

**Prise en compte de l'hétérogénéité des préférences dans le cadre de la méthode du *Choice Experiments* : application à un bien culturel public à vocation non touristique**

Muriel Travers\*, Gildas Appéré\*\*, Dominique Sagot-Duvauroux\*\*

\*LEMNA, Université de Nantes,

\*\*UMR GRANEM, Université d'Angers,

Auteur correspondant: [muriel.travers@univ-nantes.fr](mailto:muriel.travers@univ-nantes.fr),

**Version provisoire du 08 Octobre 2016**

Résumé :

Comme souligné par Baumol (2011), de nombreux biens et activités culturels n'existeraient pas sans subvention publique. Toutefois, dans un contexte de fortes contraintes budgétaires, les pouvoirs publics doivent justifier les dépenses investies dans les différents projets culturels. La légitimation de ces derniers ne peut se faire que si les préférences culturelles des individus potentiellement hétérogènes sont prises en considération lors de la phase de conception des projets. La méthode du *Choice Experiments* permet de répondre à cette exigence à condition de ne cibler l'évaluation que sur les résidents afin d'éviter une superposition des considérations touristiques et culturelles et à condition de mettre en œuvre les modèles économétriques adéquates. Nous appliquons ainsi cette méthode à l'évaluation d'un projet d'école de musique municipale destiné aux résidents de la ville d'Angers en utilisant deux types de modélisation de l'hétérogénéité des préférences individuelles (modèle Logit à Paramètres Aléatoires et modèle à Classes Latentes) et y en intégrant le fait que les individus ne prennent pas nécessairement en compte lors de leurs choix la totalité des caractéristiques de l'école (phénomène de « *non-attendance* »). Nous montrons ainsi qu'il existe une hétérogénéité des préférences des individus selon leur proximité aux activités culturelles et sportives et ce, quelle que soit la méthode d'estimation utilisée. Les résultats indiquent également qu'il est dans l'intérêt des autorités publiques d'offrir un projet culturel ayant une dimension collective allant au-delà des intérêts des seuls futurs usagers. Nous mettons également en évidence l'existence d'une classe composée principalement d'habitants ne souhaitant pas la création de la nouvelle école de musique.

Mots-clés : Choice Experiments, Modèle Logit à Paramètres aléatoires, Modèle à Classes latentes, Culture

## 1 Introduction

Dans un contexte actuel de finances locales contraintes défavorable au financement de la culture, la mise en œuvre par les pouvoirs publics d'un projet culturel doit coïncider autant que possible avec les préférences des visiteurs ou usagers mais aussi avec celles des administrés qui sont potentiellement appelés à financer une partie de la construction et du fonctionnement de ce projet culturel via leurs impôts locaux. Par ailleurs, il est parfois difficile de défendre le financement public de certains biens culturels<sup>1</sup> car il génère une redistribution de revenu des non-usagers vers les usagers (Towse, 2011) souvent composés d'individus dont les revenus, la richesse et le niveau d'étude sont bien au-dessus de ceux de la population moyenne, ce qui conduit à « une pratique inversée de Robin des Bois consistant à prendre aux pauvres pour donner aux riches » (Baumol, 2011). Cependant, même si cette question du financement public peut être partiellement contournée via notamment une tarification de Ramsey-Boiteux, tous les habitants restent *a priori* concernés par la politique culturelle. L'appréciation de leurs préférences culturelles, potentiellement hétérogènes<sup>2</sup>, qu'ils soient ou non usagers et/ou contribuables potentiels, devient encore plus pregnante lorsque le projet culturel public cible spécifiquement la population locale sans avoir une vocation touristique<sup>3</sup>.

Différentes méthodes d'évaluation non marchande, basées sur les préférences individuelles, peuvent alors être utilisées pour mesurer la valeur des différentes caractéristiques de ce projet<sup>4</sup>.

---

<sup>1</sup> Il convient de noter que la notion de bien culturel ne va pas de soi. Si cette notion inclut naturellement les biens et activités artistiques, il est difficile de délimiter une frontière précise en ce qui concerne les éléments répertoriés comme non artistiques. Afin d'apporter un critère de discrimination, Ginsburgh et Throsby (2006) indiquent que les biens culturels sont davantage que de simples consommations utilitaires par le fait qu'ils représentent pour ceux qui les consomment un vecteur de symboles. Dans le même ordre d'idée, les biens culturels peuvent être analysés comme des consommations pourvoyeuses d'effets externes via leur contribution à l'élévation du niveau de compétence d'une population et au renforcement du lien social au travers du partage de valeurs communes. La spécificité de ces biens peut être également recherchée dans leurs conditions de production (Towse, 2011) : ces dernières se caractérisent en général par des coûts fixes élevés alors que le coût marginal des dernières unités est relativement faible. De même, la loi de Baumol ou « Baumol's cost disease » (Baumol et Bowen, 1966) souligne les caractéristiques « archaïques » du secteur culturel (faibles gains de productivité, faible intensité capitalistique). Il s'ensuit que la gestion uniquement par le marché peut alors conduire à un appauvrissement de l'offre culturelle et donc à la perte des bénéfices non marchands liés aux externalités générés par ce secteur.

<sup>2</sup> En effet, les biens culturels sont considérés comme des biens dont l'appréciation par le consommateur nécessite de disposer d'un capital culturel dont la distribution au sein de la population est inégale : les consommateurs ne sont alors pas égaux dans leur capacité à transformer en termes d'utilité la fréquentation d'un équipement culturel ou l'acquisition d'un bien culturel. Il en découle une éventuelle hétérogénéité des préférences culturelles des individus influencées par leur dotation en capital culturel pouvant être mesurée par leur niveau de diplôme ou leur catégorie socio-professionnelle (Coulangeau, Lemel, 2009).

<sup>3</sup> La mise en œuvre d'un projet culturel public ayant une vocation touristique explicite (ex. la rénovation du musée du Louvre dans les années 1990) peut permettre, au contraire, d'obtenir un consensus au sein de la population au-delà des divergences de goûts culturels via l'intérêt commun associé au surcroît d'activité économique et d'emplois généré par ce projet.

<sup>4</sup> Pour une présentation synthétique de ces méthodes appliquées à la culture, voir par exemple O'Brien (2010).

Elles sont réparties en deux catégories, à savoir d'une part les méthodes reposant sur les préférences observées (ex. la méthode des prix hédonistes) et d'autre part celles reposant sur les préférences déclarées (ex. méthode d'évaluation contingente, méthode du *Choice Experiments*). Cependant, dans la perspective de mesurer l'importance relative des différentes caractéristiques d'un bien culturel, seules la méthode des prix hédonistes (ex. Chanel et al., 1996 ; Renneboog et Van Houtte, 2002) et la méthode du *Choice Experiments* sont adaptées. En effet, basées sur la théorie des attributs de Lancaster (Lancaster, 1966), ces deux méthodes permettent de calculer les consentements à payer marginaux attribués par les individus à chacun des attributs du bien à évaluer. En outre, dans la perspective de l'évaluation monétaire d'un projet futur, seules les méthodes hypothétiques comme la méthode du *Choice Experiments* disposent d'une flexibilité suffisante sans être contraintes par l'existant à la différence de la méthode des prix hédonistes. Rappelons, en effet, que le *Choice Experiments* consiste à soumettre à chaque individu interrogé une série de choix hypothétiques entre plusieurs programmes alternatifs qui sont décomposés en différents attributs dont les modalités (ou niveaux) diffèrent d'un programme à l'autre.

Le but de cet article est donc d'évaluer par la méthode du *Choice Experiments* les différentes valeurs attribuées par les habitants aux caractéristiques d'un futur bien culturel en utilisant deux types de modélisation de l'hétérogénéité des préférences individuelles (modèle Logit à Paramètres Aléatoires et modèle à Classes Latentes) et y en intégrant le fait que les individus ne prennent pas nécessairement en compte lors de leurs choix la totalité des caractéristiques du bien (phénomène de « *non-attendance* »). Cet article est organisé de la manière suivante : dans la section 2, nous montrons au préalable qu'il peut exister un problème méthodologique lorsque le *Choice Experiments* est appliqué à un bien culturel destiné à la fois aux touristes et aux résidents nécessitant de restreindre cette méthode à un bien culturel local sans vocation touristique. La section 3 décrit l'enquête réalisée auprès des résidents de la ville d'Angers et les données obtenues à l'issue de cette dernière. Les modèles économétriques et leurs estimations sont présentés dans la section 4. Le calcul des valeurs monétaires associées à différentes configurations du projet culturel envisagé est présenté dans la section 5. Les remarques finales sont proposées dans la section 6.

## **2 L'applicabilité du *Choice Experiments* à une problématique culturelle**

Le recours à la méthode du *Choice Experiments* dans un cadre culturel connaît un développement important à partir du milieu des années 2000. Cependant, la plupart des articles recourant à cette méthode mentionnent des biens ou des activités ayant non seulement une dimension culturelle mais aussi, de manière plus ou moins explicite, une dimension touristique (ex. le British Museum

à Londres (Jaffry et Apostolakis, 2011) et le musée de la Galerie Borghese à Rome (Mazzanti, 2003)). A notre sens, cette double dimension culturelle et touristique pose problème du point de vue de la mise en œuvre de cette méthode. En effet, concernant les personnes à interroger, il existe *de facto* deux types de population bien distincts, à savoir les résidents et les touristes. Ces deux populations sont *a priori* hétérogènes concernant leurs caractéristiques socio-économiques ainsi que leurs goûts culturels. La procédure consistant à distinguer dans les analyses économétriques ces deux populations intrinsèquement différentes via deux sous-échantillons (ex. Tuan et Navrud, 2007) ne suffit pas à éliminer ce problème.

En effet, dans le cas de l'échantillon des touristes, la représentativité des résultats obtenus dans l'optique de recommandations en termes de politiques culturelles n'est pas assurée si les caractéristiques précises de la population mère des touristes ne sont pas connues (ex. Grisolia et Wills, 2011, 2012 ; Apostolakis et Jaffry, 2005). De plus, même s'il était possible d'obtenir les caractéristiques de tous les visiteurs du site culturel étudié, cette connaissance ne résout pas la question du biais de sélection : en effet, il est nécessaire de connaître les caractéristiques des visiteurs potentiels qui ne fréquentent pas actuellement ce site notamment à cause d'une ou plusieurs caractéristiques de ce dernier (ex. le niveau de congestion). Ces non-visiteurs actuels pourraient décider de fréquenter le site culturel en fonction des changements hypothétiques proposés par le *Choice Experiments* et devraient donc être inclus dans la population mère.

De plus, dans le cas de l'échantillon des résidents, le problème est différent : en effet, il est possible d'obtenir un échantillon représentatif de la population mère à partir de ses caractéristiques qui sont généralement connues. Toutefois, si l'on peut supposer que les touristes choisissent des projets en fonction du prix et de leurs propres préférences culturelles ou récréatives, il n'en va pas nécessairement de même pour certains résidents : ces personnes peuvent, en effet, faire des choix de projets en se basant sur des raisons économiques. Ils peuvent ainsi choisir des projets dotés de caractéristiques permettant de maximiser l'attraction touristique, sachant que ces choix peuvent différer des choix uniquement basés sur leurs véritables préférences culturelles. En raison de cette duplicité entre motivation culturelle et raison économique, nous ne pouvons pas réellement savoir si les consentements à payer exprimés par les résidents correspondent véritablement aux valeurs associées à leurs préférences culturelles au sens strict ou si ces consentements à payer incorporent d'autres préoccupations. Par conséquent, il existe un risque de sur-estimation ou de sous-estimation des valeurs attribuées aux caractéristiques culturelles étudiées dans le cadre de la méthode du *Choice Experiments*.

Pour ces différentes raisons, nous pensons que l'utilisation de cette méthode dans les conditions habituelles n'est pleinement pertinente que dans le contexte de biens culturels dénués de

dimension touristique. Par conséquent, nous choisissons d'appliquer la méthode du *Choice Experiments* à la création hypothétique d'une école de musique municipale car il s'agit d'un bien culturel<sup>5</sup> sans aucune ambition affichée en termes d'attraction touristique ni même en termes d'activité économique ou d'emplois directs. Parallèlement, une école de musique est un équipement spécifiquement destiné à la population locale<sup>6</sup> dont les caractéristiques socio-économiques sont connues via les statistiques fournies par l'Insee permettant ainsi d'obtenir un échantillon représentatif en vue de généraliser à l'ensemble de la population les résultats obtenus.

### 3 Conception de l'enquête, sélection de l'échantillon et description des données

#### 3.1 Conception de l'enquête

L'école de musique étant analysée comme un bien produisant un flux de services culturels (c.-à-d. l'apprentissage et la pratique d'un instrument de musique) pour les usagers tout au long de l'année, elle est décomposée en six attributs qui répondent aux critères habituellement requis concernant la mise en œuvre de la méthode du *Choice Experiments*<sup>7</sup>. Ce nombre de six attributs correspond à la fourchette haute de ce qui est habituellement proposé dans la littérature appliquée aux questions culturelles (ex. Willis et Snowball, 2009 ; Apostolakis et Jaffry, 2005). Il est le résultat d'un compromis entre d'une part l'objectif de décrire ce bien culturel de la manière la plus réaliste et d'autre part, la nécessité de développer un *Design*<sup>8</sup> expérimental opérationnel, à savoir un *Design* visant un niveau élevé d'efficacité statistique tout en tenant compte de la charge cognitive requise auprès de chaque personne interrogée. Parmi ces six attributs, les cinq attributs non monétaires sont des variables dichotomiques qui reflètent chacune la présence ou non d'un service spécifique relatif aux conditions d'apprentissage et de pratique de la musique : possibilité ou non de choisir entre des cours en groupe et des cours individuels (Cours), possibilité ou non

---

<sup>5</sup> Du point de l'analyse économique, une école de musique municipale peut être considérée comme un bien privé ayant une dimension culturelle du fait de ses caractéristiques de rivalité et d'exclusion. Cependant, étant génératrice d'effets externes non marchands via par exemple l'élévation du niveau de compétence musicale de ses usagers et étant, à l'image d'autres structures culturelles (ex. théâtres), potentiellement soumise à la loi de Baumol, ce bien justifie un financement public.

<sup>6</sup> Wiśniewska et Czajkowski (2015) proposent également un *Choice Experiments* appliqué à un bien culturel dénué d'ambition touristique à savoir les théâtres municipaux de Varsovie (Pologne). Les personnes enquêtées sont les résidents de cette ville âgés de plus de 18 ans choisis selon la méthode des quotas. Ce choix est motivé par le fait que l'attribut monétaire est une variation de la taxe locale.

<sup>7</sup> Ces critères incluent en particulier l'indépendance entre les attributs, l'objectivité, l'absence d'ambiguïté, la plausibilité et l'absence de combinaisons impossibles.

<sup>8</sup> Le *Design* expérimental correspond à la façon dont sont agencées les différentes modalités de chaque attribut pour l'ensemble des choix proposés aux personnes interrogées. La conception du *Design* est une étape importante de la méthode du *Choice Experiments* car il s'agit de proposer un ensemble de choix de projets permettant d'obtenir le maximum d'information concernant les préférences de l'individu interrogé en un nombre restreint de choix.

d'assister à des cours entre 20 heures et minuit (Horaire), possibilité ou non de pratiquer certains instruments habituellement peu enseignés dans les écoles de musique (Instrument), existence ou non d'un studio d'enregistrement et d'une salle de répétition (Equipement). Ces 4 premiers attributs non monétaires correspondent à des services destinés à l'utilisateur spécifiquement. Inversement, le cinquième attribut non monétaire (Talent) comporte une dimension collective : il décrit l'existence ou non de l'organisation annuelle par l'école de musique d'un repérage et de la promotion des talents musicaux locaux (concours de musique, aides à l'enregistrement, placement dans des premières parties de concert) afin de promouvoir la création musicale dans la ville. Cet attribut iconoclaste peut être ainsi vu comme un moyen de légitimer auprès de l'ensemble de la population (en particulier pour les futurs non usagers) la création d'un équipement qui aura également une vocation véritablement collective, et non pas seulement un équipement culturel réservé à la frange minoritaire des seuls futurs usagers de cette école. L'attribut monétaire (Tarif) comprend, quant à lui, 4 niveaux de tarifs annuels pour chaque usager de la future école de musique (200 €, 400 €, 600 €, 800 €). Ces différents tarifs ont été initialement élaborés à partir des tarifs pratiqués par différentes écoles de musique d'Angers<sup>9</sup> et de son agglomération sachant que ces écoles ne proposaient pas tous les attributs du *Choice Experiments* notamment ceux concernant la promotion des talents et l'utilisation de salles d'enregistrement et de répétition. Par conséquent, les tarifs proposés dans notre article sont majorés (800 €) pour obtenir un spectre plus large de tarifs. Les 6 attributs ainsi que leurs modalités ont été validés à l'issue d'un pré-test réalisé auprès des habitants d'Angers. Ce pré-test a également permis de tester la compréhension des diverses questions et de vérifier si la charge cognitive associée à la présence de ces six attributs était acceptable.

Dans notre *Design*, chaque répondant doit choisir entre deux projets composés de 6 attributs et un statu quo (*pas de création de l'école de musique*) (cf. tableau 1).

**Tableau 1** : Exemple de choix soumis aux personnes interrogées

Attribut	Projet A	Projet B
Type de cours offerts	<b>Pas de possibilité</b> de choisir entre des cours en groupe et des cours individuels (type de cours imposé en fonction de l'instrument)	<b>Possibilité</b> de choisir entre des cours en groupe et des cours individuels quel que soit l'instrument choisi
Horaires des cours	<b>Possibilité</b> de choisir d'avoir cours entre 20h et minuit	<b>Pas de possibilité</b> de choisir d'avoir cours entre 20h et minuit
Type d'instruments enseignés	<b>Possibilité</b> de pratiquer des instruments peu enseignés	<b>Pas de possibilité</b> de pratiquer des instruments peu enseignés

<sup>9</sup> La ville d'Angers se situe dans le département du Maine et Loire et est représentative des villes moyennes françaises (148 803 hab. (Insee, 2011)).

<b>Equipements spécifiques proposés de 9h à 20h</b>	<b>Présence</b> de salle d'enregistrement et de répétition	<b>Absence</b> d'équipements spécifiques (salles de cours uniquement)
<b>Politique de l'école en termes de promotion des talents musicaux</b>	<b>Absence</b> d'actions spécifiques de repérage et de promotion des talents musicaux	<b>Organisation annuelle</b> d'un repérage et d'une promotion des talents musicaux (concours + aides à l'enregistrement + placement dans les 1ères parties de concert) afin de promouvoir la scène musicale angevine.
<b>Tarif annuel pratiqué</b>	400 €	200 €

- Projet A     
 Projet B     
 Aucun (pas de création d'une nouvelle école de musique)

Étant donné le nombre de modalités respectives pour chaque attribut, le plan factoriel complet inclut  $2^5 \times 4$  solutions possibles. Pour réduire ce nombre, nous avons recours à un programme de conception de *Design* expérimental développé sous le logiciel SAS (Kuhfeld, 2010) afin de générer un *Design* efficient, incluant par ailleurs une restriction afin d'éviter de proposer des choix triviaux (c-à-d. la proposition d'un projet strictement dominé par l'autre) et permettant de mesurer les effets principaux. Etant donné que le nombre optimal de choix requis par personne interrogée (16 choix) demeure encore trop élevé, deux versions du questionnaire sont réalisées afin que chaque répondant n'ait que 8 choix à faire, les autres parties du questionnaire étant identiques. Chaque version du questionnaire est soumise à deux sous-échantillons de la population d'Angers<sup>10</sup>.

### 3.2 Sélection de l'échantillon

La taille et la composition de l'échantillon sont également des éléments importants même si cette question est peu abordée de manière théorique dans les différents articles portant sur la méthode du *Choice Experiments*. La taille de l'échantillon utilisé dans la plupart des études est généralement guidée par des considérations pratiques (temps et ressources disponibles). Cependant, Orme (2010) recommande d'avoir un échantillon d'au moins 300 personnes avec un minimum de 200 individus par sous-échantillon. Lorsque la taille de l'échantillon augmente, Johnson et al. (2013) indiquent que les gains marginaux en termes de précision des coefficients estimés augmentent fortement pour les échantillons d'une taille inférieure à 150 personnes et augmentent faiblement pour les échantillons d'une taille supérieure à 300 observations, ce qui confirme la nécessité d'interroger au minimum 150 personnes par échantillon étudié. En outre,

<sup>10</sup> La passation du questionnaire dans sa totalité dure 20 minutes.

afin que la population étudiée soit représentative de la population d'Angers de plus de 15 ans en termes de genre et de classes d'âge, nous appliquons la méthode des quotas pour chacune des deux versions du questionnaire en prenant au minimum 30 personnes interrogées pour la catégorie la moins représentée (à savoir les hommes âgés de plus de 60 ans) (cf. tableau 2).

**Tableau 2 :** Population (âgée de plus de 15 ans) recensée en 2009<sup>11</sup> par genre et par classe d'âge dans la ville d'Angers

	<b>Homme</b>	<b>Femme</b>	<b>Total</b>	<b>Fréquence</b>
15-29 ans	21 822	24 580	<b>46 402</b>	<b>37,1</b>
30-59 ans	23 192	25 984	<b>49 176</b>	<b>39,4</b>
Plus de 60 ans	10 990	18 375	<b>29 365</b>	<b>23,5</b>
<b>Total</b>	<b>56 004</b>	<b>68 939</b>	<b>124 943</b>	
<b>Fréquence</b>	<b>44,8</b>	<b>55,2</b>		

*Source : Insee, RP2009*

Ainsi, pour chacune des deux versions du questionnaire, 284 personnes<sup>12</sup> sont interrogées en face à face dans différents quartiers de la ville d'Angers à différents moments de la journée et de la semaine entre mai et juillet 2014 selon la feuille de route présentée dans le tableau 3. La taille de nos deux sous-échantillons respecte ainsi les règles concernant la taille minimale.

**Tableau 3 :** Répartition par classe d'âge et par genre des personnes à interroger pour chacune des deux versions du questionnaire

	<b>Homme</b>	<b>Femmes</b>	<b>Total</b>
<b>15-29 ans</b>	47	58	<b>105</b>
<b>30-59 ans</b>	50	62	<b>112</b>
<b>Plus de 60 ans</b>	30	37	<b>67</b>
<b>Total</b>	<b>127</b>	<b>157</b>	<b>284</b>

Chaque individu est d'abord interrogé sur ses habitudes culturelles et ses opinions concernant la culture<sup>13</sup>. Une série de projets concernant une nouvelle école de musique lui est ensuite présentée. Après avoir fait un exemple de choix, chaque individu doit faire 8 choix consécutivement. L'exemple a pour but, d'une part de vérifier si l'individu interrogé comprend l'exercice qui lui est

<sup>11</sup> Au moment de la passation des questionnaires, seules les données du recensement Insee de 2009 étaient disponibles pour définir les différentes catégories de personnes à interroger.

<sup>12</sup> Ce chiffre est obtenu de la manière suivante :  $30 / (0,448 \times 0,235)$ , chiffre corrigé par le fait que la population de la ville d'Angers est inférieure à 200 000 habitants en 2009.

<sup>13</sup> En complément à ces questions, les individus sont également interrogés sur leur participation à des événements sportifs en tant que spectateurs.

demandé et d'autre part, de vérifier la cohérence des choix individuels : en effet, les projets proposés dans l'exemple sont identiques à ceux proposés lors du 7<sup>ème</sup> choix, à l'exception d'une permutation de leur titre (projet A au lieu de projet B et vice-versa). Par conséquent, un individu est considéré comme cohérent dans ses choix si, lorsqu'il choisit le projet A lors de l'exemple, il choisit le projet B lors de son 7<sup>ème</sup> choix (et vice-versa). Il est également considéré comme cohérent s'il choisit le statu quo dans les deux cas. Des questions sur l'heuristique utilisée par les individus interrogés à l'occasion de leurs choix leurs sont également posées, permettant de savoir en particulier si certains attributs n'ont pas eu d'influence sur leurs choix (phénomène de « *non-attendance* »). Les personnes sont enfin interrogées sur leurs caractéristiques socio-économiques.

### 3.3 Description des données

Les valeurs du test du  $Khi^2$  (0,23 pour la première version du questionnaire, 0,13 pour la seconde) sont inférieures à la valeur théorique au seuil de risque de 5% ( $\chi^2(2) = 5,99$ ). Ces valeurs sont calculées en utilisant la formule suivante :

$$K\text{hi}_{obs}^2 = \sum_{\text{ligne}=1}^3 \sum_{\text{colonne}=1}^2 \frac{(n_{ij} - c_{ij})^2}{c_{ij}}$$

Où :

$c_{ij}$  est l'effectif théorique attendu pour la ligne  $i$  et la colonne  $j$  du tableau des effectifs (cf. tableau 3 ci-dessus).

$n_{ij}$  est l'effectif observé pour la ligne  $i$  et la colonne  $j$  du tableau des effectifs pour la version du questionnaire étudiée (cf. tableau 4 ci-dessous).

**Tableau 4 :** Nombre de personnes interrogées par classe d'âge et par genre

	Sous-échantillon 1		Sous-échantillon 2	
	Homme	Femme	Homme	Femme
<b>15-29 ans</b>	47	60	47	58
<b>30-59 ans</b>	51	59	50	60
<b>Plus de 60 ans</b>	30	37	31	38
<b>Total</b>	128	156	128	156

Les données recueillies sur les 568 individus peuvent donc être considérées comme représentatives de la population âgée de plus de 15 ans de la ville d'Angers en termes de classes

d'âge et de genre<sup>14</sup>. Concernant les autres caractéristiques socio-économiques, les individus interrogés ont des caractéristiques similaires à celles de la population de la ville, à l'exception d'une surreprésentation de la catégorie socio-professionnelle «Employés» et d'une sous-représentation des hauts revenus (plus de 5000 € par mois) et des personnes sans qualification (cf. annexes A et B).

Enfin, 11% des individus interrogés déclarent pratiquer en amateurs un instrument de musique dans les 12 derniers mois, ce qui est proche de la moyenne nationale (12% selon une enquête sur les pratiques culturelles des Français en 2008) (Ministère français de la Culture et de la Communication, 2008). Les individus interrogés sont en grande majorité (90,8%) cohérents dans leurs choix. Par ailleurs, seulement 2,8% des individus interrogés affirment avoir fait leurs choix au hasard. Il est à noter que les personnes, exprimant lors de leurs 8 choix une préférence systématique pour le statu quo, représentent 30,8% des individus interrogés. Elles représentent également 32,4% des individus cohérents n'ayant pas répondu au hasard. Pour les individus n'ayant pas répondu systématiquement le statu quo, 87,5% d'entre eux sont cohérents dans leurs choix.

Afin de synthétiser les informations obtenues à partir des questions sur les attitudes des individus interrogés à l'égard des activités culturelles et sportives, une Classification Ascendante Hiérarchique (CAH), basée sur une Analyse des Correspondances Multiples (ACM) préalable, est effectuée afin d'élaborer une typologie. Cette stratégie permet de créer un indicateur de proximité des individus par rapport aux activités culturelles et sportives qui pourrait expliquer l'hétérogénéité de leurs choix concernant l'école de musique.

Notre indicateur est construit à partir du niveau de fréquentation annuelle des théâtres et des spectacles de danse, des musées et des expositions, des cinémas, des manifestations sportives, des

---

<sup>14</sup> Lorsque les calculs pour le test du  $\chi^2$  sont réalisés sur la répartition théorique de la population du recensement 2011 (informations disponibles sur le site de l'Insee à partir de décembre 2014), les valeurs calculées sont 0,32 pour la première version du questionnaire, 0,05 pour la seconde version, ce qui indique également une représentativité de l'échantillon en termes de classes d'âge et de genre en 2011.

cirques et ses spectacles de rue ainsi que des concerts de musique classique, des concerts de jazz et des concerts de musiques actuelles (cf. tableau 5)<sup>15</sup>.

**Tableau 5 :** Participations aux différentes manifestations culturelles et sportives

	<b>Jamais</b>	<b>Rarement</b>	<b>Plusieurs fois par an</b>	<b>Plusieurs fois par mois</b>
Concert de musiques classiques	70,3 %	23,2 %	5,1 %	1,4 %
Concert de jazz et de musiques actuelles	39,8 %	37,7 %	19,9 %	2,6 %
Théâtre et spectacle de danse	40,1 %	39,6 %	15,5 %	4,8 %
Cirque et spectacle de rue	63,9 %	29,4 %	5,6 %	1,1 %
Musée et exposition	34,7 %	38,5 %	20,8 %	6,0 %
Cinéma	12,8 %	23,8 %	42,8 %	20,6 %
Manifestation sportive	39,4 %	30,5 %	20,6 %	9,5 %

Cet indicateur inclut également les questions d'opinions suivantes sur le rôle de la culture (cf. tableau 6) :

- La culture est essentielle pour le développement économique de l'agglomération d'Angers (Q1)
- La culture fait partie des matières à enseigner à l'école (Q2)
- La culture est un élément déterminant dans mon choix d'habiter à Angers (Q3)
- Le budget municipal alloué à la culture doit être maintenu malgré les difficultés budgétaires actuelles (Q4)

**Tableau 6 :** Opinion des individus interrogés sur le rôle de la culture

	<b>Ne sait pas</b>	<b>D'accord</b>	<b>Pas d'accord</b>
Dev_Eco_Culture (Q1)	14,1 %	79,0 %	6,9 %
Enseigner_Culture (Q2)	19,9 %	68,3 %	11,8 %
Choix_Habitation (Q3)	26,1 %	18,3 %	55,6 %
Budget_Culture (Q4)	30,5 %	53,0 %	16,5 %

La Classification Ascendante Hiérarchique permet alors d'obtenir 3 groupes<sup>16</sup> d'individus ayant une proximité différente par rapport aux activités culturelles et sportives. Ainsi, le premier groupe

<sup>15</sup> L'introduction dans la CAH des questions relatives à la pratique de la musique conduit à une typologie des individus interrogés moins prononcée. Par conséquent, ces questions ne sont pas prises en compte dans la construction de l'indicateur, la pratique de la musique n'étant pas discriminante.

<sup>16</sup> Ces trois groupes sont obtenus en conservant 15 axes expliquant 70 % de la variance totale.

(38,7% de l'échantillon) correspond aux personnes qui ne fréquentent jamais les concerts de musique classique, les concerts de jazz et les concerts de musiques actuelles, les spectacles de théâtre et de danse, les musées et expositions, les spectacles de rue et les manifestations sportives. Ils ne fréquentent pas ou rarement les cinémas. Ce sont également des individus qui déclarent ne pas savoir ou n'être pas d'accord sur le fait que la culture est essentielle pour le développement économique de la ville d'Angers, sur le fait que la culture est une matière à enseigner à l'école ou sur le fait que le budget municipal dédié à la culture doit être maintenu malgré les difficultés budgétaires actuelles. Ce groupe est composé de personnes qui ne savent pas si la culture est un facteur déterminant dans le choix de vivre dans la ville d'Angers. Par conséquent, ce dernier est composé de personnes qui ne fréquentent pas les manifestations culturelles et sportives et qui sont peu informées ou en désaccord avec le rôle que pourrait jouer la culture. A l'inverse, le second groupe (2% de l'échantillon) se compose de personnes qui fréquentent plusieurs fois par mois les concerts classiques, les concerts de jazz et les concerts de musiques actuelles, les théâtres et les spectacles de danse, musées et expositions, les cirques et spectacles de rue. Elles considèrent également que la culture est un élément déterminant dans le choix de vivre dans la ville d'Angers. La culture joue donc un rôle important dans leur choix de vie. Le dernier groupe (59,3% de l'échantillon) est constitué de personnes en accord avec les 4 affirmations précédentes et qui fréquentent rarement ou plusieurs fois par an les différentes manifestations culturelles et sportives. Il s'agit donc d'un groupe qui se situe entre le premier groupe (peu proche de la culture) et le second groupe (très proche de la culture). Cette classification en 3 groupes est cohérente avec celle obtenue par Coulangeon et Lemel (2009) lors de leur analyse des pratiques culturelles et sportives des français de plus de 15 ans (Insee, 2003). En effet, ces auteurs mettent en évidence un premier groupe caractérisé par un faible volume d'activités culturelles et sportives ainsi que deux autres groupes caractérisés par un volume d'activités plus important et par la nature des activités pratiquées.

Du fait du nombre peu important d'individus très proches de la culture dans notre échantillon (2%), les individus sont donc répartis en deux groupes : les individus non concernés par les activités culturelles et sportives (CULT1) (38,7 % de l'échantillon) et ceux concernés par ces dernières (61,3 %).

Les facteurs socio-économiques expliquant le fait que les individus ne soient pas concernés par les activités culturelles et sportives sont mis en évidence via l'utilisation de modèle de type Logit (cf. tableau 7). Les caractéristiques utilisées comme variables explicatives sont le genre, le niveau d'étude, l'âge, la catégorie socio-professionnelle de la personne interrogée, le type de ménage ainsi que son revenu. Ces différentes caractéristiques socio-économiques sont également utilisées par Coulangeon et Lemel (2009) pour expliquer l'appartenance à l'un des 3 groupes. Nous estimons

deux types de modèles : dans le premier modèle, seule la catégorie socio-professionnelle est utilisée comme variable explicative afin d'éviter les problèmes de multicollinéarité avec d'autres caractéristiques socio-économiques. Le deuxième type de modèle considère comme variables explicatives les autres variables socio-économiques (genre, niveau d'étude, âge, type de ménage et revenu).

**Tableau 7 : Résultats d'estimation des modèles Logit**

<b>Modèle 1</b>		<b>Modèle 2</b>	
Constante	-0,83*** (0,18)	Constante	-0,32 (0,45)
PCS2_ACC	0,49 (0,61)	Ménage_1_personne	-0,55** (0,27)
PCS3_CPIS	0,11 (0,34)	Femme	-0,08 (0,20)
PCS4_PI	-0,80** (0,41)	Age_15_24	REF
PCS5_Employés	REF	Age_25_29	-0,54 (0,43)
PCS6_Ouvriers	0,77*** (0,30)	Age_30_44	0,21 (0,35)
PCS7_Retraités	1,78*** (0,27)	Age_45_59	0,61 (0,42)
PCS8_Sans activité	-0,54* (0,30)	Age_60_74	1,00** (0,39)
		Age_plus_75	2,65*** (0,54)
		Sans_diplôme	0,79 (0,55)
		CEP, CAP, BEP, BEPC	-0,04 (0,28)
		Baccalauréat	REF
		Bac+2	- 0,44 (0,32)
		Bac+3_Master_Doctorat	-0,13 (0,28)
		Revenu_Inférieur_600	-0,44 (0,42)
		Revenu_Entre_600_1250	0,004 (0,32)
		Revenu_Entre_1250_2000	REF
		Revenu_Entre_2000_3300	-0,10 (0,27)
		Revenu_Entre_3300_5000	-0,76* (0,44)
		Revenu_Supérieur_5000	-2,09* (1,11)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,12		0,16
Taux de predictions correctes	70,8 %		71,9 %

\*p<0,1 ; \*\*p<0,05 ; \*\*\*p<0,01

REF : modalité de référence pour chaque variable qualitative comportant plus de 2 modalités

(.) : Erreur standard calculée pour chaque coefficient estimé

Les ouvriers et retraités ont une probabilité plus élevée par rapport aux employés d'appartenir au groupe d'individus non concernés par les activités culturelles et sportives. A l'inverse, les professions intermédiaires et les personnes sans activités professionnelles (catégorie constituée à 95,5 % d'étudiants et de lycéens) ont une probabilité plus faible d'appartenir à ce groupe. Alternativement, les individus âgés de plus de 60 ans ont une probabilité plus importante d'appartenir à ce groupe que les autres individus. Inversement, les personnes ayant un revenu mensuel supérieur à 3300 € ou les ménages d'une personne ont une probabilité plus forte d'appartenir au groupe des individus concernés par les activités culturelles et sportives. Ce dernier résultat est similaire à celui obtenu par Coulangeon et Lemel (2009) : en effet, ces auteurs montrent que les revenus supérieurs au 7<sup>ème</sup> décile ont un impact positif significatif au seuil de risque de 5 % sur la probabilité d'avoir un niveau d'activités culturelles et sportives élevé. De même, ils montrent que les ouvriers ont une probabilité plus importante d'avoir un faible niveau d'activités culturelles et sportives.

## **4 Présentation théorique et estimation des modèles économétriques**

### **4.1 Présentation théorique des modèles économétriques**

#### 4.1.1 Modèles Logit à Paramètres aléatoires (RPL)

Dans le cadre du modèle Logit Multinomial (MNL), les individus sont supposés attribuer la même valeur à un attribut entrant dans leur fonction d'utilité. Le paramètre associé à cet attribut est donc considéré comme identique pour tous les individus (McFadden, 1974), ce qui est une hypothèse forte. Le modèle Logit à paramètres aléatoires (RPL) permet de prendre en compte l'hétérogénéité des préférences des individus en permettant aux paramètres associés aux différents attributs de varier de manière aléatoire selon une distribution spécifiée  $f(\beta/\Omega)$ . Dans le cas où l'individu  $i$  fait  $t$  choix, il est supposé que ses préférences pour un attribut donné ne varient pas au cours de ses choix. La probabilité pour un individu  $i$  de choisir l'alternative  $j$  lors du choix  $t$  est alors calculée de la manière suivante :

$$P_i(y_{it} = j | \Omega) = \int_{\beta} P_i(y_{it} = j | \beta) f(\beta | \Omega) d\beta$$

$$\text{Où : } P_i(y_{it} = j | \beta) = \frac{\exp(\alpha_i + \beta_i' X_{ijt})}{\sum_{j=1}^J \exp(\alpha_i + \beta_i' X_{ijt})}$$

$\alpha$  est la constante associée au statu quo et X le vecteur des différents attributs

Par conséquent, la fonction de la Log-vraisemblance associée aux différents paramètres à estimer est définie de la manière suivante :

$$LL(\Omega) = \sum_{i=1}^N \ln \left( \int_{\beta} \left( \prod_{t=1}^T P_i(y_{it} = j | \beta) \right) f(\beta | \Omega) d\beta \right)$$

Où :  $y_{it} = j$  correspond à l'alternative choisi par l'individu i pour le choix t (t=1,...,T).

L'intégrale de la Log-vraisemblance devant être approximée au travers de simulations, les différents paramètres  $\Omega$  de l'estimation sont calculés à partir de différents échantillonnages aléatoires.

Néanmoins, dans le modèle présenté ci-dessus, les sources d'hétérogénéité sont supposées aléatoires. Or, cette hétérogénéité des préférences peut être liée aux caractéristiques socio-économiques des individus interrogés ou à des variables attitudinales composites. Afin de capter cette hétérogénéité systématique, il est possible de re-définir la moyenne des  $\beta$  en incluant dans cette dernière une fonction linéaire des caractéristiques supposées expliquer l'hétérogénéité des préférences (cf. Hensher et Greene, 2003). Jaffry et Apostolakis (2011) utilisent ce type de modèle pour évaluer les préférences individuelles relatives à des projets concernant le British Museum (Londres). Les caractéristiques utilisées pour mesurer une éventuelle hétérogénéité systématique liée aux individus sont le genre, la fréquentation du musée au cours des 3 dernières années et la raison de la visite. Ces auteurs mettent ainsi en évidence une hétérogénéité des préférences individuelles selon la fréquentation du musée (non-visiteurs, visiteurs occasionnels et visiteurs réguliers). Morey et Rosmann (2003) indiquent quant à eux que le consentement à payer pour préserver les 100 monuments extérieurs en marbre à Washington varie selon l'âge, le genre et l'origine ethnique des individus interrogés. Willis et Snowball (2009) mettent également en évidence un impact de l'âge dans le choix du type de spectacle dans le cadre de leur *Choice Experiments* ayant pour objet d'analyser les déterminants de la demande de théâtre en Afrique du Sud.

#### 4.1.2 Modèle à Classes Latentes (LCM)

De manière alternative, dans le modèle à Classes Latentes, l'hétérogénéité des paramètres entre les individus est modélisée au travers d'une distribution discrète. Ce modèle suppose que chaque individu appartient à une classe  $c$ , l'appartenance à cette dernière pouvant être liée à leurs caractéristiques socio-économiques (cf. Grisolia et Willis, 2012) ou à une variable d'attitude de ses derniers (cf. Burton et Rigby, 2009). Ce type de modèle répartit simultanément les individus en classes et estime les différents paramètres  $\beta_c$  de la fonction d'utilité conditionnellement à l'appartenance de chacun à une classe (cf. Greene et Hensher, 2003). La probabilité que l'individu  $i$  choisisse l'alternative  $j$  lors du choix  $t$  est alors calculée de la manière suivante :

$$P(y_{it} = j) = \sum_{c=1}^C (P(\text{classe} = c) \times P(y_{it} = j | \text{classe} = c))$$

Où :

- $P(y_{it} = j | \text{classe} = c)$  est la probabilité pour l'individu  $i$  de choisir lors du choix  $t$  l'alternative  $j$  conditionnellement à l'appartenance de ce dernier à la classe  $c$ . Cette probabilité est calculée de la manière suivante :

$$P(y_{it} = j | \text{classe} = c) = \frac{\exp(\alpha_c + \beta'_c X_{ijt})}{\sum_{j=1}^J \exp(\alpha_c + \beta'_c X_{ijt})}$$

- $P(\text{classe} = c)$  est la probabilité d'appartenance à la classe  $c$ . Elle est quant à elle calculée de la manière suivante :

$$P(\text{classe} = c) = \frac{\exp(\theta'_c z_i)}{\sum_{c=1}^C \exp(\theta'_c z_i)}$$

où :  $z_i$  est le vecteur des caractéristiques ou des variables d'attitude invariantes aux choix ayant un effet potentiel sur la probabilité d'appartenir à la classe  $c$  ;  $\theta_c$  est le vecteur des coefficients associés aux variables  $z_i$ , spécifique à la classe  $c$ .

Puisque l'individu fait une série de  $T$  choix, la probabilité de choisir l'alternative  $j$  par l'individu  $i$  est :

$$P(y_i = j) = \sum_{c=1}^C P(\text{classe} = c) \prod_{t=1}^T (P(y_{it} = j | \text{classe} = c))$$

La fonction de la Log-vraisemblance associée aux différents paramètres à estimer est alors définie de la manière suivante :

$$LL = \sum_{i=1}^N \ln \left( \sum_{c=1}^C P(\text{classe} = c) \prod_{t=1}^T (P(y_{it} = j | \text{classe} = c)) \right)$$

La maximisation de cette Log-vraisemblance est réalisée en utilisant l’algorithme de Berndt–Hall–Hall–Hausman (BHHH), ce qui permet alors d’obtenir les valeurs estimées pour les différents paramètres du modèle.

En raison de sa structure, le modèle à Classes Latentes est généralement considéré comme un modèle plus facile à mettre en œuvre et plus facile à comprendre par les décideurs, car il permet d’identifier différentes classes de consentements à payer, définies selon le profil des individus ainsi que leurs poids respectifs dans la population enquêtée. Ainsi, Grisolia et Willis (2012) utilisent cette approche pour identifier différentes classes d’individus selon leurs caractéristiques socio-économiques (âge, revenu, niveau d’étude) et leur fréquentation de théâtre (fréquenter ou non un théâtre plus de 5 fois au cours des 12 mois précédents, assister ou non à une représentation de la Royal Shakespeare Company durant la période d’enquête).

Afin de tenir compte d’une éventuelle hétérogénéité des préférences individuelles associées aux différents attributs d’une école de musique municipale, nous utilisons ces deux types de modèles (RPL et LCM) pour les estimations.

## 4.2 Estimation des modèles économétriques

La base de données utilisée pour les estimations de la valeur monétaire des attributs est celle pour laquelle nous avons enlevé les individus ayant déclaré avoir répondu au hasard ou qui ne sont pas cohérents dans leurs choix. Cette base de données (503 individus) représente 88,6% de l’échantillon initial et présente les mêmes caractéristiques que ce dernier (cf. annexes A et B). En outre, le phénomène de « *non-attendance* »<sup>17</sup> doit être pris en compte lors des estimations des

---

<sup>17</sup> Pour une revue de la littérature concernant ce phénomène de « *non-attendance* » associé à la méthode du *Choice Experiments*, voir Alemu et al., 2013.

différents modèles économétriques : en effet, 41,7% des individus interrogés déclarent qu'au moins un des attributs n'a eu aucune influence lors de leurs différents choix. Les attributs majoritairement ignorés sont ceux associés à la dimension collective du projet (l'attribut Talent représente 31,2% des attributs déclarés comme ayant été ignorés) et le type d'équipements offerts par la nouvelle école de musique (28,2%). Inversement, le tarif est l'attribut le moins souvent mentionné comme ayant été ignoré (8,9%)<sup>18</sup>. Cette faible proportion semblerait indiquer que la gamme de tarifs proposée est suffisamment large pour constituer une contrainte budgétaire effective pour la plupart des individus interrogés. Parmi les individus ayant déclaré ne pas prendre en compte certains attributs dans leur choix, 81,4% déclarent s'être focalisés sur un ou plusieurs attributs<sup>19</sup>. Les 18,6% restants déclarent avoir choisi systématiquement le statu quo quelles que soient les caractéristiques des projets proposés, la raison principale évoquée étant leur manque d'intérêt pour l'apprentissage de la musique.

Afin d'étudier le phénomène de « *non-attendance* » déclarée, nous cherchons à vérifier si les coefficients des attributs déclarés comme étant ignorés le sont réellement et donc égaux à zéro dans la fonction d'utilité des individus concernés. Pour ce faire, nous estimons, via un modèle Logit à Paramètres Aléatoires permettant de prendre en compte l'hétérogénéité des préférences individuelles, deux coefficients séparés pour chaque attribut de l'école de musique, respectivement pour les individus qui ignorent et ceux qui n'ignorent pas l'attribut en question et ce, avec un terme constant (ASC<sup>20</sup>) commun. C'est cette méthode qui est utilisée par Carlsson et al. (2010) ainsi que Hess et Hensher (2010) pour tester la véracité de la « *non-attendance* » déclarée par les personnes interrogées lors du *Choice Experiments*. Les coefficients des attributs non monétaires sont supposés distribués de manière aléatoire selon une loi normale, les personnes interrogées pouvant exprimer une préférence positive ou négative pour ces attributs (cf. Morey et Rossmann, 2003 ; Willis et Snowball, 2009 ; Jaffry et Apostolakis, 2011 ; Duran et al., 2015). A l'inverse, le paramètre associé au tarif n'est pas aléatoire, de telle sorte que les moments statistiques de la distribution des consentements à payer puissent exister (cf. Daly et al., 2012). Les résultats obtenus sont les suivants (cf. tableau 8 ci-dessous)<sup>21</sup>:

---

<sup>18</sup> La part de la « *non-attendance* » concernant l'attribut décrivant la possibilité de pratiquer des instruments habituellement peu enseignés dans les écoles de musique (Instrument) est de 21,5%. Ce chiffre est de 20,9% concernant la possibilité de suivre des cours entre 20 heures et minuit (Horaire), et 16,3% concernant la possibilité de choisir entre des cours en groupe et des cours individuels quel que soit l'instrument (Cours).

<sup>19</sup> Pour 76,7% d'entre eux, la raison évoquée est que ces attributs sont primordiaux. Les autres individus ont déclaré qu'il y avait trop d'attributs à comparer (16%) ou trop de choix successifs à faire (7,3%).

<sup>20</sup> L'ASC (*Alternative Specific Constant*) est égale à 1 lorsque la réponse « Pas de création d'une nouvelle école de musique » (statu quo) a été sélectionnée par la personne interrogée lors de son choix. L'ASC est égale à 0 lorsque le projet A ou B a été sélectionné par l'individu.

<sup>21</sup> Les modèles RPL et à Classes Latentes sont estimés via le logiciel Nlogit 5.0. Les estimations dans le cas des modèles RPL sont établies à partir de 1000 échantillonnages aléatoires.

**Tableau 8** : Différenciation des paramètres des attributs en fonction du phénomène de « *non-attendance* »

	<b>Prise en compte de l'attribut lors des choix</b>	<b>Non prise en compte de l'attribut lors des choix</b>
<b>Attributs</b>	<b>Coefficients</b>	
ASC	0,793** (0,321)	
Cours	1,837*** (0,146)	0,263 (0,170)
Horaire	1,282*** (0,149)	0,221 (0,154)
Instrument	1,265*** (0,140)	0,178 (0,147)
Talent	0,962*** (0,163)	0,596*** (0,137)
Equipement	0,166 (0,157)	0,090 (0,133)
Tarif	-0,0069*** (0,0003)	-0,0013* (0,0007)
	<b>Ecart-type</b>	
ASC	5,893*** (0,456)	
Cours	1,345*** (0,198)	0,005 (0,183)
Horaire	1,560*** (0,176)	0,104 (0,788)
Instrument	1,184*** (0,164)	0,012 (0,189)
Talent	1,538*** (0,221)	0,029 (0,333)
Equipement	1,586*** (0,197)	0,012 (0,202)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,489	
Log-vraisemblance	-2260,95	
AIC/N	1,14	
Nombre de paramètres (K)	24	
Nombre d'obs. (N)	4024	

\*p<0,1 ; \*\*p<0,05 ; \*\*\*p<0,01

(.) : Erreur standard calculée pour chaque coefficient estimé

L'ajustement de ce modèle, mesuré par le pseudo-R<sup>2</sup> de McFadden, est considéré comme très bon (cf. Hensher et Johnson, 1981). Les attributs Cours, Horaire, Instrument et Equipement, lorsqu'ils sont déclarés comme non pris en compte par certains individus, n'interviennent effectivement pas de manière significative dans la fonction d'utilité de ces individus. Par conséquent, lors des estimations des différents modèles économétriques, les coefficients de ces attributs seront supposés égaux à 0 pour les individus ayant déclaré de la « *non-attendance* » pour ces derniers. A l'inverse, l'attribut Talent a un impact significatif au seuil de 5 % sur la fonction d'utilité pour les personnes le déclarant comme ignoré (même si la valeur du coefficient est légèrement plus faible). Son coefficient ne peut donc être considéré comme nul pour les individus ayant déclaré de la « *non-attendance* » pour cet attribut. De même, au seuil de 10 %, l'attribut

monétaire (Tarif) doit être considéré comme pris en compte réellement lors des choix pour les personnes ayant pourtant déclaré cet attribut comme ignoré et ce même si la valeur de son coefficient indique une désutilité du tarif moindre pour ces individus<sup>22</sup>. Ce coefficient pouvant être considéré comme non nul pour l'ensemble des individus, il est possible de calculer le consentement à payer de chacun des attributs non monétaires pour les 503 personnes cohérentes et n'ayant pas répondu au hasard (cf. section 5 ci-après). Cependant, puisque la significativité n'est acceptée qu'au seuil de risque de 10 %, les estimations seront également réalisées à partir de la base à laquelle ont été retirés les individus ayant déclaré le tarif comme non pris en compte lors de leur choix (soit 458 individus).

#### 4.2.1 Estimation du modèle Logit à Paramètres Aléatoires avec prise en compte de la «non-attendance»

Afin d'étudier l'hétérogénéité des préférences individuelles concernant l'école de musique, nous estimons tout d'abord un modèle Logit à Paramètres Aléatoires sans interactions (RPL1) intégrant les hypothèses faites sur la «non-attendance» de certains attributs et tenant compte d'un impact éventuel du nombre d'enfants et du niveau du revenu du ménage sur la désutilité marginale du tarif. Pour ce faire, nous croisons le tarif avec ces deux variables. En effet, nous pouvons émettre l'hypothèse que lorsque le nombre d'enfants augmente, la désutilité marginale du tarif (unitaire) augmente. A l'inverse, nous pouvons penser que les ménages les plus aisés ont une désutilité marginale du tarif (unitaire) plus faible. Ces hypothèses sont également posées par Scarpa et al. (2007) dans le cas de leur *Choice Experiments* appliqué aux produits biologiques de la vallée « Val di Gresta » (Italie). Grisolia et Willis (2011), dans leur *Choice Experiments* portant sur les préférences des individus fréquentant les théâtres de Newcastle, analysent quant à eux l'effet du niveau du revenu sur la désutilité du tarif. Par conséquent, pour chaque ménage, nous définissons une variable (RevMED\_Sup) indiquant si le revenu mensuel du ménage est au-dessus du revenu médian des habitants d'Angers (2000 €/mois) et une variable (Nb\_Enfant) correspondant au nombre d'enfants par ménage<sup>23</sup>.

Les résultats du modèle RPL1 (cf. tableau 9 ci-après) montrent l'existence d'une hétérogénéité des préférences pour les cinq attributs non monétaires et l'ASC. En effet, les écarts-types sont tous significatifs au seuil de 1%. Par conséquent, l'utilisation d'un modèle RPL est justifiée. Tous les

---

<sup>22</sup> Afin d'expliquer ce résultat, on peut émettre l'hypothèse que pour certains des choix réalisés par ces individus, le tarif n'est ignoré que lorsque lorsqu'il ne constitue pas une contrainte budgétaire importante. Pour la vérifier, il aurait fallu qu'à l'issue de chaque choix l'individu indique si cet attribut a été réellement pris en compte dans sa décision.

<sup>23</sup> Le nombre d'enfants moyen est de 0,39 pour l'échantillon des 503 individus et de 0,40 pour celui constitué de 458 personnes. 39,6 % des individus du premier échantillon ont un revenu mensuel par ménage supérieur à 2000 €. Ce chiffre est de 40,8% pour le second échantillon.

signes des attributs non monétaires sont positifs. Tous les attributs sont significatifs au seuil de 1%, à l'exception de l'attribut concernant l'existence d'équipements spécifiques qui n'est significatif qu'au seuil de 10%. L'attribut le plus valorisé est celui concernant la possibilité de choisir entre des cours individuels et des cours collectifs. Il est intéressant de noter que les répondants valorisent davantage l'existence d'une politique menée par l'école de promotion de talents musicaux ciblée sur l'ensemble de la population que l'existence d'équipements spécifiques destinés uniquement aux usagers de la nouvelle école de musique. Le signe négatif du coefficient associé au tarif indique que le choix d'un programme ayant un niveau de tarif plus élevé agit de manière négative sur l'utilité de l'individu. Lorsque le nombre d'enfants par ménage augmente, cette désutilité augmente également. A l'inverse, elle diminue pour les ménages ayant un revenu mensuel supérieur à 2000 €. Ces résultats confortent les hypothèses émises en amont sur le rôle de ces deux variables et sont similaires à ceux obtenus par Scarpa et al. (2007) et Grisolia et Willis (2011).

#### 4.2.2 Estimation des modèles Logit à Paramètres Aléatoires avec interactions et avec prise en compte de la «non-attendance»

Même si l'hétérogénéité est prise en compte dans le précédent modèle RPL1, une solution pour détecter les sources d'hétérogénéité parmi les personnes interrogées consiste à inclure dans le modèle les interactions entre l'indicateur culturel caractérisant les individus interrogés et les cinq attributs non monétaires. L'hétérogénéité peut, en effet, provenir de la proximité plus ou moins forte de ces individus par rapport aux activités culturelles et sportives. Il est à noter que les variables socio-économiques ne sont pas introduites directement dans ces estimations car elles sont déjà utilisées en amont afin d'expliquer la proximité ou non des individus à la culture.

Le modèle RPL2 (cf. tableau 9 ci-après) estimé à partir de la base des 503 individus dispose d'une qualité d'ajustement global très légèrement supérieure au modèle RPL1 précédent (0,484 contre 0,481). A partir du test du rapport de vraisemblance ( $2 \times (\text{LL du modèle RPL2} - \text{LL du modèle RPL1}) \sim \chi^2$  (ddl : différence du nombre de paramètres estimés entre les deux modèles)), nous rejetons au seuil de significativité de 5% l'hypothèse nulle qui postule que la qualité du modèle RPL avec interactions n'est pas meilleure que celle du modèle RPL simple<sup>24</sup>.

---

<sup>24</sup> La statistique de ce test étant distribuée selon un Chi-deux avec 5 degrés de liberté, la valeur théorique du test (11,07) est inférieure à sa valeur calculée ( $2 \times (-2280,70 + 2294,17) = 26,94$ ).

**Tableau 9** : Estimation des différents modèles Logit à Paramètres Aléatoires

Attributs	RPL1 (503 individus)		RPL2 (503 individus)		RPL3 (458 individus)	
	Coeff.	Ecart-type	Coeff.	Ecart-type	Coeff.	Ecart-type
<b>Paramètres aléatoires dans la fonction d'utilité</b>						
ASC	0,848*** (0,298)	5,770*** (0,422)	0,827*** (0,290)	5,424*** (0,360)	0,510* (0,314)	5,273*** (0,417)
Cours	1,808*** (0,141)	1,346*** (0,181)	1,942*** (0,170)	1,347*** (0,174)	1,871*** (0,171)	1,226*** (0,164)
Horaire	1,301*** (0,150)	1,668*** (0,168)	1,571*** (0,188)	1,714*** (0,172)	1,238*** (0,172)	1,366*** (0,170)
Instrument	1,241*** 0,138	1,232*** (0,163)	1,658*** (0,166)	1,113*** (0,154)	1,511*** (0,161)	0,941*** (0,191)
Talent	0,795*** 0,107	0,951*** (0,167)	1,012*** (0,137)	1,055*** (0,171)	0,982*** (0,133)	0,807*** (0,175)
Equipement	0,268* (0,153)	1,546*** (0,189)	0,153 (0,183)	1,567*** (0,178)	0,168 (0,181)	1,375*** (0,181)
<b>Paramètres non aléatoires dans la fonction d'utilité</b>						
Tarif	-0,0069*** (0,0004)		-0,0069*** (0,0004)		-0,0068*** (0,0004)	
Tarif ×Nb_Enfant	-0,0006* (0,0003)		-0,0005* (0,0003)		-0,0005* (0,0003)	
Tarif ×RevMED_Sup	0,0012** (0,0005)		0,0010** (0,0005)		0,0009** (0,0005)	
<b>Hétérogénéité par rapport à la moyenne</b>						
Cours:CULT1			-0,393 (0,263)		-0,593** (0,259)	
Horaire:CULT1			-0,596** (0,288)		-0,385 (0,273)	
Instrument:CULT1			-1,120*** (0,258)		-1,191*** (0,250)	
Talent:CULT1			-0,556** (0,219)		-0,518** (0,211)	
Equipement:CULT1			0,032 (0,302)		0,073 (0,302)	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,481		0,484		0,469	
Log-vraisemblance	-2294,17		-2280,70		-2138,68	
AIC/N	1,15		1,14		1,18	
Nombre de paramètres (K)	15		20		20	
Nombre d'obs. (N)	4024		4024		3664	

\* p<0,1, \*\*p<0,05, \*\*\*p<0,01

(.) : Erreur standard calculée pour chaque coefficient estimé

Comme dans le cas du premier modèle RPL1, le modèle avec interactions (RPL2) présente des écarts-types significatifs pour l'ASC et pour les attributs non monétaires associés à la nouvelle école de musique. Dans ce modèle, l'attribut concernant les équipements spécifiques n'est pas valorisé de manière significative par les individus. Notons que le fait d'être peu concerné par les activités culturelles et sportives (CULT1) révèle dans le cas des attributs Horaire, Instrument et Talent une hétérogénéité des préférences significativement plus faible autour de la valeur

moyenne de ces paramètres. Les résultats concernant l'effet du niveau de revenu et du nombre d'enfants sur la désutilité du tarif sont similaires à ceux obtenus pour le modèle RPL1. Le fait de raisonner sur l'échantillon des 458 individus (RPL3) conduit à des conclusions similaires hormis pour l'hétérogénéité observée concernant les attributs Horaire et Cours. Enfin, nous observons, pour les 3 modèles estimés, une valeur positive pour le coefficient associé à l'ASC indiquant l'existence de personnes ne valorisant pas la création d'une école de musique. L'estimation du modèle RPL2 avec interactions, réalisée à partir de la base de données initiale (503 personnes) à laquelle les individus ayant systématiquement choisi le statu quo au cours de ses 8 choix ont été omis, montre inversement que le coefficient associé à l'ASC est négatif (cf. Annexe D<sup>25</sup>). Le test du Khi<sup>2</sup> de Pearson ( $p = 1,79.10^{-6}$ ) montre de plus qu'il existe un lien significatif au seuil de 1% entre le choix systématique du statu quo et le fait que l'individu appartienne au groupe des individus non concernés par les activités culturelles et sportives. En effet, parmi les personnes interrogées qui choisissent systématiquement le statu quo, 54,6% d'entre elles appartiennent à ce groupe<sup>26</sup>.

Ce constat nous conduit donc à utiliser le modèle à Classes Latentes afin d'identifier l'existence ou non d'une classe d'individus composée principalement de personnes exprimant lors de leurs 8 choix une préférence systématique pour le statu quo.

#### 4.2.3 Estimation des modèles à Classes Latentes avec prise en compte de la «non-attendance»

Rappelons que dans ce type de modèle, les individus sont répartis en un nombre fini et identifiable de classes, chacune étant caractérisée par des préférences homogènes de ses membres concernant les différents attributs caractérisant la nouvelle école de musique. L'indicateur de proximité culturelle est utilisé comme un facteur possible de segmentation. Par conséquent, les caractéristiques socio-économiques des individus interrogés influent indirectement sur leur choix par l'intermédiaire de l'impact de ces dernières sur l'appartenance à une classe via l'indicateur de proximité à la culture. Comme pour les modèles RPL, l'effet du nombre d'enfants et du niveau de revenu sur la désutilité marginale du tarif est également pris en compte.

Suite aux recommandations de Scarpa et Thiene (2005) sur la significativité associée à chacun des attributs pour différents nombres de classes, nous optons pour une classification des individus en deux classes pour les deux échantillons (503 et 458 individus). L'appartenance au groupe des

---

<sup>25</sup> Pour cet échantillon, la « non-attendance » des différents attributs est la suivante : Talent (39,1 %) ; Equipement (34,7%) ; Instrument (24,7 %) ; Horaire (24,1 %) ; Cours (17,3 %) ; Tarif (7,3 %).

<sup>26</sup> Cette proportion est de 45,4 % pour l'autre groupe (groupe concerné par les activités culturelles et sportives).

individus non concernés par les activités culturelles et sportives (CULT1) augmente la probabilité qu'un individu appartienne à la première classe (cf. tableau 10).

**Tableau 10** : Estimation des différents modèles à Classes Latentes

Attributs	N=503		N=458	
	Classe 1 (40,7% de l'échantillon)	Classe 2 (59,3% de l'échantillon)	Classe 1 (39,7% de l'échantillon)	Classe 2 (60,3% de l'échantillon)
ASC	2,590*** (0,516)	-1,218*** (0,101)	2,664*** (0,607)	-1,270*** (0,104)
Cours	2,222*** (0,316)	0,972*** (0,064)	2,211*** (0,349)	0,948*** (0,067)
Horaire	0,814*** (0,259)	0,834*** (0,067)	0,828*** (0,290)	0,767*** (0,071)
Instrument	1,386*** (0,252)	0,643*** (0,065)	1,352*** (0,267)	0,610*** (0,069)
Talent	0,729*** (0,273)	0,578*** (0,063)	0,766** (0,310)	0,606*** (0,067)
Equipement	-0,860*** (0,262)	0,154** (0,067)	-0,863*** (0,278)	0,137* (0,070)
Tarif	-0,0197*** (0,0026)	-0,0041*** (0,0002)	-0,0192*** (0,0026)	-0,0043*** (0,0002)
Tarif×Nb_Enfant	-0,0015** (0,0007)	-0,0004** (0,0001)	-0,0015* (0,0009)	-0,0003** (0,0002)
Tarif×RevMED_Sup	0,0127*** (0,0023)	0,0010*** (0,0002)	0,0121*** (0,0023)	0,0009*** (0,0002)
<b>Probabilité d'appartenir à la classe 1</b>				
Constante	-0,675*** (0,128)		-0,715*** (0,135)	
CULT1	0,729*** (0,200)		0,726*** (0,214)	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,435		0,424	
Log-vraisemblance	-2495,91		-2317,73	
AIC/N	1,25		1,28	
Nombre de paramètres (K)	20		20	
Nombre d'obs. (N)	4024		3664	

\* p<0,1, \*\*p<0,05, \*\*\*p<0,01

(.) : Erreur standard calculée pour chaque coefficient estimé

Nous observons également que les individus appartenant à la première classe (40,7 % et 39,7 % selon la base considérée) attribuent une valeur positive aux différents attributs hormis pour les équipements spécifiques. A l'inverse, les individus appartenant à la seconde classe attribuent une valeur positive à l'ensemble des attributs non monétaires. Ces individus ont également une désutilité du tarif moindre par rapport à ceux de la première classe. Il est à noter également que la valeur positive et significative de l'ASC pour la première classe signifie qu'en moyenne les individus de cette classe préfèrent le statu quo. En liaison avec ce résultat, nous observons que la totalité des personnes préférant systématiquement le statu quo appartient à cette dernière et que 79,9 % des individus de cette classe (78,6 % pour l'échantillon des 458 individus) choisissent systématiquement le statu quo lors de leurs différents choix. Nous pouvons également observer

une valeur de l'ASC négative pour la seconde classe, ce qui indique qu'il existe à l'inverse pour ces individus une désutilité à choisir le statu quo.

Les statistiques descriptives des caractéristiques socio-économiques des deux classes sont présentées dans l'annexe E<sup>27</sup>. Ainsi, les retraités et les personnes âgées de plus de 75 ans sont surreprésentés dans la première classe ainsi que les peu diplômés ou les personnes ayant un revenu mensuel compris entre 2000 et 3300 €. Contrairement à la première classe, il existe dans la deuxième classe une surreprésentation des étudiants et des élèves ainsi que des personnes ayant un faible revenu mensuel. Les personnes ayant au minimum un niveau Licence et les ménages composés uniquement d'une seule personne sont également surreprésentés dans cette classe.

## 5 Consentement à payer marginal moyen et variation compensatrice

Les différents consentements à payer marginaux moyens et les variations compensatrices associés à différents scénarios concernant la nouvelle école de musique sont calculés à partir des résultats obtenus par les méthodes d'estimation RPL avec interactions et Classes Latentes, ces dernières étant complémentaires dans le cadre de l'évaluation d'un bien culturel non marchand.

### 5.1 Consentement à payer marginal moyen

Le consentement à payer marginal d'un attribut non monétaire k pour un individu i est égal à 0 lorsque cet attribut est considéré comme réellement ignoré par cet individu. Dans le cas contraire, il est calculé comme le rapport : - coefficient estimé de l'attribut k / coefficient du tarif ajusté, le coefficient du tarif ajusté étant calculé de la manière suivante :

$$\beta_{\text{Tarif ajusté}} = \hat{\beta}_{\text{Tarif}} + \hat{\beta}_{\text{Tarif} \times \text{Nb\_Enfant}} \times \text{Nb\_Enfant}_i + \hat{\beta}_{\text{Tarif} \times \text{RevMED\_Sup}} \times \text{RevMED\_Sup}_i$$

Où :

$\hat{\beta}_{\text{Tarif}}$  est le coefficient estimé associé à la variable Tarif,  $\hat{\beta}_{\text{Tarif} \times \text{Nb\_Enfant}}$  le coefficient estimé associé à la variable Nb\_Enfant et  $\hat{\beta}_{\text{Tarif} \times \text{RevMED\_Sup}}$  le coefficient estimé associé à la variable RevMED\_Sup.

---

<sup>27</sup> Afin de tester d'éventuelles différences significatives entre les caractéristiques des individus appartenant aux deux classes latentes, le test du Khi<sup>2</sup> de Pearson est utilisé pour les variables qualitatives ; le test de Welch est quant à lui utilisé pour la variable quantitative (Nb\_enfant).

Dans le cas de l'ASC, nous calculons le rapport : - coefficient estimé pour l'ASC / coefficient du tarif ajusté.

Il est alors possible de calculer pour l'ASC et les différents attributs non monétaires un consentement à payer marginal moyen pour l'échantillon des 503 personnes et pour l'échantillon des 458 personnes (cf. tableau 11)<sup>28</sup>.

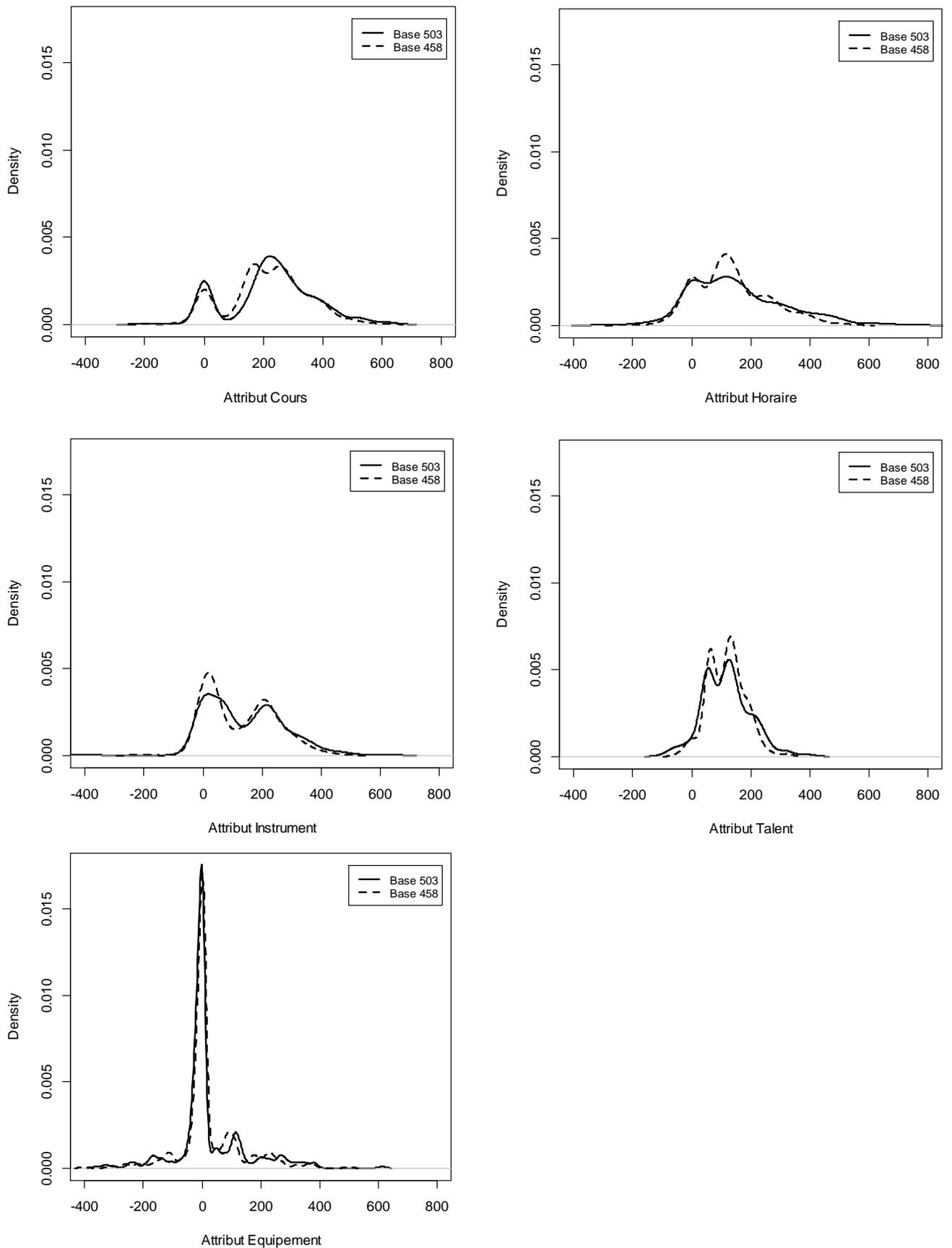
**Tableau 11 : Consentements à payer marginaux moyens**

Attributs	Modèles RPL2 et RPL3		Modèles à Classes Latentes			
	N= 503	N=458	N=503		N=458	
			Classe 1	Classe 2	Classe 1	Classe 2
ASC	133,26 (712,90)	101,38 (695,95)	214,39 (102,45)	-308,57 (63,05)	227,03 (102,41)	-301,97 (50,89)
Cours	227,36 (141,93)	214,82 (129,76)	166,70 (103,16)	205,30 (104,75)	182,63 (91,13)	187,22 (93,46)
Horaire	154,08 (159,71)	133,95 (121,29)	60,41 (38,30)	159,73 (98,18)	67,72 (35,12)	138,90 (82,84)
Instrument	141,43 (127,35)	126,41 (114,80)	103,59 (65,73)	122,86 (77,08)	111,54 (56,99)	107,53 (68,02)
Talent	117,19 (80,63)	116,76 (61,99)	61,09 (28,70)	149,75 (21,56)	66,49 (29,44)	146,66 (17,84)
Equipement	21,25 (113,14)	21,41 (101,58)	-58,54 (42,25)	25,74 (20,39)	-65,02 (39,07)	21,77 (16,50)

Pour une méthode d'estimation donnée (RPL avec interactions *versus* modèles à Classes Latentes), l'ordre de grandeur du consentement à payer marginal moyen pour un attribut donné est similaire dans le cas des deux échantillons. L'ordre des préférences pour les attributs n'est pas non plus modifié hormis pour les individus appartenant à la classe 1 et à la classe 2 où l'on observe une inversion entre les attributs Talent et Horaire dans le cas où l'on ne tient pas compte des individus ayant déclaré n'avoir pas pris en compte le Tarif lors de leur choix. Cette similitude des consentements à payer peut être également mise en évidence dans le cas des modèles RPL via l'analyse des distributions des consentements à payer marginaux individuels pour les 5 attributs non monétaires (cf. graphique 1 ci-après).

<sup>28</sup> Ce calcul est également réalisé pour chacun des attributs k en ne tenant pas compte des individus réellement « *non-attendant* » et aboutit logiquement à un consentement à payer marginal moyen de l'attribut plus élevé (en valeur absolue) (cf. Annexe F).

**Graphique 1 :** Distribution des consentements à payer marginaux pour les 5 attributs non monétaires selon l'échantillon considéré



## 5.2 Variation compensatrice

Afin de calculer la variation compensatrice associée à une future école de musique, trois scénarios sont envisagés et sont caractérisés par à une dotation croissante en termes d'attributs offerts :

- Scénario 1: école de musique offrant la possibilité de choisir entre des cours en groupe et des cours individuels quel que soit l'instrument, et la possibilité de suivre des cours entre 20 heures et minuit
- Scénario 2 : école de musique offrant les deux caractéristiques précédentes ainsi que la possibilité de pratiquer certains instruments habituellement peu enseignés dans les écoles de musique
- Scénario 3 : école de musique offrant les trois caractéristiques précédentes ainsi qu'une politique de l'école qui favorise les talents musicaux locaux

La variation compensatrice pour chacun des scénarios est calculée comme la différence entre la somme des consentements marginaux moyens des attributs pris en compte dans le scénario donné moins la valeur moyenne associée au statu quo (cf. tableau 12)<sup>29</sup>.

**Tableau 12** : Variation compensatrice (€) pour chaque scénario

	Modèles RPL avec interactions		Modèles à Classes Latentes			
	N= 503	N=458	N=503		N=458	
			Classe 1	Classe 2	Classe 1	Classe 2
Scénario 1	248,18	247,39	12,72	673,6	23,32	628,09
Scénario 2	389,61	373,8	116,31	796,46	134,86	735,62
Scénario 3	506,8	490,56	177,4	946,21	201,35	882,28

Dans le cas du modèle RPL avec interactions, la variation compensatrice est de 248 € pour le scénario 1 et de 507 € pour le scénario 3 pour la base des 503 personnes. L'ordre de grandeur est le même dans le cas de l'échantillon de 458 individus. Pour les individus interrogés appartenant à la classe 1, les valeurs sont nettement plus faibles que pour les individus appartenant à la classe 2 et ce quel que soit l'échantillon considéré. En effet, pour les 3 scénarios proposés, cette valeur est inférieure ou égale au tarif minimal proposé pour la nouvelle école de musique mettant ainsi en évidence l'existence d'une classe composée principalement d'habitants ne souhaitant pas la création de la nouvelle école de musique.

<sup>29</sup> Ce calcul est également réalisé en ne tenant pas compte des individus réellement « *non-attendants* » pour les différents attributs non monétaires et aboutit logiquement à une variation compensatrice plus élevée pour chacun des scénarios considérés (cf. Annexe G).

## 6 Conclusion

Habituellement utilisée dans le cadre de l'évaluation environnementale, la méthode du *Choice Experiments* constitue une méthode particulièrement pertinente dans le cas de la culture. Ainsi, à la différence de la méthode d'évaluation contingente, cette méthode permet d'indiquer aux décideurs publics quels sont les attributs du bien culturel valorisés par les individus au travers du calcul des consentements à payer marginaux. Dans le cas présent, le fait qu'en moyenne les personnes interrogées valorisent une politique locale de promotion des talents musicaux organisée par l'école de musique constitue un résultat pouvant aller à l'encontre des idées préconçues concernant les préférences des administrés. Cette méthode souligne l'intérêt « politique » d'inclure dans un projet ciblant *a priori* un public restreint (les futurs usagers de l'école) un attribut pouvant provoquer une adhésion d'une plus large population. En effet, la personne interrogée, même si elle ne se considère pas comme un futur usager de l'école de musique, peut trouver intéressante l'action de promotion des talents locaux car elle contribue à renforcer le réseau d'artistes professionnels au sein de la ville. Ce réseau peut être ressenti par les répondants comme un élément venant renforcer la valeur culturelle de cette école via une amélioration à terme de l'offre musicale dans la ville et éventuellement comme une retombée en termes d'activité économique supplémentaire pour la ville en dehors de tout intérêt culturel. Ce dernier aspect aurait mérité d'être contrôlé au travers d'une question à l'issue des choix faits par les répondants car il s'agit d'une motivation économique pouvant conduire à un biais dans l'appréciation de la valeur purement culturelle d'une telle école.

Par ailleurs, l'application de cette méthode au domaine de la culture pose de manière aigüe la question de la prise en compte de l'hétérogénéité des préférences individuelles lors de l'évaluation du projet. En effet, comme le rappelle l'adage populaire « des goûts et des couleurs, on ne discute pas », la culture est par excellence le domaine où semble régner la subjectivité et pour lequel il est difficile d'obtenir des consensus sur des projets collectifs. Quel sens alors donner aux valeurs moyennes monétaires obtenues, et par delà, quelle crédibilité accorder aux préconisations en termes de politique culturelle si ces valeurs moyennes masquent une très forte hétérogénéité et débouchent dans les faits sur une absence de consensus ? Par conséquent, un recours satisfaisant à la méthode du *Choice Experiments* nécessite l'utilisation de modèles économétriques à même de révéler une hétérogénéité des préférences individuelles et capables d'expliquer cette dernière par des éléments tangibles. En ce qui concerne le projet de l'école de musique, l'utilisation du modèle à paramètres aléatoires avec interactions indique qu'il existe effectivement une hétérogénéité des préférences expliquée en partie par la proximité de l'individu aux activités culturelles et sportives. De manière complémentaire à ce type de modèle, nous avons cherché à expliquer cette hétérogénéité au travers de classes d'individus en utilisant le modèle à Classes

Latentes : en effet, ce type de modèle a mis en évidence deux classes bien tranchées d'individus en termes de valeur accordées aux différents scénarios d'école envisagés et dont l'appartenance est déterminée également par la proximité de l'individu aux activités culturelles et sportives et donc de manière indirecte par leur position sociale. De par son caractère discret, cette catégorisation engendre nécessairement une perte d'information par rapport aux modèles Logit à Paramètres Aléatoires. En revanche, elle présente l'avantage d'exposer de manière simple la question de l'hétérogénéité des préférences à un auditoire non spécialiste et elle permet de confronter les résultats empiriques obtenus avec les théories de la stratification sociale notamment celle proposée par Bourdieu (1979) qui cherche à démontrer le caractère socialement déterminé des goûts notamment dans le domaine des arts et des loisirs.

Le recours à la méthode du *Choice Experiments* à une problématique culturelle pose également la question de la duplicité de nombreux biens culturels publics qui intègrent souvent une dimension touristique : cette dernière conduit à une source spécifique d'hétérogénéité des préférences (touristes *versus* résidents) et qui, associée à un problème d'échantillonnage, peut conduire à remettre en cause la portée des valeurs exposées dans un certain nombre de travaux menés jusqu'à présent. La solution proposée dans cet article a consisté à restreindre le champ d'application du *Choice Experiments* à un bien culturel non touristique dédié aux seuls habitants du territoire concerné afin de garantir la portée statistique des résultats obtenus. Cette solution peut sembler radicale et insatisfaisante dans le sens où la question de l'évaluation des biens culturels ayant une dimension touristique reste entière. A l'inverse, elle permet d'ouvrir la discussion à d'autres domaines de l'évaluation monétaire comme en économie de l'environnement où certains actifs naturels sont également concernés par cette dimension touristique et donc confrontés à cette problématique. Elle ouvre également la discussion à l'extension de ce problème à d'autres méthodes d'évaluation non marchande telle que la méthode de l'Evaluation Contingente dans le cas de biens comportant une telle dimension touristique.

## Bibliographie

- Alemu, M.H., Morkbak, M.R., Olsen, S.B., & Jensen CL. (2013). Attending to the Reasons for Attribute Non-attendance in Choice Experiments. *Environmental Resource Economics*, 54(3), 333-359.
- Apostolakis, A., & Jaffry, S. (2005). A choice modeling application for Greek heritage attractions. *Journal of travel research*, 43(3), 309-318.
- Baumol, W.J. (2011). Application of welfare economics. In *A Handbook of Cultural Economics*. R.Towse (ed.). 2<sup>nd</sup>e edition. Edward Elgar Publishing, 9-18.
- Baumol, W. J., & Bowen, W. G. (1966). *Performing Arts-the Economic Dilemma: A Study of Problems Common to Theatre, Opera, Music and Dance*. MIT Press.
- Bourdieu, P. (1979). *La distinction: critique sociale du jugement*. Edition de Minuit.
- Burton, M., & Rigby, D. (2009). Hurdle and Latent Class Approaches to Serial Non-Participation in Choice Models. *Environmental Resource Economics*, 42(2), 211-226.
- Carlsson, F., Kataria, M., & Lampi, E. (2010). Dealing with ignored attributes in choice experiments. *Environmental and Resource Economics*, 47(1), 65-89.
- Chanel, O., Gérard-Varet, L.A., & Ginsburgh, V. (1996). The relevance of hedonic price indices. *Journal of Cultural Economics*, 20(1), 1-24.
- Coulangeon, P. & Lemel, Y. (2009). Les pratiques culturelles et sportives des Français : arbitrage, diversité et cumul. *Economie et Statistique*, 423, 3-30.
- Daly, A., Hess, S., & Train, K. (2012). Assuring finite moments for willingness to pay in random coefficient models. *Transportation*, 39(1), 19-31.
- Duran, R., Farizo, B.A., & Vazquez, M.X. (2015). Conservation of maritime cultural heritage: A discrete choice experiment in a European Atlantic Region. *Marine Policy*, 51, 356-365.
- Ginsburgh, V. A., & Throsby, D. (2006). *Handbook of the Economics of Art and Culture*, Vol. 1. Elsevier.
- Greene, W.H., & Hensher, D.A. (2003). A latent class model for discrete choice analysis: contrasts with mixed logit. *Transportation Research Part B*, 37(8), 681-698.
- Grisolia, J.M., & Willis, K.G. (2011). An evening at the theatre. Using choice experiments to model preferences for theatres and theatrical productions. *Applied Economics*, 43(27), 3987-3998.
- Grisolia, J.M., & Willis, K.G. (2012). A latent class model of theatre demand. *Journal of Cultural Economics*, 36(2), 113-139.
- Hensher, D.A., & Greene, W.H. (2003). The Mixed Logit model: The state of practice. *Transportation* 30(2), 133-176.
- Hensher, D.A., & Johnson, L.W. (1981). *Applied Discrete Choice Modelling*. New York, Wiley.

- Jaffry, S., & Apostolakis, A. (2011). Evaluating individual preferences for the British Museum. *Journal of Cultural Economics*, 35(1), 49-75.
- Hess, S., & Hensher, D. (2010). Using conditioning on observed choices to retrieve individual-specific attribute processing strategies. *Transportation Research Part B*, 44(6), 781-790.
- Johnson, F.R., Lancsar, E., Marshall, D., Kilambi, V., Mühlbacher, A., Regier, D.A., Bresnahan, B.W., Kanninen, B., & Bridges, J.F.P. (2013). Constructing Experimental Designs for Discrete-Choice Experiments: Report of the ISPOR Conjoint Analysis Experimental Design Good Research Practices Task Force. *Value in Health*, 16(1), 3-13.
- Kuhfeld, W.F. (2010). Marketing Research Methods in SAS. In *Experimental Design Choice, Conjoint and Graphical Techniques*. SAS 9.2 Edition.
- Lancaster, K.J. (1966). A new approach to consumer theory. *The Journal of Political Economy*, 74(2), 132-157.
- Mazzanti, M. (2003). Valuing cultural heritage in a multi-attribute framework microeconomic perspectives and policy implications. *The Journal of Socio-Economics*, 32(5), 549-569.
- McFadden, D. (1974). Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*. Academic Press: New York; 105-142.
- Morey, E., & Rossmann, K.G. (2003). Using stated preference questions to investigate variations in willingness to pay for preserving marble monuments: Classic heterogeneity, random parameters, and mixture models. *Journal of Cultural Economics*, 27(3-4), 215-229.
- O'Brien, D. (2010). *Measuring the value of culture: a report to the Department for Culture Media and Sport*. Department for Culture, Media and Sport.
- Orme, B.K. (2010). *Getting Started with Conjoint Analysis: Strategies for Product Design and Pricing Research*. 2<sup>nd</sup> edition. Madison: Research Publishers LLC.
- Renneboog, L., & Van Houtte, T. (2002). The monetary appreciation of paintings: From realism to Magritte. *Cambridge Journal of Economics*, 26(3), 331-358.
- Scarpa, R., & Thiene, M. (2005). Destination Choice Models for Rock Climbing in the Northeastern Alps: A Latent-Class Approach Based on Intensity of Preferences. *Land Economics*, 81(3), 426-444.
- Scarpa, R., Thiene, M., & Marangon, F. (2007). The Value of Collective Reputation for Environmentally-Friendly Production Methods: The Case of Val di Gresta. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, 5(1), 1-26.
- Towse, R. (2011). *A handbook of cultural economics*. 2<sup>nd</sup> edition. Edward Elgar Publishing.
- Tuan, T.H., & Navrud, S. (2007). Valuing cultural heritage in developing countries: comparing and pooling contingent valuation and choice modelling estimates. *Environmental and Resource Economics*, 38(1), 51-69.

- Willis, K.G., & Snowball, J.D. (2009). Investigating how the attributes of live theatre productions influence consumption choices using conjoint analysis: The example of the National Arts Festival, South Africa. *Journal of Cultural Economics*, 33(3), 167-183.
- Wiśniewska, A. & Czajkowski, M. (2015). Using Discrete Choice Experiment to analyse the structure of public cultural expenditures: The case of the municipal theatres in Warsaw. *Working Papers No. 36/2015 (184)*, University of Warsaw, Poland.

## Annexe A : Caractéristiques socio-économiques des répondants

Caractéristiques	Nom et définition des variables	Echantillon initial (568 personnes)	Echantillon 503 personnes	Recensement Angers 2011
<b>Genre</b>	Femme (=1 si la personne est une femme, 0 sinon)	54,9 %	55,7 %	54,2 %
<b>Agé entre 15 et 29 ans</b>	Age_15_24 (=1 si la personne est âgée entre 15 et 24 ans, 0 sinon) Age_25_29 (=1 si la personne est âgée entre 25 et 29 ans, 0 sinon)	37,3 %	36,5 %	36,9 %
<b>Agé entre 30 et 59 ans</b>	Age_30_44 (=1 si la personne est âgée entre 30 et 44 ans, 0 sinon) Age_45_59 (=1 si la personne est âgée entre 45 et 59 ans, 0 sinon)	38,7 %	38,7 %	38,5 %
<b>Agé de plus de 60 ans</b>	Age_60_74 (=1 si la personne est âgée entre 60 et 74 ans, 0 sinon) Age_plus_75 (=1 si la personne est âgée de plus de 75 ans, 0 sinon)	24,0 %	24,8 %	24,6 %
<b>Agriculteurs exploitants</b>	PCS1_Agriculteur (=1 si la personne est un agriculteur exploitant, 0 sinon)	0,0 %	0,0 %	0,1 %
<b>Artisans, Commerçants et Chefs d'entreprise</b>	PCS2_ACC (=1 si la personne est artisan ou commerçant ou chef d'entreprise, 0 sinon)	2,1 %	2,2 %	1,9 %
<b>Cadres et Professions Intellectuelles Supérieures</b>	PCS3_CPIIS (=1 si la personne a un statut de cadre, 0 sinon)	9,7 %	9,3 %	9,4 %
<b>Professions intermédiaires</b>	PCS4_PI (=1 si la personne a un statut de profession intermédiaire, 0 sinon)	9,7 %	9,7 %	14,5 %
<b>Employés</b>	PCS5_Employés (=1 si la personne a un statut d'employé, 0 sinon)	25,5 %	25,5 %	15,8 %
<b>Ouvriers</b>	PCS6_Ouvriers (=1 si la personne a un statut d'ouvrier, 0 sinon)	12,3 %	11,5 %	11,4 %
<b>Retraités</b>	PCS7_Retraités (=1 si la personne est en retraite, 0 sinon)	21,5 %	22,7 %	23,0 %
<b>Autres personnes sans activité professionnelle</b>	PCS8_Sans_activité (=1 si la personne est inactive, 0 sinon)	19,2 %	19,1 %	23,9 %
<b>Revenu mensuel inférieur à 600 €</b>	Revenu_Inférieur_600 (=1 si le revenu mensuel est inférieur à 600 €, 0 sinon)	15,8 %	16,1 %	10,0 %
<b>Revenu mensuel compris entre 600 et 1250 €</b>	Revenu_Entre_600_1250 (=1 si le revenu mensuel est compris entre 600 et 1250 €, 0 sinon)	18,8 %	19,1 %	15,0 %
<b>Revenu mensuel compris entre 1250 et 2000 €</b>	Revenu_Entre_1250_2000 (=1 si le revenu mensuel est compris entre 1250 et 2000 €, 0 sinon)	25,0 %	25,2 %	25,0 %
<b>Revenu mensuel compris entre 2000 et 3300 €</b>	Revenu_Entre_2000_3300 (=1 si le revenu mensuel est compris entre 2000 € et 3300 €, 0 sinon)	31,2 %	30,2 %	25,0 %
<b>Revenu mensuel compris entre 3300 et 5000 €</b>	Revenu_Entre_3300_5000 (=1 si le revenu mensuel est compris entre 3300 et 5000 €, 0 sinon)	7,6 %	7,6 %	15,0 %
<b>Revenu mensuel supérieur à 5000 €</b>	Revenu_Supérieur_5000 (=1 si le revenu mensuel est supérieur à 5000 €, 0 otherwise)	1,6 %	1,8 %	10,0 %

<b>Revenu mensuel supérieur au revenu médian</b>	RevMED_Sup (=1 si le revenu mensuel est supérieur au revenu médian, 0 sinon)	40,4 %	39,6 %	50,0 %
<b>Ménage composé d'une seule personne</b>	Ménage_1_personne (=1 si la personne vit seule, 0 sinon)	57,6 %	57,0 %	55,7 %
<b>Couple sans enfant</b>	Couple_sans_enfant (=1 si la personne vit en couple sans enfant, 0 sinon)	20,8 %	20,9 %	20,7 %
<b>Couple avec enfant</b>	Couple_avec_enfant (=1 si la personne vit en couple avec enfant, 0 sinon)	16,8 %	17,3 %	15,2 %
<b>Famille mono-parentale</b>	Famille_Monoparentale (=1 si la personne vit seule avec un ou plusieurs enfants, 0 sinon)	4,8 %	4,8 %	8,4 %
<b>Nombre d'enfants à charge</b>	Nb_Enfant (Nombre d'enfants à charge par ménage)	0,40	0,39	Non indiqué

*Sources: Insee, RP 2011 et enquête présente (2014)*

## Annexe B : Niveau d'étude des répondants

Diplôme	Nom et définition des variables	Echantillon initial	Echantillon 503 personnes	Recensement Angers 2011
<b>Sans qualification</b>	Sans_diplôme (=1 si la personne a aucun diplôme, 0 sinon)	5,2 %	4,9 %	16,8 %
<b>Diplôme en dessous du baccalauréat</b>	CEP, CAP, BEP, BEPC (=1 si la personne a un CEP ou un CAP ou un BEP ou un BEPC, 0 sinon)	34,6 %	35,5 %	35,1 %
<b>Baccalauréat</b>	Baccalauréat (=1 si la personne a obtenu le baccalauréat, 0 sinon)	21,4 %	21,3 %	15,8 %
<b>Baccalauréat + 2</b>	Bac+2 (=1 si la personne a un diplôme de niveau Baccalauréat + 2, 0 sinon)	15,9 %	16,2 %	14,5 %
<b>Licence, Master et Doctorat</b>	Bac+3_Master_Doctorat (=1 si la personne a obtenu une Licence ou un Master ou un doctorat, 0 sinon)	22,9 %	22,1 %	17,8 %

*Sources: Insee, RP 2011 et enquête présente (2014)*

## **Annexe C : Présentation des méthodes d'Analyse des Correspondances Multiples et de la Classification Ascendante Hiérarchique**

La Classification Ascendante Hiérarchique (CAH) et l'Analyse des Correspondances Multiples (ACM) permettent de dresser une typologie des individus en fonction des caractéristiques retenues pour les analyser.

**L'ACM** est l'analyse factorielle utilisée pour synthétiser l'information fournie par plusieurs variables qualitatives dépendantes. Elle cherche à réduire les dimensions de l'espace initial en perdant le moins possible d'information. Cette méthode consiste à projeter les individus et les variables de l'espace initial à  $k$  dimensions sur une série de plans. Ces projections orthogonales conduisent à une modification des distances : les plans choisis sont ceux qui réduisent le plus possible les distorsions et qui reconstituent le mieux les distances initiales. L'ACM permet ainsi de constituer de nouveaux axes factoriels. Les coordonnées des individus sur ces nouveaux axes sont alors utilisées dans le cadre de la CAH pour regrouper ces derniers en classes (*clusters*). L'ACM permet également de faire un bilan des liaisons entre les variables et les associations de modalités de ces dernières.

**La CAH** permet de regrouper les individus au sein de classes les plus homogènes possibles. Cette classification se fait à l'aide d'un algorithme itératif : à chaque étape, une partition est obtenue en agrégeant deux à deux les éléments (individus ou regroupement des individus issus de l'algorithme) les plus proches. Ainsi, au cours de la première étape sont identifiés les deux individus qui sont les plus proches en termes de distances. Ces deux individus sont alors regroupés en un nouvel élément. Les distances entre cet élément et les  $n-2$  individus restants sont alors calculées. On cherche de nouveau les deux éléments les plus proches. Il est alors nécessaire de définir un critère d'agrégation tel que le critère de Wald qui consiste à choisir le regroupement qui minimise l'augmentation de l'inertie intra-classe et donc celui qui fait baisser le moins l'inertie interclasse. Suite à ce nouveau regroupement, de nouvelles distances entre les éléments sont calculées et on réitère ce processus jusqu'à qu'il n'y ait qu'un seul élément regroupant l'ensemble des individus. A la fin du processus de classification, un grand nombre de classes homogènes est alors défini. Elles se distinguent les unes des autres par un indice d'agrégation. Les différentes classes sont représentées sur un arbre hiérarchique que l'on coupe horizontalement pour choisir la partition (le nombre de classes) qui explique le mieux l'information.

**Annexe D : Estimation du modèle RPL2 avec interactions restreint aux personnes n'ayant pas répondu systématiquement le statu quo**

	N=340	
Attributs	Coeff.	Ecart-type
	Paramètres aléatoires dans la fonction d'utilité	
ASC	-1,578*** (0,193)	2,248*** (0,182)
Cours	1,694*** (0,149)	1,063*** (0,148)
Horaire	1,375*** (0,169)	1,483*** (0,155)
Instrument	1,377*** (0,148)	0,944*** (0,153)
Talent	0,870*** (0,121)	0,652*** (0,191)
Equipement	0,307* (0,169)	1,387*** (0,165)
Paramètres non aléatoires dans la fonction d'utilité		
Tarif	-0,0062*** (0,0004)	
Tarif×Nb_Enfant	-0,0004 (0,0002)	
Tarif×RevMED_Sup	0,0006* (0,0004)	
Hétérogénéité par rapport à la moyenne		
Cours:CULT1	0,009 (0,231)	
Horaire:CULT1	-0,204 (0,276)	
Instrument:CULT1	-0,692*** (0,236)	
Talent:CULT1	-0,338* (0,192)	
Equipement:CULT1	0,228 (0,291)	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,343	
Log-vraisemblance	-1963,89	
AIC/N	1,46	
Nombre de paramètres (K)	20	
Nombre d'obs. (N)	2720	

\* p<0,1, \*\*p<0,05, \*\*\*p<0,01

(.) : Erreur standard calculée pour chaque coefficient estimé

**Annexe E : Profil des personnes enquêtées en fonction de leur classe d'appartenance définie par le modèle à Classes Latentes**

Caractéristiques socio-économiques	Classe 1	Classe 2
	N=204	N=299
PCS2_ACC	2,5 %	2,0 %
PCS3_CPIS	9,3 %	9,4 %
PCS4_PI	7,8 %	11,0 %
PCS5_Employés	26,0 %	25,1 %
PCS6_Ouvriers	13,2 %	10,4 %
PCS7_Retraités**	27,9 %	19,1 %
PCS8_Sans_activité ***	13,2 %	23,1 %
Age_15_24***	19,6 %	30,1 %
Age_25_29	12,3 %	9,4 %
Age_30_44	27,0 %	27,4 %
Age_45_59	10,3 %	12,4 %
Age_60_74	17,2 %	14,4 %
Age_plus_75***	13,7 %	6,4 %
Femme	53,9 %	56,9 %
Ménage_1_personne*	52,5 %	60,2 %
Couple_sans_enfant	24,5 %	18,4 %
Couple_avec_enfant	19,1 %	16,1 %
Famille_Monoparentale	3,9 %	5,4 %
Nb_enfant	0,42	0,37
Sans diplôme	5,4 %	3,0 %
CEP, CAP, BEP, BEPC***	38,7 %	23,7 %
Baccalauréat	20,1 %	24,7 %
Bac+2	14,7 %	18,4 %
Bac+3_Master_Doctorat**	21,1 %	30,1 %
Revenu_Inférieur_600*	12,7 %	18,4 %
Revenu_Entre_600_1250	20,6 %	18,1 %
Revenu_1250_2000	22,1 %	27,4 %
Revenu_2000_3300**	37,3 %	25,4 %
Revenu_3300_5000	6,4 %	8,4 %
Revenu_Supérieur_5000	1,0 %	2,3 %
RevMED_Sup*	44,7 %	36,1 %

\* p<0,1 ; \*\*p<0,05 ; \*\*\*p<0,01

**Annexe F : Consentements à payer marginaux moyens en ne tenant pas compte des individus réellement « non-attendants »**

Attributs	Modèles RPL avec interactions		Modèles à Classes Latentes			
	N= 503	N=458	N=503		N=458	
			Classe 1	Classe 2	Classe 1	Classe 2
ASC	133,26 (712,90)	101,38 (695,95)	214,39 (102,45)	-308,57 (63,05)	227,03 (102,41)	-301,97 (50,89)
Cours	271,65 (109,71)	247,21 (106,63)	189,98 (87,77)	253,66 (35,95)	191,02 (84,16)	230,68 (27,14)
Horaire	194,72 (155,96)	162,30 (114,99)	70,02 (32,06)	215,13 (32,63)	72,07 (31,60)	185,20 (23,99)
Instrument	180,09 (116,99)	155,64 (108,06)	120,07 (55,04)	167,74 (24,17)	118,03 (51,69)	148,40 (17,94)
Talent	117,19 (80,63)	116,76 (61,99)	61,09 (28,70)	149,75 (21,56)	66,49 (29,44)	146,66 (17,84)
Equipement	29,60 (132,62)	28,43 (116,19)	-73,27 (33,99)	38,86 (10,83)	-73,96 (32,79)	32,48 (7,65)

**Annexe G : Variation compensatrice (€) pour chaque scénario en ne tenant pas compte des individus réellement « non-attendants »**

	Modèles RPL avec interactions		Modèles à Classes Latentes			
	N= 503	N=458	N=503		N=458	
			Classe 1	Classe 2	Classe 1	Classe 2
Scénario 1	333,11	308,13	45,61	777,36	36,06	717,85
Scénario 2	513,20	463,77	165,68	945,10	154,09	866,25
Scénario 3	630,39	580,53	226,77	1094,85	220,58	1012,91