural and Food Industrial Organization (USA)*, vol. 3, n°1, 1-28.

Benjamin C., Cadoret I., Herrard N., Tanguy S, (2004). *Econométrie appliquée. Ouvertures économiques*, Editions de Boeck..

Bertail V., Caillavet F. (2003), Food Consumption and Poverty : A Segmentation Approach. Papier de recherche, INRA-Corela n° 04-06.

Blanciforti L. and Green R. (1983), An almost ideal demand system incorporating habits: an analysis of expenditures on food and aggregate commodity groups. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, n°3, 511-515.

Deaton A. and Muellbauer J. (1980), An almost ideal demand system, *American Economic Review*, 70, 312-326.

Eales J. and Henderson Jason R. (2001), The impact of negativity on separativity testing, *American Journal of Agricultural Economics*, 465-477.

Eales James S. and Unnevehr Laurian J. (1988), Demand for beef and chicken products: separability and structural change, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, N° 3, 521-532.

Egerton David L. (1997), Weak separability and the estimation of elasticities in multistage demand systems, *American Journal of Agricultural Economics*, 62-79.

Green R. and Alston J.M. (1990), Elasticities in AIDS Models, *American Journal of Agricultural Economics*, 72, pp 442-445.

Hassan D., Ossard, H. et Réquillart V. (2000), Effet d'un prix minimum sur le marché d'un bien différencié. Le cas de la pomme dans l'Union européenne, *Economie Rurale*, n°258, 69-68.

Hassan D. et Monier-Dilhan S. (2003), Transmission des prix dans la filière fruits : une approche hédonique, *Economie Rurale*, n° 275, 21-31.

Hassan, Simioni M. (2004), « Transmission des prix dans la filière des fruits et légumes: une application des tests de cointégration avec seuils », *Economie Rurale* n° 283-284

Lancaster K. (1990), The Economics of Product Variety: a Survey, *Marketing Science*, Summer 90, Vol. 9 Issue 3, 189-206.

- Michel G., Salha B. (2005), L'extension de la gamme verticale : clarification du concept, *Recherches et Applications en Marketing*, vol. 20, n°1/2005, 65-78
- Moschini G., Moro D. and Green R. (1994), Maintaining and testing separability in demand systems", *American Journal of Agricultural Economics*, 76, 61-73.
- Moschini G. and Mielke Karl D. (1989), Modelling the pattern of structural change in U.S. meat demand, *American Journal of Agricultural Economics*, May 1989. 253-261.
- Norton John A. and Bass Frank M. (1987) "A Diffusion Theory Model and Substitution for Successive Generations of High-Technology Products" *Management Science*, Vol. 33, n° 9, 1069-1086.
- Philippe J. (1998), La mesure du marché pertinent, *Revue Française d'Economie*, vol. 13, n° 4, 125-159.
- Raynal H. (2007) Consommation à domicile de la tomate fraîche en France. Mémoire de Master II, Statistique et Econométrie, Université de Toulouse I.
- Réquillart V., Simioni M., Varela-Irimia X.L. (2008) "Market power in the fresh tomato vertical chain", papier de recherché présenté à la 35th Conférence EARIE, Toulouse.
- Schiavina A. (1994), Méthodes et difficultés de détermination des marchés pertinents, papier présenté à l'Ecole Chercheur "Politique de la Concurrence", Toulouse.
- Subotnik A. (1974), Short and long run elasticities in the consumer demand theory, *American Journal of Agricultural Economics*, 553-555.

A1 Les données

Nous disposons de deux séries statistiques : 1990-1999 d'une part, 1998-2007 d'autre part, mises à notre disposition par le Centre Technique Interprofessionnel des Fruits et Légumes. La première série (1990-1999) mesure la consommation *moyenne* pour 100 ménages. La seconde série statistique fournit pour la période 1998-2007, des données redressées, mesurant cette fois la consommation à l'échelle nationale. Sur la base des années 1998 et 1999, on vérifie la cohérence des deux séries (prix et parts de marché). On calcule alors le coefficient de transformation de la consommation individuelle en consommation nationale qu'on nous applique aux données de la période 1990-1997. En 1996, un changement de définition du panel de consommateurs s'accompagne d'une baisse de la consommation. Cependant, cette rupture ne remet pas en cause la stabilité de la consommation individuelle constatée jusque là : nous raccordons ces deux éléments de série par application d'un simple coefficient correcteur. Au préalable, celles-ci ont été corrigées pour intégrer l'effet de l'augmentation de la population nationale.

Dans cette étude nous utilisons également les données individuelles du TNS Worldpanel. Celles-ci renseignent sur les consommations des différents ménages du panel. Elles sont disponibles sur une période plus limitée (1998-2004) et servent pour une analyse en coupe.

A2 Estimation du modèle de demande

L'estimation sur données temporelles fait souvent apparaître une autocorrélation des résidus conduisant à des valeurs biaisées. Dans le cas présent, l'autocorrélation est forte (test de Durbin-Watson inférieurs à 1). L'utilisation des Moindres Carrés Généralisés standards n'est pas possible dans la mesure où l'on estime un système d'équations sous un certain nombre de contraintes (Benjamin et al., 2004). Blanciforti et Green proposent deux méthodes pour diminuer l'autocorrélation : un modèle dynamique par introduction d'une variable démographique d'habitude et l'estimation d'un modèle standard en différences premières où le paramètre ρ est unique mais pas nécessairement égal à 1. Nous utilisons ces deux méthodes conjointement.

Nous procédons en plusieurs étapes. Une première estimation de l'équation (1) s'appuyant sur des variables en niveaux permet de calculer les résidus qui servent ensuite à estimer le paramètre de corrélation résiduelle *temporelle* ρ . Dans cette estimation, on impose l'unicité de ρ . Dans une troisième étape, on réécrit le modèle en différences pour une estimation par la méthode des Moindres Carrés Généralisés. Le paramètre ρ est égal à 0,17. Les Durbin-Watson ne rejettent pas l'hypothèse d'absence d'auto-corrélation négative et se situent dans la zone d'incertitude pour l'autocorrélation positive. Les tests de Box et Pierce ne rejettent pas l'hypothèse d'absence globale d'auto-corrélation.

A3 Résultats de l'estimation du modèle de demande AIDS

L'hypothèse d'additivité permet d'estimer 3 équations de parts au lieu de 4. Grâce à l'utilisation d'une procédure itérative, les résultats sont indépendants du produit omis. Le tableau ci-dessous présente les résultats détaillés de l'estimation.

Tableau 6 : résultats de l'estimation

<i>Variables</i>	<i>Tomate-ronde</i>	<i>Tomate-grappe</i>	<i>Tomate-allongée</i>
Dépense en tomate	-0.01	0.06***	0.00
Prix ronde	-0.07	0.17***	-0.03**
Prix grappe	0.17***	-0.21***	0.02**
Prix allongée	-0.03*	0.02**	0.00
Prix cerise	-0.07**	0.02	0.01*
Constante	0.37***	0.32***	0.04***
<i>Variables démographiques</i>			
Quantité t-1	-6.31 e-10	-1.01 e-9	6.27 e-9 ***
Printemps	-0.03**	0.04***	-0.01**
Eté	-0.01	-0.01	0.01***
1996	0.27***	-0.20***	0.00
1997	0.23***	-0.16***	-0.02**
1998	0.21***	-0.13***	-0.02***
1999	0.16***	-0.07***	-0.03***
2000	0.12***	-0.03**	-0.02***
2001	0.11***	-0.03**	-0.03***
2002	0.08***	0.00	-0.02***
2003	0.05**	0.04**	-0.02***
2004	0.34**	0.03**	-0.02***
2005	0.02	0.01	-0.01**
2006	0.01	0.01	0.00
<i>Caractéristiques de la régression</i>			
Nombre d'observations	149	149	149
R ² ajusté	0.91	0.92	0.79
Prob> F	0.000	0.000	0.00
<i>Tests sur l'autocorrélation résiduelle</i>			
Box et Pierce*	3,07	1,69	0,20
D-W	1,54	1,76	1,92

*le seuil de rejet de l'hypothèse nulle pour est de 5

A3 Tests de séparabilité

L'hypothèse de « séparabilité faible » est inhérente à l'estimation de modèles de demande sectoriels. En vertu de cette hypothèse, le consommateur ne choisit pas simultanément entre tous les produits. Ses choix sont hiérarchisés le long d'un arbre de décision et s'opèrent au sein de sous-ensemble de produits analogues (produits alimentaires/non alimentaires, légumes/autres produits alimentaires, tomate fraîche /autres légumes, etc..). Cette hypothèse permet de limiter le nombre de biens intervenant dans les fonctions de demande : le nombre d'effets-prix croisés augmente en effet de façon exponentielle avec le nombre de biens pris en compte.

La séparabilité peut également être testée a posteriori sur de petits groupes de biens. Formellement, deux sous-ensembles de biens, G et H sont dits séparables si, pour tous couples de biens (i, j) appartenant à G et (k, m) appartenant à H, l'égalité $\frac{\sigma_{ik}}{\sigma_{jm}} = \frac{\varepsilon_i \varepsilon_k}{\varepsilon_j \varepsilon_m}$ est vérifiée, où les σ_{ik} sont les élasticités de Allen (élasticités croisées hicksiennes²⁰ corrigées des parts de marché de j et k) et les ε_{ik} les élasticités-dépense.

Supposons pour simplifier que les fonctions de demande soient homothétiques ($\varepsilon_{ik} = \varepsilon_{jm}$). La condition de séparabilité devient alors l'égalité des élasticités de Allen. Intuitivement, cela signifie que d'un sous-ensemble de biens à l'autre, en cas de séparabilité, l'impact croisé des prix sur la demande est indépendant des biens. Cet impact prix n'est différencié qu'au sein de chaque sous-ensemble de biens. Lorsque les prix et la dépense sont normalisées et qu'on se place au point moyen, Moschini, Moro et Green (1994) montrent que pour chaque contrainte indépendante, le test s'écrit :

$$\frac{\gamma_{ik} + \omega_i \omega_k}{\gamma_{jm} + \omega_j \omega_m} = \frac{(\omega_i + \beta_i)(\omega_k + \beta_k)}{(\omega_j + \beta_j)(\omega_m + \beta_m)}$$

où les γ_{ik} sont les coefficients mesurant l'impact des prix sur les parts de marché, les β_i sont les coefficients associés à la dépense (impact d'une variation relative de la dépense sur chaque part) et les w sont les parts de marché moyennes. Le nombre de contraintes indépendantes étant de façon générale égal à $\frac{1}{2} (n(n-1) - \sum n_s(n_s-1) - S(S-1))$, n étant égal à 4 et le nombre de sous-ensembles S est 2, il y a pour chaque test 2 contraintes indépendantes. Le tableau 7 présente les résultats du test.

²⁰ Les élasticités croisées marshalliennes mesurent la variation de la demande d'un bien en réaction à la variation de prix d'un autre bien. Les demandes prises en compte sont celles observées. Les élasticités hicksiennes mobilisent les demandes calculées à utilité constante, c'est-à-dire en faisant abstraction des effets-revenu.

Tableau 7 : Test de séparabilité

séparabilité tomate-cerise/autres		
Chi ²	d° liberté	P value
31.75	2	0.0000