

***Proposition de communication aux 5<sup>ème</sup> journées de recherches en sciences sociales, INRA-SFER-CIRAD***

**Titre :**

*A propos du rapport des européens aux biotechnologies : le débat utilité/risque revisité à partir d'une étude longitudinale.*

**Auteurs :**

Damien Rousselière, Maître de conférences,  
Agrocampus Ouest,  
Institut National d'Horticulture et de Paysage  
UMR GRANEM  
2, rue André Le Notre,  
49045 Angers cedex 01  
[damien.rousseliere@agrocampus-ouest.fr](mailto:damien.rousseliere@agrocampus-ouest.fr)

Samira Rousselière, Maître de conférences,  
ONIRIS,  
UP Largecia,  
Site de la Géraudière,  
Rue de la Géraudière, BP 82225  
44322 Nantes cedex 3  
[samira.rousseliere@oniris-nantes.fr](mailto:samira.rousseliere@oniris-nantes.fr)

## **Résumé**

Les études des attitudes des européens vis-à-vis des biotechnologies soulignent une situation relativement contrastée en Europe (Gaskell *et al.* 2010). Dans ce cadre le dilemme utilité/risque est souvent mis en évidence pour comprendre l'évolution de l'acceptabilité sociale des biotechnologies au cours du temps. Toutefois puisque différents effets du temps peuvent influencer le rapport des européens aux biotechnologies et donc l'équilibre de ce dilemme (effet du cycle de vie, effet générationnel, effet temporel exogène touchant potentiellement l'ensemble de la population), une méthodologie conséquente doit être mobilisée. A cet effet, à la suite de Yang (2006, 2008) et Yang & Lang (2006, 2008), des modèles âge-cohorte-période-pays multiniveaux à classification croisée ont ainsi été estimés sur les données Eurobaromètres depuis 1991. Appliqués à différents sous-jeux de données, ces modèles donnent des résultats similaires soulignant l'importance du cycle de vie ou des effets propres aux périodes, ainsi que l'hétérogénéité du rapport des européens aux différentes applications des biotechnologies tout en minorant l'importance de l'effet générationnel.

## **Mots clés**

Biotechnologies ; Eurobaromètre ; modèle Age-période-cohorte ; modèle multiniveau ; MCMC.

## **JEL :**

**C11, D91, L65, Z13**

## Introduction

L'analyse des résultats de l'Eurobaromètre 2010 sur la science (Gaskell *et al.* 2010, 2011) souligne en évidence une situation relativement contrastée en Europe en ce qui concerne l'évolution de leurs attitudes vis-à-vis des biotechnologies. Les auteurs du rapport 2010 sur les biotechnologies commandé par la Commission Européenne analysent la situation actuelle comme étant celle d'un moment charnière des rapports entre nouvelles technologies et acceptabilité sociale (Gaskell *et al.* 2010 : 6) :

*While entrenched views about GM food are still evident, the crisis of confidence in technology and regulation that characterised the 1990s – a result of BSE, contaminated blood and other perceived regulatory failures – is no longer the dominant perspective. In 2010 we see a greater focus on technologies themselves: are they safe? Are they useful? And are there 'technolite' alternatives with more acceptable ethical-moral implications? Europeans are also increasingly concerned about energy and sustainability. There is no rejection of the impetus towards innovation: Europeans are in favour of appropriate regulation to balance the market, and wish to be involved in decisions about new technologies when social values are at stake*

La tonalité de cette citation, d'une situation « relativement pacifiée » envers les biotechnologies, apparaissant relativement similaire à celle du rapport sur les biotechnologies de 2006 des mêmes auteurs (Gaskell *et al.* 2006), une mise en perspective sur la longue période nous semble nécessaire pour comprendre la réelle particularité de notre période au regard des précédentes. L'évolution viendrait-elle comme le prétendent certains auteurs, de l'émergence d'une population mieux formée ou informée des différentes technologies (Sturgis *et al.* 2005), d'une confiance plus importante dans les différentes parties prenantes du débat et notamment les scientifiques (Pardo *et al.* 2009 ; Rousselière & Rousselière 2010), de l'implication plus forte des citoyens les conduisant à moins approuver les applications de la génétique moderne (Knight & Barnett 2010) ou d'une jeunesse qui serait par nature plus favorable à l'adoption des nouvelles technologies (Gaskell *et al.* 2011 ; Knight & Barnett 2010).

Toutefois puisque différents effets du temps peuvent influencer le rapport des européens aux biotechnologies et donc l'équilibre de ce dilemme (effet du cycle de vie, effet générationnel, effet temporel exogène touchant potentiellement l'ensemble de la population), une méthodologie conséquente doit être mobilisée pour cette mise en perspective longitudinale. A cet effet, à la suite de Yang (2006, 2008) et Yang & Lang (2006, 2008), des modèles âge-cohorte-période-pays multiniveaux à classification croisée, susceptibles de dépasser les écueils des modèles traditionnels âge-cohorte-période, ont été estimés sur les données Eurobaromètres depuis 1991. L'utilisation des Eurobaromètres nous permet de développer deux analyses successives éclairant un angle à chaque fois du rapport aux biotechnologies : une première analyse est relative au pessimisme ou optimisme vis-à-vis aux biotechnologies et du génie génétique en général, avec l'avantage d'une plus grande longueur temporelle d'analyse, et une seconde est spécifique à l'acceptabilité des OGM (organismes génétiquement modifiés). Ces modèles donnent des résultats similaires soulignant l'importance du cycle de vie, des effets propres aux différentes périodes et de différences fortes au sein et entre les pays sur l'acceptabilité des différentes applications des biotechnologies, tout en minorant l'importance de l'effet générationnel. Une revue de littérature permet dans un premier temps d'émettre quatre propositions qui synthétisent la littérature. Dans un deuxième temps nous présentons la méthodologie économétrique puis les

données utilisées. Enfin suite à la présentation des résultats et leur discussion, nous proposons une conclusion susceptible de souligner leur portée plus générale.

## I. Quatre propositions sur le rapport temporel à l'acceptabilité des biotechnologies

Les biotechnologies modernes (Chaklatti 2006) sont un ensemble de techniques impliquant des manipulations ou des changements dans le patrimoine génétique<sup>1</sup> des organismes vivants. Ces biotechnologies modernes ont conduit à un changement radical dans la nature de nouvelles recherches, la création de nouvelles entités chimiques et la création d'importantes innovations de produits et de procédés (Ramani 2001). Elles se caractérisent par l'interdisciplinarité des connaissances de base (génétique, biologie moléculaire, biochimie, microbiologie, enzymologie, immunologie) et des applications plurisectorielles (santé, agroalimentaire, agriculture, chimie, environnement, énergie...). Ces différentes applications font l'objet d'un « code couleur ». S'il existe certaines différences dans la classification (DaSilva 2005), il y a toutefois un accord pour les trois catégories principales : les biotechnologies vertes (les plus connues) qui concerneraient le secteur agricole ; les biotechnologies blanches qui concerneraient l'industrie chimique et l'énergie ; les biotechnologies rouges qui concerneraient la médecine<sup>2</sup>.

Les différentes études menées sur l'acceptabilité sociale des biotechnologies soulignent toutes que l'absence d'utilité perçue est un des déterminants principaux de l'opposition aux biotechnologies quel que soit le domaine d'application (*e.g.* Auer 2008 ; Einsiedel & Medlock 2005 ; Gaskell *et al.* 2004, 2011 ; Klingeman & Hall 2006 ; Knight 2006 ; Pardo *et al.* 2009). Ainsi on peut citer à titre d'exemple l'article de Pardo *et al.* (2009) qui met en avant une acceptation plus forte de l'utilisation des plantes génétiquement modifiées pour obtenir des médicaments ou traitements pour lutter contre des maladies mortelles (accord moyen de 6,8 sur 10), contre des maladies infantiles (6,4), pour lutter contre les effets de l'âge (4,2) ou pour obtenir des produits cosmétiques (3,4). Aussi le développement des biotechnologies en horticulture ornementale, autrement dit l'utilisation des biotechnologies dans un contexte explicite de loisirs, est-il fortement controversé (Auer 2008 ; Klingeman & Hall 2006, Alston *et al.* 2006). Dans le cadre de ce dilemme utilité/risque, la confiance du « citoyen ordinaire » (Joly & Marris 2003) envers les différentes parties prenantes du débat est vue comme une variable cruciale (Chaklatti & Rousselière 2006 ; Pardo *et al.* 2009 ; Rousselière & Rousselière 2010).

Pour comprendre l'évolution historique de la situation européenne, il nous semble nécessaire de nous arrêter sur quatre effets contextuels potentiels susceptibles d'expliquer chacun une partie de l'hétérogénéité des rapports individuels aux biotechnologies : l'âge (1), la génération (2), la période (3) et le pays (4).

Le premier effet potentiel qui est celui de *l'âge* peut se comprendre dans le cadre du *cycle de vie* et notamment dans le passage à l'âge adulte, l'accumulation de patrimoine ou l'augmentation des revenus. Au fur et à mesure de l'âge, se diffuse une perception de plus en plus risquée des biotechnologies, notamment avec l'inscription de la personne dans le temps (par exemple le fait d'être en couple ou d'avoir des enfants) alors que l'utilité ressentie n'est

---

<sup>1</sup> Le patrimoine génétique est la carte possédant toutes les informations génétiques d'un organisme vivant.

<sup>2</sup> Selon les différentes classifications proposées, les biotechnologies bleues concerneraient soit les applications marines soit l'environnement, les biotechnologies jaunes la protection de l'environnement et le traitement ou l'élimination des pollutions, les biotechnologies « or » les nanobiotechnologies...

pas plus importante. De plus l'effet revenu contribue à déplacer la demande individuelle vers des produits non issus des biotechnologies agricoles. Relativement à l'utilisation de lait produit à l'aide de techniques biotechnologiques (avec l'injection d'hormone somatotrope bovine recombinée), Zepeda *et al.* (2003) mettent en évidence une relation non linéaire entre opposition et âge, en raison d'une part de la naissance d'enfants et d'autre part des problèmes de santé spécifique dus au vieillissement<sup>3</sup>. Les pratiques alimentaires sont révélatrices de manière générale de la construction identitaire des acteurs sociaux comme de leurs relations (Recours & Hébel 2007). On peut ainsi formuler une première hypothèse conjecture de recherche :

*H1. Le soutien aux biotechnologies serait décroissant au fur et à mesure de l'âge.*

Même si des sociologues comme Bourdieu (1984) ont pu questionner la notion même de génération, en soulignant que des différenciations internes à une classe d'âge peuvent largement être plus importantes que l'intérêt collectif d'une génération, il peut être toutefois raisonnable (même pour ces auteurs) de supposer certains effets propres à cette dimension. En effet la socialisation propre à une génération ou le fait d'avoir affronté les mêmes événements au même âge et donc de partager des conditions de vie similaire (comparées aux autres générations) peut conduire à des choix personnels ou des attitudes identiques. Des travaux récents ont ainsi porté sur les effets générationnels des habitudes de consommation (Recours & Hébel 2007 ; Recours *et al.* 2008). Recours *et al.* (2008) ont pu mettre en évidence que les attitudes des générations envers l'alimentation se comprend dans le cadre de leur rapport aux innovations vécues au moment de l'entrée dans la vie active<sup>4</sup>. La succession de générations qui sont confrontées de manière plus en plus importante aux nouvelles technologies laisserait supposer que les nouvelles générations sont *a priori* plus susceptibles d'accepter ces nouvelles technologies. On peut donc formuler la proposition suivante :

*H2. L'effet de la cohorte correspondrait à la succession des générations de plus en plus favorables à l'utilisation des biotechnologies.*

*L'effet période* s'appuie sur l'idée que les individus évoluent dans un même environnement socio-économique et socio-historique. Des événements imprègnent une période, comme les différentes crises alimentaires, les périodes de pénuries, la généralisation d'un comportement social... (Recours & Hébel 2007). Ainsi la structuration particulière du débat sur les nouvelles technologies ou la succession de crises alimentaires est susceptible de contribuer à des effets touchant l'ensemble de la population européenne à une période donnée. En outre la nature particulière de l'acceptation des nouvelles technologies repose sur des effets potentiels d'amplification d'une crise sur la confiance (Appéré *et al.* 2010). On peut donc penser à des effets d'*hystérésis*. Les résultats de Knight & Barnett (2010) soulignent que l'implication plus forte des citoyens dans un débat sur les biotechnologies modernes les conduit à être plus méfiants en ce qui concerne les applications de cette technologie. Cette proposition peut se formuler de la manière suivante :

---

<sup>3</sup> « Age may affect RPs either due to the stage in the life cycle of caring for children, who are large consumers of milk, or because older people may have existing health concerns; hence a nonlinear relationship with age is expected ».

<sup>4</sup> La génération 1917-1926 est ainsi confrontée au rationnement, la génération 1927-1936 au réfrigérateur, la génération 1937-194 au robot électrique, la génération 1947-1956 à l'émergence des hypermarchés, la génération 1957-1966 à la livraison à domicile ; la génération 1967-1976 au Low Cost, la génération 1977-1986 à l'émergence de l'internet.

*H3. La succession des périodes se caractériserait par des effets importants sur l'acceptabilité sociale des biotechnologies.*

On peut enfin se poser la question d'un *effet pays*, autrement dit un effet institutionnel propre et spécifique à la manière dont le débat sur les biotechnologies s'est structuré dans chacun des pays européens. Gaskell *et al.* (2006, 2010) se posent la question d'un rapport des européens aux biotechnologies qui deviendraient de plus en plus proches. Les nouveaux pays ayant des citoyens *a priori* plus favorables aux biotechnologies. Joly & Marris (2003) soulignent la structuration propre du débat dans chacun des pays, mettant au contraire en évidence des acceptabilités très différentes entre les pays et au sein d'un même pays des acceptabilités différentes des applications. Chaklatti & Rousselière (2006) caractérisent l'effet pays particulier comme étant relatifs à des modes diversifiés de justification des positions vis-à-vis des OGM : le débat propre à chaque pays conduit à rendre légitimes ou non certains points de vue en raison d'une place différenciée des parties prenantes (associations, pouvoirs publics, scientifiques, industriels...). En ce qui concerne les biotechnologies pharmaceutiques, Pardo *et al.* (2009) soulignent de même l'existence de différences importantes entre les pays, en raison cette fois d'une hétérogénéité des perceptions de l'utilité de ces technologies. On peut donc formuler la proposition suivante :

*H4. L'effet pays se caractérise par l'existence d'une hétérogénéité forte entre les différents pays européens.*

## **II. La stratégie économétrique : un modèle âge-cohorte-période multiniveau**

Depuis les travaux initiaux de Mason *et al.* (1973), différentes stratégies économétriques ont été mises en place pour se sortir de l'impasse qu'entraîne la colinéarité parfaite des trois temps que sont l'âge, la période et la cohorte, qui impliquent l'impossibilité de les séparer clairement dès que les évolutions sont parfaitement linéaires (un effet de cohorte linéaire peut correspondre à un effet de période croissant auquel se surajoute un effet d'âge décroissant). La solution proposée par Mason *et al.* (1973) avait été de fixer une contrainte supplémentaire sur les paramètres à estimer<sup>5</sup>. La stratégie de Chen *et al.* (2001) est pour sa part de choisir des modalités de cohortes et de classes d'âges suffisamment larges pour éliminer les problèmes d'identification. Recours & Hébel (2007) choisissent la stratégie de Rodgers (1982) de tester la validité de différents sous-modèles afin de remplacer une des variables (par exemple la génération) par des variables susceptibles de l'expliquer (par exemple l'accès à l'éducation pour la génération ou des variables macroéconomiques pour l'effet période).

Parfaitement acceptables au plan scientifique (Chauvel 2010), ces stratégies sont plus délicates à justifier dans le cadre d'un phénomène pour lequel il n'y a pas de théorie indiscutable *a priori* ou de consensus sur les mécanismes à étudier. Etant les premiers à appliquer cette approche à l'acceptabilité des biotechnologies, nous sommes clairement dans cette situation. Par ailleurs, la nature spécifique de pseudo-panels des données que nous mobilisons pose une difficulté supplémentaire (Verbeek 2008) : nous ne disposons pas de données sur des individus que nous suivons au cours du temps mais nous sommes en présence de coupes transversales pour chaque période.

---

<sup>5</sup> Par exemple en posant que le paramètre pour la période  $t_1$  est égal au paramètre pour la période  $t_2$ , ou toute autre contrainte linéaire reliant deux paramètres.

Ce type de données peut par contre parfaitement s'interpréter dans le cadre du modèle multiniveau en raison de la nature hiérarchique des données créée par la procédure d'échantillonnage : les individus sont échantillonnés dans un pays à une période donnée et appartiennent à une classe d'âge (variable souvent utilisée soit pour la stratification soit pour la post-stratification). A ce titre il est pertinent d'utiliser le modèle hiérarchique à effets aléatoires et classification croisée proposé par Yang (2006, 2008) et Yang & Land (2006, 2008). La nature linéaire de la relation entre âge, période et cohorte est rompue car il est fait la supposition que les effets ne sont pas de même nature : certains sont propres à l'individu (l'âge) et relève donc du niveau 1, certains sont propres au contexte dans lequel l'individu évolue (la génération, la période ou le pays) et relève d'un niveau supérieur. Le modèle de classification croisée permet de ne pas poser d'hypothèse *a priori* sur la hiérarchie de ces différents effets contextuels. De même que pour Yang (2008), nous sommes en présence d'une variable à expliquer de nature dichotomique (acceptation ou non des biotechnologies en général ou de leur application en tant qu'aliments GM), ce qui justifie d'utiliser un logit multiniveau. La nature particulière de nos données nous conduit toutefois à en proposer une présentation plus générale susceptible de prendre en compte la dimension pays<sup>6</sup>.

Nous pouvons donc proposer la formulation suivante du modèle à estimer :

$$y_{i,j,k,l}^* = \alpha + \beta_1 \cdot AGE_{i,j,k,l} + \beta_2 \cdot AGE_{i,j,k,l}^2 + \sum_{a=1}^A \gamma_a \cdot Z_{a,i,j,k,l} + f_j + v_k + w_l + u_{i,j,k,l}$$

Avec

$$y_{i,j,k,l} = 1 \text{ si } y_{i,j,k,l}^* > 0 \text{ et } y_{i,j,k,l} = 0 \text{ si } y_{i,j,k,l}^* \leq 0$$

$f_j$  un effet aléatoire observé au niveau du pays  $j$  suivant une loi normale  $N(0, \sigma_j^2)$ ,

$v_k$  un effet aléatoire observé au niveau de la cohorte  $k$  suivant une loi normale  $N(0, \sigma_k^2)$ ,

$w_l$  un effet aléatoire observé au niveau de la période  $l$  suivant une loi normale  $N(0, \sigma_l^2)$ ,

$u_{i,j,k,l}$  un effet aléatoire observé au niveau d'un individu  $i$  d'une cohorte  $k$  habitant dans un pays  $j$  et au niveau d'une période  $l$  suivant une loi normale  $N(0, \sigma_i^2)$ ,

$Z_{a,i,j,k,l}$  une des  $a$  variables de contrôle dont la valeur est observée au niveau d'un individu  $i$  d'une cohorte  $k$  habitant dans un pays  $j$  et au niveau d'une période  $l$ .

Yang (2006, 2008) et Yang & Land (2006, 2008) ont montré la supériorité de ces modèles même dans le cas où le nombre de groupes pour les différents niveaux est relativement faible (à partir de 5) (autrement dit un faible nombre de période ou de cohorte), cela étant notamment du à la taille très différente des groupes (effet dit « unbalanced data design effect »)<sup>7</sup>.

En raison des biais liés aux modes d'estimation IGLS (Iterative Generalized Least Squares) et RIGLS (Restrictive Generalized Least Squares) (Browne & Draper 2006), nous estimons ces modèles via la modélisation bayésienne MCMC (Markov Chain Monte Carlo) (Browne 2009). Ce type d'estimateur a été montré comme particulièrement performant pour les modèles comportant des variables de réponses dichotomiques ou catégorielles (Ng *et al.* 2006), les modèles à classification croisée (Browne *et al.* 2001) ainsi que pour les cas où le

<sup>6</sup> Notons par ailleurs que des modèles isolant l'effet de la nationalité de l'individu de celui de son pays de résidence ont été développés, mais non retenus en raison de l'indicateur de parcimonie *DIC* présenté ci-après.

<sup>7</sup> L'ensemble des tests de Hausman réalisés (Modèles à effets fixes vs. Modèles à effets aléatoires) confirme ce point. Ils sont disponibles auprès des auteurs.

nombre de classes à l'échelon supérieur est faible, puisque dans ce dernier cas les estimations IGLS/RIGLS ((Restricted) Iterative Generalized Least Squares) sont systématiquement biaisées (Browne & Draper 2006). Un papier récent d'Austin (2010) a montré ainsi que les procédures d'estimation bayésienne permettent d'obtenir des résultats non biaisés pour des modèles à variables dépendantes dichotomiques avec un nombre faible de groupes (au minimum 5) dès lors que le nombre d'observations par groupe est supérieur à 30. Afin d'améliorer l'estimation, nous avons utilisé la technique de paramétrisation orthogonale proposée par Browne *et al.* (2009), permettant de supprimer l'influence de la corrélation entre les chaînes pour les différents paramètres de la partie fixe à estimer. La modélisation MCMC fonctionnant en effet par mise à jour successive de manière séparée des différents paramètres, le fait que l'effet de chaque paramètre puisse être indépendant des autres (ce qui est l'objectif d'une paramétrisation orthogonale) contribue à une meilleure performance des algorithmes MCMC.

Par ailleurs, s'agissant d'une procédure économétrique de type bayésien, cette approche conduit à estimer une fonction de distribution des paramètres *a posteriori*. Se pose donc la question du report d'un paramètre donné synthétisant au mieux cette information. Nous suivons ici la proposition de Koop (2003) de reporter le paramètre moyen de l'ensemble des estimations (la variance étant également estimée sur l'ensemble de la distribution)<sup>8</sup>. 100 000 itérations ont été nécessaires afin d'obtenir, suivant les résultats le diagnostic de Raftery-Lewis (1992), des chaînes de Markov suffisamment longues pour pouvoir reporter des paramètres suffisamment précis<sup>9</sup>. Enfin, les estimations peuvent être sensibles par nature à la fonction de distribution des paramètres *a priori*. L'ensemble des tests auxquels nous avons procédé (en utilisant différentes propositions de paramètres *a priori*) montre une très faible influence sur l'estimation de la fonction de distribution des paramètres *a posteriori*<sup>10</sup>.

L'effet de la cohorte, période ou du pays sur les choix d'acceptation ou non peut être apprécié via le calcul du coefficient de corrélation résiduelle (ou conditionnelle) intraclasse (*ICC*). Ce coefficient donne le pourcentage de la variance dans l'acceptation pris en compte par l'inclusion d'un niveau. Le coefficient *ICC* observé au niveau *k* s'écrit ainsi :

$$ICC_k = \frac{\tau_k^2}{\sigma^2 + \sum_{j=1}^K \tau_j^2}$$

avec  $\tau_j^2$  la variance entre les groupes observée à un niveau *j* avec  $j = 1,2,3$ <sup>11</sup>,  $\tau_k^2$  la variance entre les groupes observée à un niveau *k* et  $\sigma^2$  la variance au sein du groupe observée au niveau de l'individu. Dans le cas d'un logit multiniveau, on a

$$\sigma^2 = \frac{\pi^2}{3}$$

avec

$$ICC_{k,j} = ICC_k + ICC_j$$

<sup>8</sup> L'autre proposition est qu'algébriquement une estimation bayésienne des coefficients correspond à la valeur qui minimise une fonction de coût espérée *a posteriori*. Cette fonction de coût  $L(\theta, \hat{\theta})$  décrit les conséquences de faire reposer une décision sur une estimation ponctuelle  $\hat{\theta}$  alors que  $\theta$  est le vrai vecteur des paramètres. Elle peut être de différentes manières comme une fonction quadratique (Robert 2006).

<sup>9</sup> Ce diagnostic est utilisé pour estimer la longueur des chaînes de Markov nécessaire pour estimer un quantile en particulier de cette distribution *a posteriori* des paramètres avec une certaine fiabilité. Par exemple pour un diagnostic calculé pour les quantiles 2,5% et 97,5%, on estime la longueur du nombre d'itérations  $n_M$  de telle manière que la probabilité *a posteriori* du paramètre soit contenue dans l'intervalle central de 95% avec une probabilité d'au moins 95%.

<sup>10</sup> Tests disponibles auprès des auteurs.

<sup>11</sup> on a trois niveaux en dehors de l'individu : le pays, la cohorte et la période.

où  $ICC_{k,j}$  correspond au pourcentage de la variance pris en compte par l'inclusion des niveaux  $k$  et  $j$ .

Une mesure alternative peut être utilisée notamment si on cherche à combiner les effets. Il s'agit de l'odds ratio médian (MOR : median odds ratio) (Larsen *et al.* 2000). Dans notre cas, il mesure l'impact sur la probabilité d'être favorable du passage d'un groupe à un autre à un niveau  $k$  donné quand on compare deux individus tirés au hasard dans la population :

$$MOR_k = OR(k)_{median} = \exp\left(\sqrt{2\tau_k^2} \cdot \phi^{-1}(3/4)\right)$$

avec  $\tau_k^2$  la variance entre les groupes au niveau  $k$  et  $\phi^{-1}$  l'inverse de la fonction de répartition de la loi normale.

On a également :

$$MOR_{k,j} = OR(k,j)_{median} = \exp\left(\sqrt{2(\tau_k^2 + \tau_j^2)} \cdot \phi^{-1}(3/4)\right)$$

$MOR_{k,j}$  correspond à l'*odds ratio* médian pour deux individus tirés au hasard appartenant au même groupe au niveau  $k$  et au même groupe au niveau  $j$ .

Le choix du bon modèle suppose de se doter d'indicateurs. A ce titre, *la statistique de Déviance* peut être vue comme une mesure de bonne adéquation du modèle avec les données. Pour les modèles logit binomiaux, cette statistique s'écrit de la manière suivante (Browne 2009) :

$$D = -2 \sum_{i=1}^n [y_i \log p_i + (1 - y_i) \log(1 - p_i)]$$

avec  $p_i$  la valeur prédite pour l'observation  $i$

Cette mesure a été utilisée par Spiegelhalter *et al.* (2002) dans le cadre des estimations MCMC pour établir le *DIC* (Deviance Information Criterion). Le *DIC* est une généralisation du AIC (Akaike Information Criterion) aux modèles multiniveaux. De manière analogue à ce dernier, ce critère d'information est constitué de deux composantes : une mesure d'adéquation et une mesure de complexité. Nous avons ainsi :

$$DIC = \bar{D} + p_D$$

avec  $\bar{D}$  la valeur moyenne de la déviance (établie sur l'ensemble des itérations utilisées) et  $p_D$  le nombre de paramètres du modèle.

Sa diminution souligne une performance accrue des estimations. L'utilisation de ce critère est discutée : Ward (2008) a pu montrer la plus grande performance du facteur de Bayes (Bayes Factor) dont le *DIC* peut être vu comme une première approximation. Toutefois des difficultés conceptuelles et de calcul lui sont associées. C'est pourquoi, suivant en cela différents auteurs (Han & Carlin 2001 ; Spiegelhalter *et al.* 2002), nous préférons un *DIC* plus facile à calculer et interpréter.

### III. Présentation des données

Les enquêtes Eurobaromètres spéciaux font l'objet d'études thématiques approfondies réalisées pour le compte de services de la Commission européenne ou d'autres institutions européennes, et intégrées dans les vagues de sondage de l'Eurobaromètre standard. Nous utilisons les données des eurobaromètres spéciaux ayant porté sur les attitudes des européens

envers la science en 1991, 1993, 1996, 1999, 2002, 2005 et 2010. Environ 1000 personnes sont interrogées par pays suivant un principe d'échantillonnage aléatoire à phases multiples (par strates géographiques (infranationales)). L'enquête couvre la population de 15 ans et plus, résidant dans chaque État membre de l'Union européenne, ainsi que dans les pays associés à l'Union Européenne (comme la Norvège, la Suisse ou la Turquie). On obtient un questionnaire riche donnant lieu à différentes exploitations (rapport sur les biotechnologies, sur la vision des européens de la science, etc.) (e.g. Gaskell *et al.* 2004, 2011 ; Chaklatti & Rousselière 2006 ; Rousselière & Rousselière 2010).

Les modèles sont développés sur quatre jeux de données successifs, chacun ayant des lacunes propres. Ainsi nous testons d'une part le rapport général aux biotechnologies (depuis 1991) sur l'ensemble des pays (modèle A1) et sur les pays présents sur l'ensemble de la période (modèle A2 équivalent à la version « cylindrée » de A1). La variable d'intérêt correspond à la réponse à la question : « Pensez vous que les biotechnologies et le génie génétique vont avoir un effet positif sur notre manière de vivre les vingt prochaines années ? ». D'autre part, nous testons le rapport aux OGM (depuis 1996) sur l'ensemble des pays (modèle A3) et sur les pays présents sur l'ensemble de la période (modèle A4 équivalent à la version « cylindrée » de A3). La variable d'intérêt correspond à la réponse à la question posée : « Etes vous d'accord avec la proposition : « il faut encourager le développement d'aliments GM » ? ».

Comme variable explicative, on utilise l'âge (allant de 15 à 99 ans) dans le cadre d'une fonction quadratique (âge et âge au carré) ainsi que différentes variables de contrôle qu'on choisira ou non d'inclure suivant l'indicateur de parcimonie retenu : le sexe, le positionnement politique (quatre modalités : gauche, centre, droite, refus), le niveau d'éducation (quatre modalités : départ du système scolaire avant 16 ans, entre 16 et 19 ans, à 20 ans ou après, toujours dans le système scolaire), l'activité professionnelle (huit modalités : indépendant, cadre, employé, ouvrier, personne au foyer, chômeur, retraité, étudiant).

Les effets contextuels sont déterminés à partir des variables de pays (33 modalités), de génération (Sept modalités : 1934 et avant, 1935-1944, 1945-1954, 1955-1964, 1965-1974, 1975-1984, 1985 et après) et de période (six modalités correspondant chacune à la date de l'enquête : 1991, 1996, 1999, 2002, 2005, 2010).

#### IV. Résultats et discussion

Suivant l'indicateur de parcimonie DIC, la stratégie 5 correspondant au modèle complet est celle qui colle le mieux aux données pour tous les types de modèles (tableau 1). On note d'ailleurs une amélioration forte quand on ajoute les effets périodes (passage de la stratégie 3 à la stratégie 4) et les effets pays (passage de la stratégie 4 à la stratégie 5).

**Tableau 1. Evolution du DIC selon les différentes estimations**

	A1	A2	A3	A4
Stratégie 1 (âge)	192915.96	152238.56	86121.01	73175.71
Stratégie 2 (1+ femme et positionnement politique)	191699.46	150771.84	85467.27	72720.22
Stratégie 2bis (1+ femme, positionnement politique, éducation, activité)	-----	-----	85423.94	72694.45
Stratégie 3 (2 ou 2bis+Modèle avec effets cohorte)	190346.75	150421.21	85419.13	71966.82
Stratégie 4 (3+effets périodes)	187385.77	147831.15	83561.09	71528.79
Stratégie 5 (4+effets pays)	183949.12	145687.66	81384.28	69982.00

Les résultats des différentes estimations sont présentés dans le tableau 2. Le premier commentaire est que les paramètres estimés sur la population générale ou sa version « cylindrée » sont relativement similaires (modèle A1 vs. modèle A2 et modèle A3 vs. modèle A4). Tout se passe donc comme si les nouveaux pays inclus dans l'union européenne se comportent comme les anciens pays. Par ailleurs la faiblesse des ICC et des MOR calculés conduit comme pour toute analyse mobilisant des microdonnées à souligner l'importance des effets individuels au regard des effets contextuels. L'ajout des effets contextuels conduit à pouvoir expliquer de 8 à 15% de la variance totale. Pour des individus appartenant à des pays, des générations et des périodes différentes, le rapport de chances (comparaison des probabilités d'accepter pour chacun des individus) est de 1,744 la moitié du temps pour le modèle A1, 1,679 la moitié du temps pour le modèle A2, 2,077 la moitié du temps pour le modèle A3 et de 1,842 la moitié du temps pour le modèle A4. On peut déjà souligner l'importance de l'effet période au regard des effets de cohorte et de pays. En effet le rapport des chances médian pour des individus observés à des périodes différentes mais appartenant à la même génération et au même pays varie entre 1,504 (modèle A3) et 1,671 (modèle A4). Il est de seulement de 1,062 à 1,089 pour des individus de générations différentes mais de même pays et observés à la même période et de 1,360 à 1,682 pour des individus de pays différents mais de même génération et observés à la même période.

On peut mettre en évidence l'impact différencié des différentes variables de contrôle sur le niveau d'acceptabilité des biotechnologies, en calculant les *odds ratio* (correspondant à l'exponentiel des coefficients). Ainsi le fait d'être une femme diminue entre 25 et 28% la probabilité d'accepter le génie génétique ou les biotechnologies en général et entre 29 et 30% la probabilité d'accepter les applications en matières d'OGM. Le fait d'être de gauche (plutôt que de ne pas déclarer de préférence affinitaire) contribue à augmenter de 40 à 43% la probabilité d'accepter le génie génétique en général et de seulement 5 à 9% les OGM. Un niveau élevé d'études a un impact positif sur l'acceptabilité des OGM (entre +23 et 24% quand on a quitté le système éducatif après 20 ans et entre 16 et 17% quand on est encore dans le système éducatif).

**Tableau 2. Résultats des différentes estimations**

	A1		A2		A3		A4	
	Coef.	e.s.	Coef.	e.s.	Coef.	e.s.	Coef.	e.s.
Constante	0,237	0,223	0,243	0,18	-0,492	0,315	-0,516	0,263 **
Age	-0,007	0,003 ***	-0,006	0,003 *	-0,012	0,004 ***	-0,012	0,004 ***
Age2/100	-0,006	0,003 **	-0,007	0,003 **	0,005	0,004	0,006	0,005
Gauche	0,358	0,017 ****	0,340	0,019 ****	0,092	0,027 ****	0,048	0,028 *
Centre	0,387	0,016 ****	0,364	0,018 ****	0,146	0,025 ****	0,120	0,027 ****
Droite	0,522	0,017 ****	0,506	0,02 ****	0,261	0,026 ****	0,220	0,028 ****
Femme	-0,297	0,011 ****	-0,320	0,012 ****	-0,354	0,018 ****	-0,344	0,019 ****
Educ16_19					0,078	0,025 ***	0,069	0,026 ***
Educ20+					0,213	0,028 ****	0,205	0,030 ****
Etudiant					0,143	0,052 ***	0,162	0,055 ***
Cadre					0,054	0,041	0,063	0,043
Employé					-0,038	0,04	-0,020	0,043
Ouvrier					-0,049	0,035	-0,028	0,038
Personne au foyer					0,002	0,042	0,010	0,044
Chômeur					-0,039	0,046	-0,001	0,050
Retraité					-0,024	0,041	0,019	0,044
Effets aléatoires								
Cohorte	0,007	0,007	0,008	0,009	0,005	0,006	0,004	0,008
<i>ICC<sub>cohorte</sub></i>	0,19%		0,22%		0,13%		0,11%	
<i>MOR<sub>cohorte</sub></i>	1,083		1,089		1,070		1,062	
Période	0,207	0,192	0,183	0,166	0,290	0,47	0,255	0,419
<i>ICC<sub>période</sub></i>	5,70%		5,10%		7,47%		6,88%	
<i>MOR<sub>période</sub></i>	1,543		1,504		1,671		1,619	
Pays	0,126	0,034 ****	0,104	0,043	0,297	0,082 ****	0,155	0,061 **
<i>ICC<sub>pays</sub></i>	3,47%		2,90%		7,65%		4,18%	
<i>MOR<sub>pays</sub></i>	1,403		1,360		1,682		1,456	
Déviante		183 898		145 652		81 327		69 941
<i>ICC<sub>cohorte,période,pays</sub></i>		9,36%		8,22%		15,52%		11,17%
<i>MOR<sub>cohorte,période</sub></i>		1,555		1,517		1,679		1,625
<i>MOR<sub>cohorte,pays</sub></i>		1,416		1,376		1,689		1,463
<i>MOR<sub>période,pays</sub></i>		1,734		1,667		2,077		1,842
<i>MOR<sub>cohorte,période,pays</sub></i>		1,744		1,679		2,083		1,847
Nombre d'observations		140 119		110 519		69 674		57 659

Note : \* p-value<0,1 ; \*\* p-value<0,05 ; \*\*\* p-value<0,01 ; \*\*\*\* p-value<0,001. ICC: Coefficient de corrélation résiduelle intraclasse. MOR : Median Odds Ratio.

Pour les différents modèles, suivant un test de Wald tel que défini pour les modèles multiniveaux par Goldstein (2003), on peut rejeter l'hypothèse nulle d'une nullité conjointe des coefficients des variables relatives à l'âge<sup>12</sup>, de celles relatives au positionnement politique<sup>13</sup> ou de celles relatives à l'éducation<sup>14</sup> mais pas de celles relatives à l'activité professionnelle<sup>15</sup>. En ce qui concerne notre hypothèse H1, on relève donc dans tous les cas un effet significatif de l'âge. La figure 1 correspond à la représentation graphique de ces effets sur l'acceptabilité des différentes applications des biotechnologies. Ces effets âge sont calculés à la moyenne<sup>16</sup>, contrôlés de l'ensemble des variables et pondérés des effets

<sup>12</sup> Pour A1 : Khi2(2)=160,43, p-value<0,0001 ; pour A2 : Khi2(2) = 1388,49, p-value<0,0001 ; pour A3 : Khi2(2)=28,21, p-value<0,0001 ; pour A4 : Khi2(2)=15,31, p-value<0,0001.

<sup>13</sup> Pour A1 : Khi2(3)=887,31, p-value<0,0001 ; pour A2 : Khi2(3) = 482,86, p-value<0,0001 ; pour A3 : Khi2(3)=56,08, p-value<0,0001 ; pour A4 : Khi2(3)=29,22, p-value<0,0001.

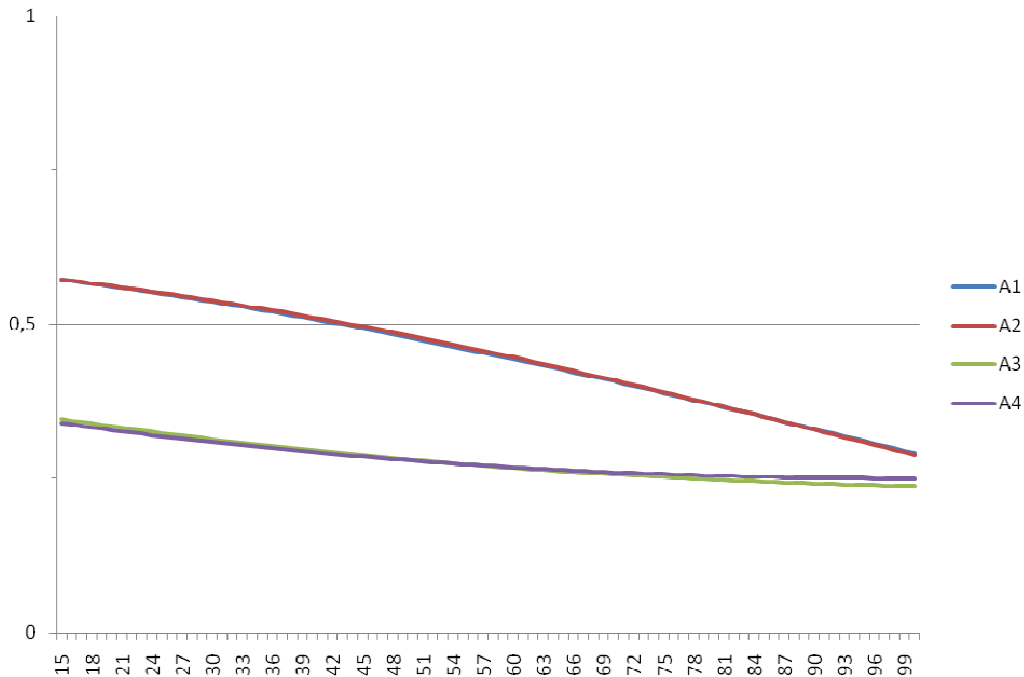
<sup>14</sup> Pour A3 : Khi2(3)=26,15, p-value<0,0001 ; pour A4 : Khi2(3)=24,55, p-value<0,0001.

<sup>15</sup> Pour A3 : Khi2(6)=0,06, p-value=0,8018 ; pour A4 : Khi2(6)=0,74, p-value=0,3893.

<sup>16</sup> Greene (2003) a montré l'équivalence asymptotique des effets marginaux à la moyenne avec les effets

contextuels (périodes, cohortes et pays). Un effet décroissant de l'âge peut être mis en évidence. La probabilité d'être favorable aux biotechnologies en général passe ainsi de 56% à 20 ans, 51% à 40 ans, 44% à 60 ans et 37% à 80 ans. En ce qui concerne les OGM, la probabilité de soutien passe de 33% à 20 ans, 29% à 40 ans, 27% à 60 ans et 25% à 80 ans.

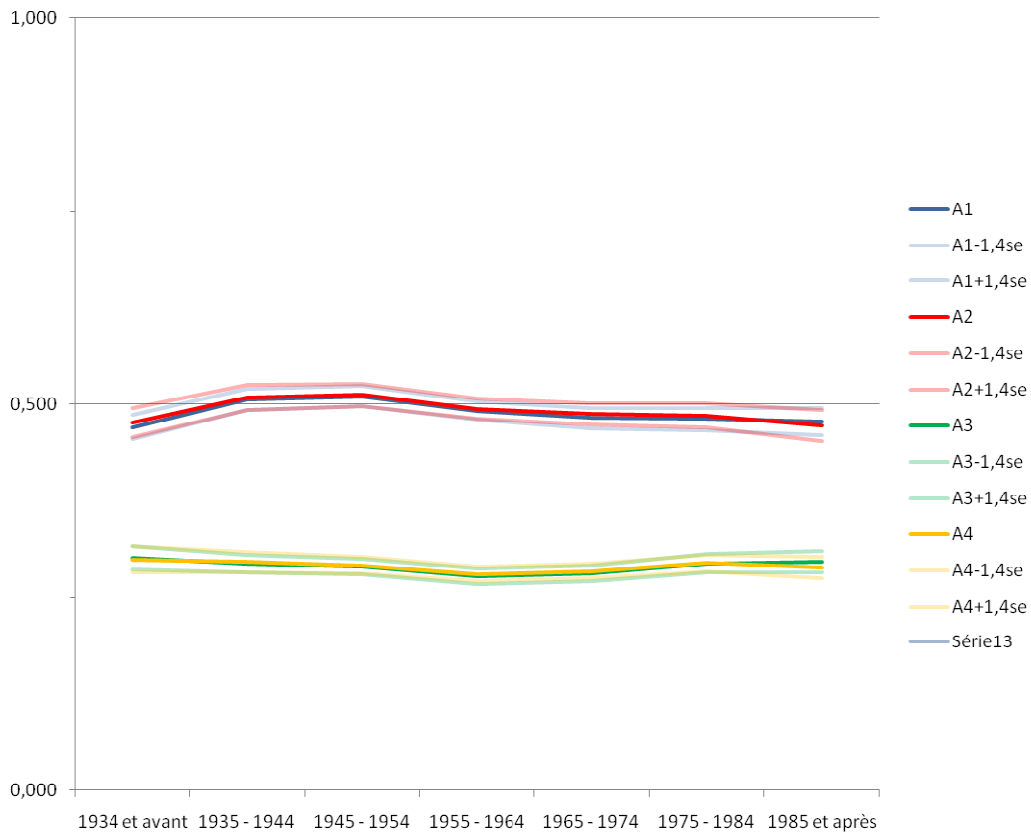
**Figure 1. : Effets de l'âge sur la probabilité d'accepter les biotechnologies**



*Note : effets âge contrôlés de l'ensemble des variables et pondérés des effets contextuels*

La figure 2 correspond à la représentation graphique des effets de la génération. Dans le modèle multiniveau à effets aléatoires, chaque génération a une constante qui représente l'effet de la cohorte net des effets individuels et pondérés des autres effets contextuels (Yang 2006, 2008). Sont aussi représentés les effets auquel on ajoute ou retranche 1,4 erreur standard, ce qui permet de construire un intervalle de confiance à 90%. Les générations nées entre 1935 et 1955 semblent être celles qui acceptent le mieux le génie génétique en général (probabilité de soutien de 51%). On met difficilement en évidence des effets d'autres générations (probabilité de soutien d'environ 48% pour toutes les autres).

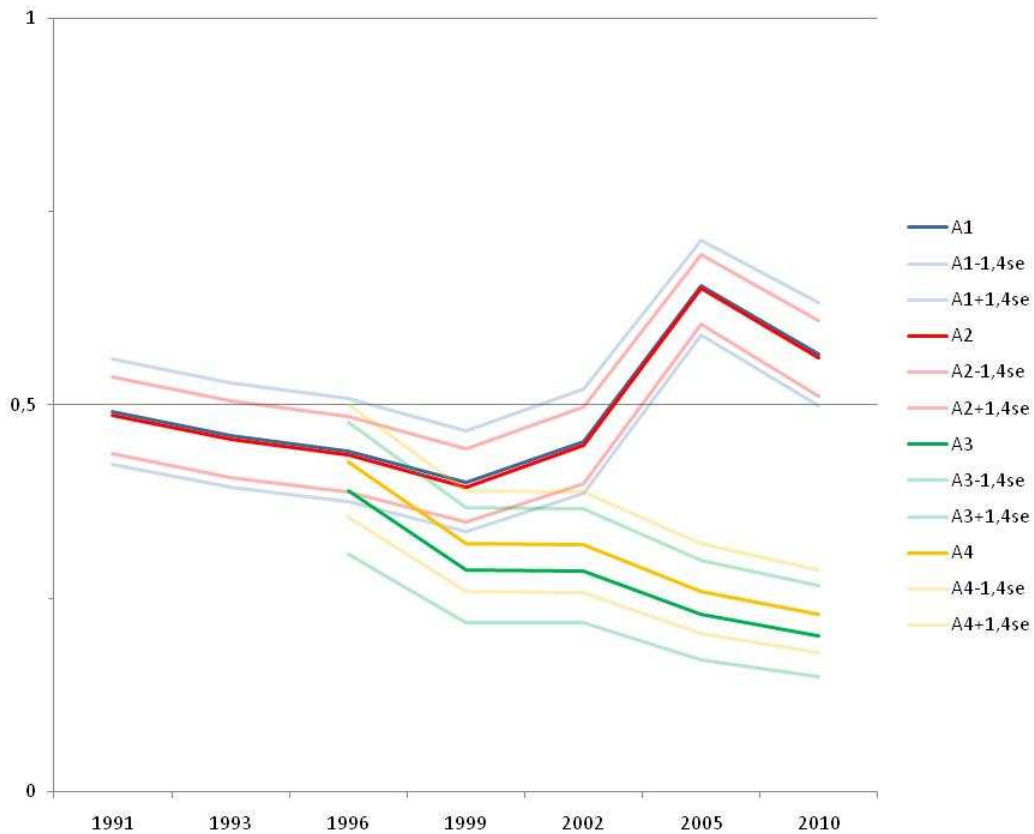
**Figure 2 : Effets de la cohorte sur la probabilité d'accepter les biotechnologies**



*Note : effets cohorte contrôlés des effets individuels et pondérés des effets contextuels*

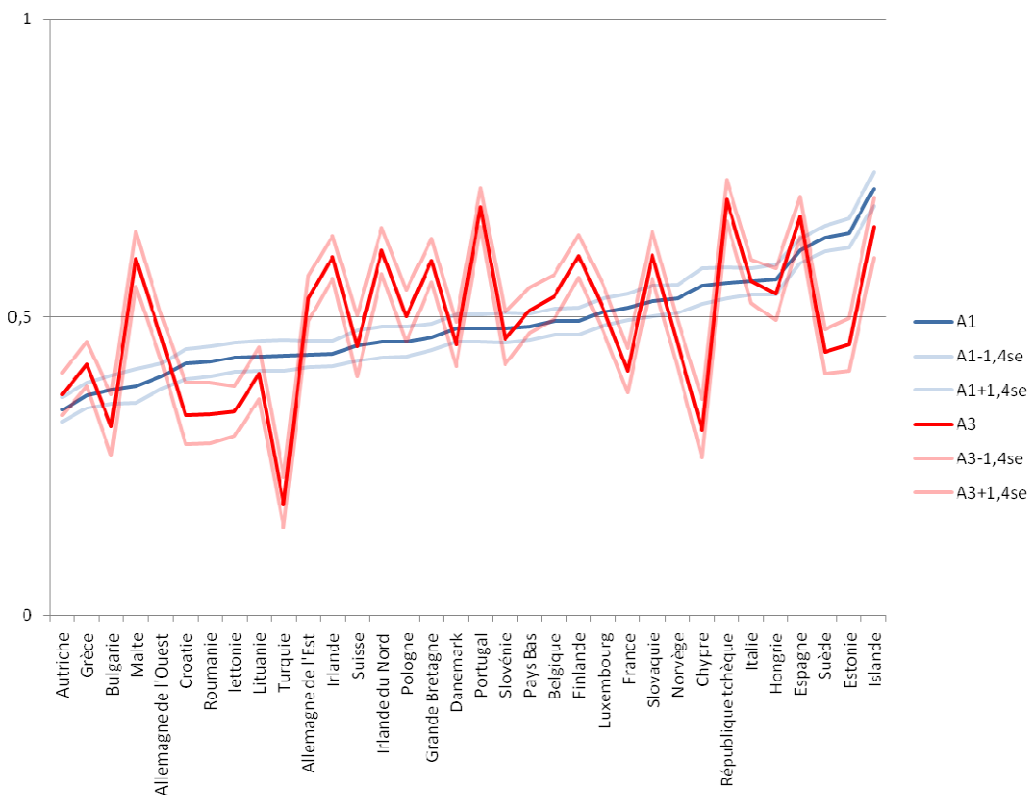
La figure 3 correspond à la représentation graphique des effets de la période (net des effets individuels et pondérés des effets contextuels). Le premier constat correspond à celui d'un effet important de la période. La succession des périodes correspond à une acceptabilité de plus en plus faible des OGM (probabilité de soutien passant de 38 à 42% en 1996 à 20 à 22% en 2010). Cet effet n'est pas le même pour les biotechnologies en général. En effet après un creux atteint en 1999 (probabilité de soutien de 39%), on constate une forte remontée jusqu'en 2005 (probabilité de soutien de 65%) et une relative diminution depuis (probabilité de soutien de 56% en 2010).

**Figure 3 : Effets de la période sur la probabilité d'accepter les biotechnologies**



*Note : effets période contrôlés des effets individuels et pondérés des effets contextuels*

**Figure 4 : Effets du pays sur la probabilité d'accepter les biotechnologies**



*Note : effets pays contrôlés des effets individuels et pondérés des effets contextuels*

En raison de la proximité des estimations entre A1 et A2 d'une part et entre A3 et A4 d'autre part et afin d'alléger la présentation, seules les estimations A1 et A3 sont reportées sur la figure 4 qui correspond à la représentation graphique de « l'effet pays » (net des effets individuels et pondérés des effets contextuels). On constate des différences d'association entre l'acceptabilité de ces différentes technologies très fortes selon les pays. Cinq pays sont plutôt défavorables aux OGM et favorables aux biotechnologies en général (France, Suède, Chypre, Estonie, Norvège), 10 pays sont plutôt favorables aux OGM et plutôt défavorables aux biotechnologies en général (Belgique, Finlande, Portugal, Pays Bas, Grande Bretagne & Irlande du Nord, Pologne, Allemagne de l'Est, Irlande, Malte), 6 pays sont plutôt favorables aux OGM et aux biotechnologies en général (Luxembourg, Slovaquie, Hongrie, Italie, République Tchèque, Espagne) et 12 pays plus défavorables aux OGM et aux biotechnologies en général (Turquie, Bulgarie, Autriche, Grèce, Lettonie, Roumanie, Croatie, Lituanie, Suisse, Danemark, Slovénie).

## **Discussion et Conclusion**

Notre analyse portait sur le rapport des européens aux biotechnologies au-delà de l'idée énoncée a priori par Gaskell *et al.* (2010, 2011) d'une situation relativement pacifiée. La modélisation proposée permet de séparer les effets âge, période, cohorte et pays. Contrairement aux approches traditionnelles, elle permet en outre de quantifier l'importance relative des effets contextuels. Comme pour toute analyse mobilisant des microdonnées individuelles, ces effets sont relativement faible au regard de l'hétérogénéité individuelle des attitudes. Elle peut être appréhendée vis-à-vis des quatre propositions empiriques établies à partir de la littérature. Ainsi relativement à H1 (le soutien aux biotechnologies serait décroissant au fur et à mesure de l'âge), notre modélisation souligne un effet fort de l'âge correspondant à des soutiens de plus en plus faibles aux biotechnologies. L'effet de l'âge est plus marqué pour les biotechnologies en général. La perception de ces technologies comme risquée n'est pas compensée pour les européens les plus âgés par une perception de leur utilité.

Relativement à H2 (l'effet de la cohorte correspondrait à la succession des générations de plus en plus favorables à l'utilisation des biotechnologies), notre modélisation souligne un faible effet de la génération. Ainsi seules les générations nées entre 1935 et 1955 semblent être majoritairement favorables aux biotechnologies en général. Une explication pourrait être qu'il s'agit des générations ayant fait leur entrée active ou leur socialisation primaire dans la période des « trente glorieuses ».

Relativement à H4 (l'effet pays se caractérise par l'existence d'une hétérogénéité forte entre les différents pays européens), outre la validation de cette proposition, deux éléments supplémentaires peuvent être avancés. On constate d'une part que les nouveaux pays ont tendance à se comporter comme les anciens pays européens (nous sommes ici en contradiction avec l'analyse de Gaskell *et al.* 2006). D'autre part quatre groupes de pays peuvent être mis en évidence suivant la probabilité plus ou moins forte de leur population d'être favorable aux biotechnologies en général ou aux OGM.

Relativement à H3 (la succession des périodes se caractériserait par des effets importants sur l'acceptabilité sociale des biotechnologies), notre modélisation souligne des sauts importants de soutien pour les biotechnologies en général et un soutien déclinant pour les OGM. Il paraît

donc ici difficile d'adhérer à la proposition de Gaskell *et al.* (2010, 2011) de percevoir un soutien croissant pour les biotechnologies au sein de la population européenne. Il apparaît toutefois clair que les européens peuvent percevoir l'utilité de certaines biotechnologies et donc en accepter l'usage, ils sont de plus en plus sceptiques par rapport à l'application des ces techniques à l'alimentation humaine.

## Références

- Alston J.M., Bradford K.J. & Kalaitzandonakes N. (2006) "The Economics of Horticultural Biotechnology", *Journal of Crop Improvement*, 18(1) : 413-431.
- Appéré G., Travers M. & Dupont F. (2010) "Comportement du consommateur face à un risque endogène immédiat", *Revue Economique*, 61(3) : 543-554.
- Auer C. (2008) "Ecological Risk Assessment and Regulation for Genetically-Modified Ornamental Plants", *Critical Reviews in Plant Sciences*, 27: 255-271.
- Austin P.C. (2010) "Estimating Multilevel Logistic Regression Models When the Number of Clusters is Low: A Comparison of Different Statistical Software Procedures", *The International Journal of Biostatistics*, 6(1), Article 16. (disponible sur <http://www.bepress.com/ijb/vol6/iss1/16>).
- Bourdieu P. (1984) *Questions de sociologie*, Paris, Editions de Minuit.
- Browne W.J. (2009) *MCMC estimation in MLwin*, Bristol, Centre for Multilevel Modelling, University of Bristol.
- Browne W.J. & Draper D. (2006) "A comparison of Bayesian and likelihood-based methods for fitting multilevel models", *Bayesian Analysis*, 1(3): 473-514.
- Browne W.J., Goldstein H. & Rasbash J. (2001) "Multiple membership multiple classification (MMMC) models", *Statistical Modelling*, 1(2): 103-124.
- Browne W.J., Steele F., Golalizadeth M. & Green M.J. (2009) "The use of simple reparameterizations to improve the efficiency of Markov chain Monte Carlo estimation for multilevel models with applications to discrete time survival models", *Journal of the Royal Statistical Association A*, 172(3) : 579-598.
- Chaklatti S. (2006) *Les biotechnologies agricoles, potentiels et controverses*, thèse de doctorat, Université Pierre Mendès France Grenoble II,
- Chaklatti S. & Rousselière D. (2006) "Confiance, Justification et Controverse sur les OGM en Europe", *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 81: 61-93.
- Chauvel L. (2010) *Le destin des générations*, Paris, Presses Universitaires de France.
- Chen R., Wong K.A., & Lee H.C. (2001) "Age, Period, and Cohort Effects on Life Insurance Purchases in the US", *The Journal of Risk and Insurance*, 68 (2), 303-27
- DaSilva E.J. (2005) "The Colours of Biotechnology: Science, Development and Humankind", *Electronic Journal of Biotechnology*, 7(3)
- Einsiedel E.F. & Medlock J. (2005) "A Public Consultation on Plant Molecular Farming", *Agbioforum*, 8(1): 26-32.
- Gaskell G., Allum N., Wagner W., Kronberger N., Toergersen H., Hampel J. & Bardes J. (2004) "GM foods and the misperception of risk perception", *Risk Analysis*, 24(1): 185-194.
- Gaskell G., Stares S., Allansdottir A., Allum N., Corchero C., Fischler C., Hampel J., Jackson J., Kronberger N., Mejlgard N., Revuelta G., Schreiner C., Torgersen H. & Wagner W. (2006) *Europeans and Biotechnology in 2005*, Report to the European Commission's Directorate-General for Research, London School of Economics.
- Gaskell G., Allansdottir A., Allum N., Castro P., Esmer Y., Fischler C., Jackson J., Kronberger N., Hampel J., Mejlgard N., Quintanilha A., Rammer A., Revuelta G., Stares

- S., Torgersen H. & Wager W. (2010) *Europeans and biotechnology in 2010, Winds of Change ?*, A report to the European Commission's Directorate-General for Research, october 2010.
- Gaskell G., Allansdottir A., Allum N., Castro P., Esmer Y., Fischler C., Jackson J., Kronberger N., Hampel J., Mejlgard N., Quintanilha A., Rammer A., Revuelta G., Stares S., Torgersen H. & Wager W. (2011) "The 2010 Eurobarometer on the life sciences", *Nature biotechnology*, 29 (2): 113-114.
- Goldstein H. (2003) *Multilevel Statistical Models, 3<sup>rd</sup> edition*. London, Edward Arnold.
- Greene W. (2003) *Econometric Analysis, 5th edition*, Upper Saddle River, Prentice Hall.
- Han C. & Carlin B. (2001) "Markov Chain Monte Carlo Methods for computing Bayes factors", *Journal of the American Statistical Association*, 96(455): 1122–1132.
- Joly P-B. & Marris, C. (2003) "Les Américains ont-ils accepté les OGM? Analyse comparée de la construction des OGM comme problème public en France et aux États-Unis", *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 68-69: 12-45.
- Klingeman W.E. & Hall C.R. (2006) "Risk, Trust and Consumer Acceptance of Plant Biotechnology", *Journal of Crop Improvement*, 18(1): 451-486.
- Knight A.J. (2006) "Does Application Matter? An Examination of Public Perception of Agricultural Biotechnology Applications", *Agbioforum*, 9(2): 121-128.
- Knight T. & Barnett J. (2010) "Perceived efficacy and attitudes towards genetic science and science governance", *Public Understanding of Science*, 19(4): 386-402.
- Koop G. (2003) *Bayesian Econometrics*, Chichester, Wiley.
- Larsen K., Petersen J.H., Budtz-Jørgensen & Endhal L. (2000) "Interpreting Parameters in the Logistic Regression Model with Random Effects", *Biometrics*, 56(3): 909-914.
- Mason K.O., Mason W.M., Winsborough H.H. & Poole W.K. (1973), "Some methodological issues in cohort analysis of archival data", *American Sociological Review*, 38 (2): 242-58.
- Ng E. SW, Carpenter J.R., Goldstein H. & Rasbash J. (2006) "Estimation in generalised linear mixed models with binary outcomes by simulated maximum likelihood", *Statistical Modelling*, 6(1): 23-42.
- Pardo R., Engelhard M., Hagen K., Jorgensen R.B., Rehbinder E., Schnieke A., Szmulewicz M. & Thiele F. (2009) "The role of means and goals in technology acceptance", *EMBO Reports*, 10: 1069-1075.
- Raftery A.E. & Lewis S.M. (1992) "How many iterations in the Gibbs sampler?" in Bernardo J., Berfer J., Dawid A.P. & Smith A.F.M. (eds) *Bayesian Statistics 4*, Oxford: Oxford University Press: 765-776.
- Ramani S. (2001) "Introduction to the special issue on biotechnology", *International Journal of Biotechnology*, 3(1-2): 1-3.
- Recours F. & Hébel P. (2007) "Evolution des comportements alimentaires: le rôle des générations", *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 82-83 : 79-108.
- Recours F., Hébel P. & Berger R. (2008) *Effets de générations, d'âge et de revenus sur les arbitrages de consommation*, Centre de recherche pour l'étude et l'observation des conditions de vie, Cahiers de recherche du CREDOC, n°258, décembre.
- Robert P. C. (2006) *Le choix bayésien. Principes et pratique*. Dordrecht, Springer.
- Rodgers W. L. (1982) "Reply to comment by Smith, Mason and Fienberg", *American Sociological Review*, 47(6): 787-793.
- Rousselière D., Rousselière S. (2010) "On the impact of trust on willingness to purchase GM Food: Evidence from a European survey", *Review of Agricultural and Environmental Studies*, 91(1): 5-26.
- Spiegelhalter D. J., Best N. G., Carlin B. P. & Van Der Linde A. (2002) "Bayesian measures of model complexity and fit", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 64: 583–639.
- Sturgis P., Cooper H. & Fife-Schaw C. (2005) "Attitudes to biotechnology: estimating the

- opinions of a better-informed public”, *New Genetics and Society*, 24(1): 35-58.
- Yang Y. (2006) “Bayesian Inference for Hierarchical Age-Period-Cohort Models of Repeated Cross-Section Survey Data”, *Sociological Methodology*, 36: 39-74.
- Yang Y. (2008) “Social Inequalities in Happiness in the United States, 1972 to 2004: An Age-Period-Cohort Analysis”, *American Sociological Review*, 73(2): 204-226.
- Yang Y. & Land K.C. (2006) “A Mixed Models Approach to the Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys, With an Application to Data on Trends in Verbal Test Scores”, *Sociological Methodology*, 36(1):75-98.
- Yang Y. & Land K.C. (2008) “Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys: Fixed or Random Effects?”, *Sociological Methods and Research*, 36(3): 297-326.
- Verbeek M. (2008) “Pseudo-Panels and Repeated Cross-Sections” in Matyas L. & Sevestre P. (eds.) *The Econometrics of Panel Data*, Berlin, Springer-Verlag: 369-383.
- Ward E.J. (2008) “A review and comparison of four commonly used Bayesian and maximum likelihood model selection tools”, *Ecological Modelling*, 211: 1-10.
- Zepeda L., Douthitt R., You S.Y (2003) “Consumer Risk Perceptions Toward Agricultural Biotechnology, Self-Protection, and Food Demand: The Case of Milk in the United States”, *Risk Analysis*, 23(5): 973-984.