

## Y a-t-il assez de réserves forestières en Suisse? Une évaluation contingente

---

Nicolas Borzykowski, Andrea Baranzini & David Maradan

*Cahier N° HES-SO/HEG-GE/C--15/3/1—CH*

2015

# Y a-t-il assez de réserves forestières en Suisse? Une évaluation contingente

---

Nicolas Borzykowski  
Andrea Baranzini  
David Maradan

Cahier de recherche

Novembre 2015

## **Résumé**

Nous menons une évaluation contingente pour estimer la disponibilité à payer (DAP) pour un programme de création de nouvelles réserves forestières en Suisse et en analyser ses déterminants. L'analyse paramétrique et non-paramétrique des réponses au choix dichotomique (Single Bounded Dichotomous Choice) indique une DAP d'environ 470 CHF par année et par ménage. Ce montant est de loin supérieur aux coûts engendrés par ce programme. L'analyse des déterminants indique un effet-revenu positif mais limité par un seuil.

## **Mots-clés**

Evaluation contingente, forêts, Suisse, réserves forestières, disponibilité à payer

## **Summary**

We run a contingent valuation to estimate the willingness-to-pay (WTP) for a program aiming at creating new forest reserves in Switzerland and analyze its determinants. The parametric and non-parametric analyses of the single-bounded-dichotomous-choice answers indicate a WTP of about CHF470 per year and per household. This amount is much higher than costs involved by the program. The analysis of acceptance determinants reveals a positive but bounded income-effect.

## **Keywords**

Contingent valuation, forest, Switzerland, forest reserves, willingness-to-pay

## **JEL Classification**

D61 - H41 - O13 - Q23 - Q57

Y a-t-il assez de réserves forestières en Suisse? Une  
évaluation contingente

Nicolas Borzykowski<sup>\*†‡</sup>, Andrea Baranzini<sup>†</sup>, David Maradan<sup>†</sup>

November 10, 2015

DOCUMENT DE TRAVAIL

## Remerciements

Les auteurs remercient le Programme National de Recherche 66 “ressource bois” pour son soutien financier et Milad Zarin-Nejadan pour ses commentaires. Toute erreur ou omission éventuelle est de la seule responsabilité des auteurs.

---

\*nicolas.borzykowski@hesge.ch: +41 22 388 18 52

<sup>†</sup>Haute Ecole de Gestion Genève (HEG-Ge), University of Applied Sciences Western Switzerland (HES-SO), 7 Route Drize, CH-1227 Carouge-Geneva, Switzerland.

<sup>‡</sup>Institute of Economic Research, University of Neuchâtel, Av. du 1er-Mars 26, CH-2000 Neuchâtel, Switzerland

# 1 Introduction

En 2011, le Conseil Fédéral suisse a adopté la Politique Forestière 2020. Celle-ci a pour but d’harmoniser les politiques forestières cantonales, d’optimiser l’exploitation du bois, de garantir la multifonctionnalité des forêts et de protéger des changements climatiques. En effet, si la surface forestière totale en Suisse croît, la biodiversité et la santé globale des forêts sont mises à mal par le développement des zones d’habitation, sur le Plateau, et le changement climatique, dans les Alpes. Une des mesures proposées par le gouvernement prévoit d’augmenter la surface de réserves forestières à 10% de la surface de forêt d’ici à 2030 (Gattlen, 2012). L’objectif intermédiaire de 5% en 2015 est déjà atteint, même si certaines critiques émanent quant à la non-représentativité de certains types de forêts. En effet, comme le montre la figure 1 qui donne un aperçu géographique des réserves forestières existantes en Suisse, on constate effectivement un manque de grandes réserves sur le Plateau.

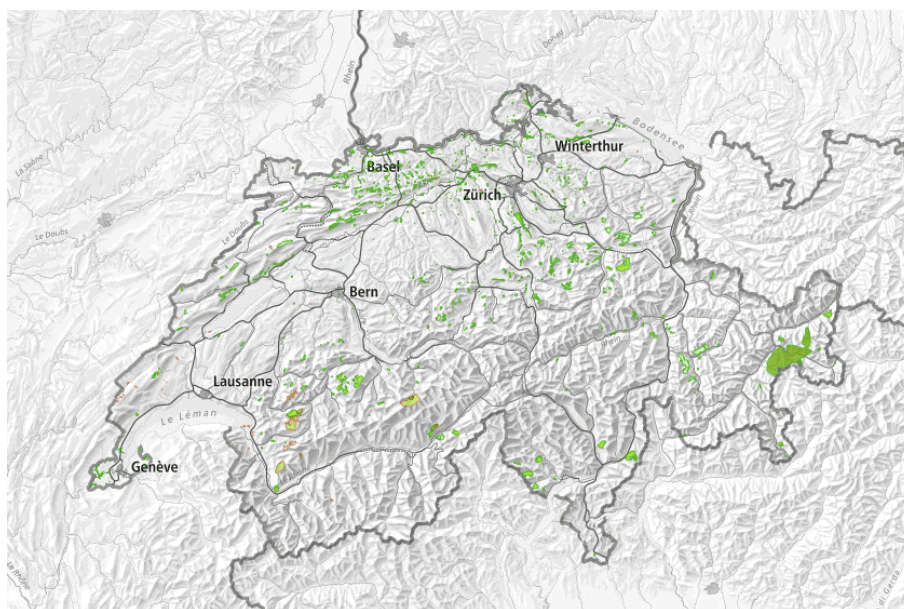


Figure 1: Réserves forestières en Suisse (état au 24 juin 2015) (Source: OFEV)

Évidemment, cette nouvelle politique comporte des coûts, notamment des coûts d’opportunité. En effet, lorsqu’une zone forestière est protégée, l’exploitation économique se voit freinée: la production de bois doit être réduite et la surface ne peut être utilisée à d’autres fins (immobilier, agriculture...). En 2013,

les subventions publiques (Confédération et Cantons) pour la protection de la biodiversité en forêt se sont montées à 17.5 millions de francs<sup>1</sup> (OFEV 2014a). Pour la création de réserves forestières, la Confédération indemnise les propriétaires forestiers à hauteur de 60 CHF par année et par hectare sur le Plateau, entre 20 et 60 CHF dans le Jura et 20 CHF dans les Préalpes, Alpes et Sud des Alpes pour la création de réserves forestières (OFEV, 2014b, 2015). Au total, ces contrats représentent 1.6 millions de CHF par année (propres estimations pour 2012) et devraient se monter à 3.4 millions de CHF annuels d’ici à 2030.

Les bénéfices associés à la création de nouvelles réserves forestières en Suisse sont-ils comparables aux coûts des subventions? Nous répondons à cette question en utilisant la méthode d’évaluation contingente (ci-après MEC) appliquée aux résultats d’un sondage téléphonique et tâchons d’identifier les déterminants de l’acceptabilité des coûts d’un tel programme.

La MEC fait partie des méthodes des préférences révélées et consiste à demander, avec l’aide de formulations et d’instruments adéquats, la disponibilité à payer (DAP) pour un programme hypothétique. La MEC a connu un succès grandissant après son utilisation juridique pour calculer les montants des dédommagements du naufrage du pétrolier Exxon Valdez dans une baie d’Alaska (voir Carson et al. 1992).

Les études récentes en lien avec l’évaluation économique de la biodiversité en Suisse sont peu nombreuses. Jäggin (1999) pose le problème dans le Jura et y répond par une évaluation contingente administrée aux habitants de la ville de Bâle. Cette étude ne se cantonne pas à la biodiversité en forêt mais plutôt à la région du Jura dans son ensemble. En 1998, les Bâlois étaient ainsi disposés à payer entre 324 et 1536 CHF par année et par ménage, pour un programme de conservation de la biodiversité. Bade et al. (2011), plus récemment, ont fait appel à une autre méthode d’évaluation par les préférences révélées: la méthode des choix discrets (choice experiment). Il en ressort que la population suisse serait disposée à payer entre 40 et 80 CHF par année et par ménage pour la promotion de la biodiversité dans les forêts suisses.

La section 2 présente le questionnaire et le sondage effectué en hiver 2014. La section 3 explicite les méthodes économétriques utilisées et les résultats qui en découlent sont présentés dans la section 5. La section 6 discute les résultats et conclut.

---

<sup>1</sup>En décembre 2014, 1CHF $\approx$ 0.83 EUR (Banque Nationale Suisse, 2015)

## 2 Le sondage

Le sondage téléphonique a eu lieu en décembre 2014 sur un échantillon de 1200 adultes suisse<sup>2</sup>. L'échantillon est représentatif de la population suisse, si ce n'est que les habitants du Tessin (les italophones) et les personnes plus âgées sont quelque peu sur-représentés. Le questionnaire, d'une durée de 15 minutes environ, est composé de 28 questions. Après quelques questions-filtres, la première partie consiste à évaluer l'usage récréatif de la forêt afin d'appliquer la méthode du coût du trajet. L'analyse de ces résultats est disponible dans Borzykowski et al. (2015a). La deuxième partie permet d'évaluer le niveau de préoccupation du sondé quant à la santé de la forêt et son affinité avec les associations de défense de l'environnement. Enfin, avant les questions sur les caractéristiques socio-démographiques, la troisième partie du questionnaire propose un scénario hypothétique permettant d'appliquer la méthode d'évaluation contingente. Le questionnaire a été précédé par des pré-tests et des focus groupes (voir Baranzini et al. 2015), comme préconisé par la littérature. Nous avons de plus soumis notre questionnaire à des tests de validité en le comparant au sondage WaMos2 (OFEV, 2013) et en effectuant un test d'effet d'échelle (Carson and Mitchell, 1993). Les résultats de ce dernier sont disponibles dans Borzykowski et al. (2015b).

Le scénario de l'évaluation contingente est formulé comme suit<sup>3</sup>:

“Un tiers du territoire suisse est couvert de forêts dont 5% sont protégées. Celles-ci abritent un écosystème riche et varié, permettent d'atténuer les changements climatiques et protègent contre certains dangers naturels (avalanches, glissements de terrain, érosion...). Afin de préserver et développer de manière durable la forêt suisse et la diversité de ses fonctions, la Confédération envisage de doubler la surface des réserves forestières protégées d'ici à 2030. [...]

On envisage de financer la hausse des dépenses par un impôt spécifiquement consacré au subventionnement du programme. La Confédération a besoin de connaître l'avis de la population sur ce sujet afin d'orienter sa politique environnementale et évaluer la manière dont cette mesure pourrait être instaurée. Vous pourriez être amené à contribuer concrètement à ce programme. De ce fait, il est impor-

---

<sup>2</sup>Des indicateurs de représentativité sont disponibles auprès des auteurs, sur demande

<sup>3</sup>Le questionnaire complet est disponible, sur demande, auprès des auteurs.

tant que votre réponse reflète bien votre disposition à contribuer à la création de nouvelles réserves forestières. Ainsi, avant de répondre, soyez attentif au fait que votre revenu est limité et que vous pourriez être sollicité pour contribuer à d'autres causes, mais que la réussite du programme dépend principalement de son financement.”

Puis le sondé devait exprimer l'accord ou désaccord de son ménage avec le paiement annuel d'une taxe fédérale dont le montant (bid) était proposé aléatoirement parmi 12, 60, 120, 240, 480, 780 et 1000 CHF<sup>4</sup>. Ce format d'élicitation des préférences, communément appelé choix binaire ou référendum (Single-Bounded-Dichotomous-Choice), est considéré par la littérature comme le plus fiable et est recommandé par le National Oceanic and Atmospheric Association (Arrow et al., 1993). En effet, il n'induit pas d'incitation à resquiller, problème usuel dans l'évaluation de biens publics (Carson and Groves, 2007) et fait porter un fardeau cognitif plus léger, en comparaison avec un format ouvert (Bateman et al., 2002). Le choix d'un paiement annuel plutôt qu'unique est justifié par le caractère répété des usages de la forêt. L'annualité implique ainsi que les taux d'escompte des bénéfices et des coûts s'annulent (Egan et al., 2015). Pour un paiement unique, les bénéfices futurs du programme devraient être actualisés, ce qui impliquerait un fardeau cognitif plus important.

Une attention particulière a été apportée à la réduction des biais auxquels est soumis la méthode d'évaluation contingente. Nous tâchons de réduire le biais hypothétique en ajoutant un “cheap talk” (Cummings and Taylor, 1999), rappelant les contraintes budgétaires du sondé et en appuyant sur les conséquences qu'aurait la réponse du sondé (consequentiality: Herriges et al. 2010). Nous favorisons l'emploi d'une taxe fédérale plutôt qu'une contribution volontaire, de façon à limiter le phénomène du passerager clandestin (Baranzini et al., 2010).

Afin d'identifier les réponses protestataires (Jorgensen and Syme, 2000), en cas de refus du référendum, nous avons posé une question ouverte au sondé, lui demandant sa disposition maximale à payer. Si celui-ci indiquait 0, une question supplémentaire lui en demandait la raison. Toute réponse n'ayant pas de lien avec la contrainte budgétaire ou l'intérêt pour les forêts du sondé a ainsi été traitée comme protestataire<sup>5</sup>.

---

<sup>4</sup>Les montants ont été sélectionnés après une étude exhaustive de la littérature (Meshreky et al., 2014) et des pré-tests, comme recommandé par Kanninen (1993).

<sup>5</sup>Par exemple: “ce n'est pas à moi de payer pour cela”, “je paye déjà assez d'impôts”, “je ne fais pas confiance à l'État”...

### 3 Approche économétrique

Il existe deux approches principales dans l'analyse des réponses à une évaluation contingente de type référendum: l'approche paramétrique proposée par Bishop and Heberlein (1979) et l'approche non-paramétrique dont une version est proposée par Kriström (1990). La première nécessite une hypothèse préalable quant à la distribution statistique de la DAP alors que la deuxième n'impose aucune restriction quant à celle-ci.

Basé sur le modèle d'utilité aléatoire (RUM; McFadden 1973), il est généralement admis que le sondé acceptera le bid proposé ( $A$ ) par le référendum si sa DAP est plus élevée que celui-ci:

$$Prob(\text{"oui"}) = Prob(DAP \geq A) = Prob(DAP - A \geq 0) = F(\Delta u(.)) \quad (1)$$

Avec  $F$  la fonction de survie de la distribution statistique supposée et  $\Delta u$  la différence entre l'utilité procurée par le programme contingent et l'utilité du bid.

La DAP moyenne correspond ensuite à l'aire sous la fonction de survie telle que:

$$E(DAP) = \int_0^{\infty} F(\Delta u(.)) dA - \int_{-\infty}^0 1 - F(\Delta u(.)) dA \quad (2)$$

Avec une utilité linéaire telle que  $\Delta U = \alpha - \beta A$  et  $F$  une loi symétrique (logistique ou normale), la fonction de log-vraisemblance est:

$$\ln L = \sum_{oui} \ln(F(A)) + \sum_{non} \ln(1 - F(A)) \quad (3)$$

En appliquant la méthode du maximum de vraisemblance, il est aisé de calculer la DAP moyenne, équivalente à la médiane pour une loi symétrique:

$$E(DAP) = \frac{\alpha}{\beta} = med(DAP) \quad (4)$$

L'estimation paramétrique de la DAP revient donc à estimer le modèle probit ou logit suivant:

$$Y_i = \alpha + \beta A_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

Avec  $Y_i$  la réponse binaire au bid  $A_i$ ,  $\alpha$  une constante,  $\beta$  le coefficient résultant de



l'estimation et  $\varepsilon_i$  le terme d'erreur distribué identiquement et indépendamment distribué.

Cette approche permet également d'ajouter des variables explicatives  $Z_i$  (par exemple socio-démographiques), de sorte que le modèle devient:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 A_i + \beta_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

Et la DAP moyenne et médiane respectivement:

$$E(DAP) = \frac{\alpha + \beta_2 \bar{Z}}{\beta_1} = med(DAP) \quad (7)$$

où  $\bar{Z}$  est un vecteur des valeurs moyennes prises par  $Z_i$ . Ces variables explicatives n'affectent pas la DAP moyenne, mais rendent possible l'étude des déterminants d'acceptation du bid et du programme proposé.

En ce qui concerne l'estimation non-paramétrique, aussi appelée estimateur de Turnbull, on construit une fonction de survie monotone-décroissante avec l'aide des proportions de "oui" pour chaque bid et l'algorithme PAVA développé par Ayer et al. (1955)<sup>6</sup>. La DAP moyenne est ensuite calculée comme l'aire sous la fonction de survie.

## 4 Statistiques descriptives

L'échantillon est composé de 1200 individus dont 46 n'ont pas pu ou pas voulu répondre à la question dichotomique. Ces observations ont donc dû être éliminées. De plus, nous identifions 213 réponses protestataires, soit 18% de notre échantillon. Cette proportion est comparable aux autres études de la littérature (voir Halstead et al. 1992). L'élimination des réponses protestataires peut mener à un biais de sélection si ces individus ont des caractéristiques différentes des autres et que celles-ci ont une influence sur la DAP (Meyerhoff et al., 2014). En l'occurrence, les protestataires sont plus souvent francophones, moins souvent membres d'organisations "vertes", plus âgés, plus souvent des hommes et se rendent plus souvent en forêt que les non-protestataires. La solution à ce problème ne fait pas l'objet d'un consensus dans la littérature. Nous choisissons d'inclure les caractéristiques des protestataires dans les variables explicatives du modèle paramétrique dans  $\bar{Z}$ .

---

<sup>6</sup>Cet algorithme a pour but de rendre la fonction survie monotone-décroissante pour l'estimation non-paramétrique.

Le tableau 1 présente les réponses dichotomique au bid sans les réponses protestataires. On constate que les proportions de “oui” diminuent de façon monotone avec l’augmentation du bid si bien que l’utilisation de l’algorithme de Ayer et al. (1955) dans l’estimation non-paramétrique est inutile. Cette situation, relativement rare, est vraisemblablement due au nombre important d’observations pour chacun des bids.

Table 1: Réponses au choix dichotomique

Bid ( $A_i$ )	“Non”	“Oui”	% de “oui”	Total	% du total
<b>12</b>	12	99	89.2	111	11.8
<b>30</b>	23	106	82.2	129	13.7
<b>60</b>	22	78	78.0	100	10.6
<b>120</b>	36	85	70.2	121	12.9
<b>240</b>	55	63	53.4	118	12.5
<b>480</b>	82	50	37.9	132	14.0
<b>780</b>	83	38	31.4	121	12.9
<b>1000</b>	80	29	26.6	109	11.6
<b>Total</b>	393	548	58.3	941	100

#### 4.1 Variables explicatives

Afin de mieux comprendre les déterminants de l’acceptation du bid et de corriger le biais de sélection potentiellement induit par l’élimination des réponses protestataires, nous introduisons des variables explicatives dans le modèle paramétrique. Comme d’habitude, les variables retenues ont été choisies eu égard au *Pseudo-R*<sup>2</sup> et aux critères d’information d’Akaike (AIC) et de Bayes (BIC). Les nombreux indicateurs fournis par la commande `fitstat` sur Stata12 ont également permis de discriminer entre les variables explicatives disponibles. L’insertion de ces données dans le modèle implique une perte d’observations, certains individus n’ayant pas pu ou pas voulu répondre à certaines questions. A partir des 1200 observations, en éliminant les non-réponses, nous aboutissons à un échantillon de 808 observations. La question concernant le revenu a particulièrement réduit le nombre d’observations, 14% des sondés n’ayant pas désiré y répondre. Si ceci peut engendrer une forme d’auto-sélection, ce taux de réponse n’est pas inhabituel pour des questions ayant trait au revenu. Au contraire, le taux de réponse est plutôt élevé en comparaison de la littérature. De plus, comme les caractéristiques socio-démographiques et les réponses aux choix dichotomique ne sont pas significativement différentes pour les individus n’ayant pas désiré répondre à la

question sur leur revenu, nous pouvons exclure un biais d’auto-sélection.

Table 2: Statistiques descriptives

Variable	(a)		(b)	
	Moyenne	(Std. Dev.)	Moyenne	(Std. Dev.)
<i>R35</i>	0.082	(0.274)	0.087	(0.282)
<i>R35_50</i>	0.165	(0.371)	0.166	(0.372)
<i>R50_80</i>	0.241	(0.428)	0.244	(0.430)
<i>R80_120</i>	0.318	(0.466)	0.311	(0.463)
<i>R120_160</i>	0.109	(0.312)	0.106	(0.308)
<i>R160_200</i>	0.051	(0.22)	0.050	(0.217)
<i>R200</i>	0.035	(0.183)	0.035	(0.185)
<i>FR</i>	0.287	(0.453)	0.298	(0.458)
<i>IT</i>	0.160	(0.367)	0.163	(0.370)
<i>Souvent</i>	0.527	(0.500)	0.546	(0.498)
<i>Membre</i>	0.379	(0.485)	0.371	(0.483)
<i>Boissuisse</i>	0.535	(0.499)	0.546	(0.498)
<i>Reserve</i>	0.658	(0.475)	0.630	(0.483)
<i>Nombred'enfants</i>	0.756	(1.051)	0.768	(1.054)
Observations	808		987	

Le tableau 2 présente les variables explicatives utilisées dans le modèle paramétrique. La colonne (a) décrit les données excluant les protestataires tandis que la colonne (b) détaille les caractéristique de l’échantillon complet.

Les variables *R* sont des variables binaires prenant la valeur 1 si le revenu du ménage se situe dans l’intervalle proposé. Par exemple, si  $R35 = 1$ , le ménage dispose de moins de 35’000 CHF annuels ou si  $R35_50 = 1$ , le ménage gagne entre 35’000 et 50’000 CHF par année.

*FR* et *IT* sont des variables indicatrices se référant à la région linguistiques du répondant (francophone et italophone respectivement, par opposition aux germanophones). *Souvent* est une variable binaire prenant la valeur 1 si l’individu se rend “souvent” en forêt, par opposition à “parfois” ou “jamais”. *Nombre d’enfants* représente le nombre d’enfants habitant dans le ménage en question. *Membre* est une variable binaire prenant la valeur 1 si l’individu est membre ou fait des dons à une ou plusieurs associations en faveur de l’environnement. *Boissuisse* prend la valeur 1 si l’individu privilégie le bois suisse, plus cher, au bois importé. Enfin, *Reserve* est une variable indicatrice prenant la valeur 1 si l’individu est favorable à des restrictions d’accès aux forêts pour protéger la faune et la flore.

Nous décrivons ci-après les données de l’échantillon complet, ces dernières étant

déterminantes quant au calcul de la DAP moyenne.

Le revenu du ménage est, comme d’habitude, étalé à droite. En effet, seuls 4% de nos sondés disposent d’un revenu annuel supérieur à 200’000 CHF, alors que 9% ont moins de 35’000 CHF. Le mode se situe entre 80’000 et 120’000 CHF annuels.

55% de nos sondés se rendent “souvent” en forêt tandis que 55% privilégient le bois d’origine suisse plutôt qu’un bois meilleur marché. 37% des sondés sont membres ou font des dons à des associations environnementales et 63% des sondés seraient favorables à des restrictions d’accès aux forêts pour protéger la faune et la flore. Enfin, les ménages comprennent, en moyenne, 0.8 enfants.

## 5 Résultats

### 5.1 Analyse paramétrique

Nous présentons les résultats de l’estimation paramétrique résultant de la méthode du maximum de vraisemblance pour les modèle logit et probit sans et avec variables explicatives (colonne (1) et (2) respectivement) dans le tableau 3. Sans surprise, l’impact du bid est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% pour toutes les estimations.

On observe un effet de revenu non linéaire. En effet, par rapport à la classe de revenu 80-120<sup>7</sup>, les classes inférieures participent significativement moins au programme. Cet effet est particulièrement fort pour la classe de revenu la plus faible. Par contre, les classes de revenu supérieures à 80-120 n’acceptent pas plus le bid proposé. On peut donc constater un effet de seuil: passé un certain niveau, le revenu n’a plus d’influence statistiquement significative sur la probabilité d’accepter le bid proposé. Ce résultat est conforme à la littérature, qui trouve souvent que le revenu a une influence décroissante sur la DAP pour les bien environnementaux (voir : Kristrom and Riera 1996).

En ce qui concerne les régions linguistiques et les différences culturelles qui en résultent, les sondés francophones ont plus tendance à refuser le programme et le bid associé que les germanophones, les italophones ne répondant pas significativement différemment.

---

<sup>7</sup>Cette classe représente le mode de la distribution des revenus.

Table 3: Coefficients de l'analyse paramétrique

	(1)		(2)	
	Logit	Probit	Logit	Probit
Bid ( $A_i$ )	-0.00278*** (0.0002)	-0.00170*** (0.0001)	-0.00320*** (0.0002)	-0.00192*** (0.0002)
<i>R35</i>			-1.061*** (0.303)	-0.654*** (0.183)
<i>R35_50</i>			-0.532** (0.268)	-0.312** (0.156)
<i>R50_80</i>			-0.604*** (0.222)	-0.376*** (0.131)
<i>R120_160</i>			-0.087 (0.303)	-0.042 (0.175)
<i>R160_200</i>			-0.448 (0.389)	-0.267 (0.228)
<i>R_200</i>			0.514 (0.603)	0.238 (0.329)
<i>FR</i>			-0.459** (0.194)	-0.268** (0.115)
<i>IT</i>			-0.287 (0.241)	-0.174 (0.141)
<i>Souvent</i>			0.421** (0.172)	0.243** (0.100)
<i>Membre</i>			0.360** (0.179)	0.206** (0.104)
<i>Bois suisse</i>			0.306** (0.171)	0.183* (0.101)
<i>Réserve</i>			0.746*** (0.179)	0.447*** (0.106)
<i>Nombre d'enfants</i>			-0.217*** (0.078)	-0.128*** (0.046)
<i>Constante</i>	1.304*** (0.106)	0.804*** (0.063)	0.1201 (0.331)	0.075 (0.199)
Observations	941	941	808	808
<i>Pseudo - R<sup>2</sup></i>	0.144	0.144	0.211	0.212
<i>Wald - <math>\chi^2</math></i>	183.73	183.91	168.02	190.48
AIC	1099.1	1098.9	894.2	893.7
Log-vraisemblance	-547.56	-547.47	-432.09	-413.875

Erreurs standards robustes entre parenthèses

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 

On constate que les utilisateurs assidus de la forêt sont plus enclins à contribuer que les autres. Les sondés privilégiant le bois suisse et les membres des associations “vertes” participent également plus souvent, tout comme les individus

favorables à des restrictions d'accès aux forêts pour protéger la faune et la flore. Le nombre d'enfants dans le ménage a un effet négatif sur la probabilité de participation au programme. Le nombre d'enfants élevés correspond souvent à un revenu par tête plus faible. Il est donc normal que le sondé soit moins disposé à accepter le bid, malgré une valeur de legs potentiellement plus élevée. Différentes mesures des disponibilités à payer moyennes résultant de ces estimations sont présentées dans le tableau 4. La colonne (1) propose une DAP sans intégrer de variables explicatives (équation 4). La DAP moyenne de la colonne (2a) équivaut à l'équation 7 en excluant les protestataires tandis que la colonne (2b) tient compte des caractéristiques des protestataires dans  $\bar{Z}$ <sup>8</sup>.

Si les estimations (1) et (2a) sont naturellement proches, on constate que (2a) et (2b) le sont également. Cela signifie que le biais lié à l'exclusion des protestataires n'est pas significatif dans notre cas. L'estimation paramétrique indique donc que les ménages suisses de notre sondage sont prêts à payer environ 470 CHF par an pour la création de nouvelles réserves forestières (ces estimations sont comprises entre 411 et 532 CHF à 95% de confiance).

Table 4: Disponibilités à payer en CHF par année et par ménage

	(1)		(2a)		(2b)	
	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit
$E(DAP)$	468.83 (28.33)	474.31 (27.59)	474.90 (29.22)	479.02 (28.22)	466.10 (29.09)	470.13 (28.13)
$IC_{95\%}$	[416; 528]	[422; 532]	[411; 529]	[416; 530]	[411; 529]	[416; 530]
N	941	941	808	808	987	987

$IC_{95\%}$  calculés à l'aide de la méthode de Krinsky and Robb (1986) avec 1000 réplifications  
Std. Err. calculées à l'aide de la méthode Delta entre parenthèses

## 5.2 Analyse non-paramétrique

On construit la fonction de survie de la figure 2 en prenant le pourcentage de réponse "Oui" au choix dichotomique (cf: 4<sup>e</sup> colonne du tableau 1). Nous choisissons d'interpoler linéairement entre les points comme dans Kriström (1990) et de tronquer la distribution à 1200. Cette décision se justifie par un choix de conservatisme. En effet, en observant la pente de la distribution entre les bids 780 et 1000, on peut imaginer que notre troncature intervient à un bid relativement bas, ce qui aura tendance à sous-estimer la DAP moyenne.

<sup>8</sup>Le calcul de  $E(DAP)$  de la colonne (2a) utilise la colonne (a) du tableau 2 tandis que la colonne (2b) utilise (b) comme  $\bar{Z}$ .

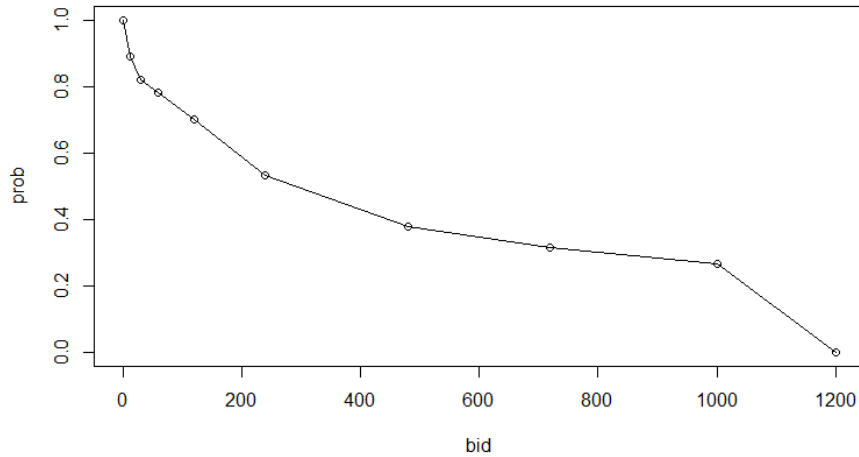


Figure 2: Fonction de survie

Il est également possible de créer une fonction de survie en escalier comme dans Bateman et al. (2002). En tronquant à 1000, cette dernière donne alors lieu à un estimateur servant de borne inférieure pour la DAP moyenne. Nous calculons les DAP moyennes pour ces deux estimateurs et fournissons les résultats dans le tableau 5.

Table 5: Disponibilités à payer en CHF par année et par ménage

	Kriström (1990)	Bateman et al. (2002)
$E(DAP)$	473.32	398.77
	(13.38)	(12.44)
N	941	941

Erreurs standards entre parenthèses

Les résultats des estimations non-paramétriques viennent corroborer ceux des estimations paramétriques. Alors que la borne inférieure, l'estimateur de Bateman et al. (2002), se situe autour de 400 CHF, l'autre estimateur non-paramétrique (Kriström, 1990) confirme les estimateurs paramétriques et indique 470 CHF par année et par ménage.

## 6 Discussion et conclusion

Nous estimons la disponibilité à payer des ménages suisses pour la création de nouvelles réserves forestières grâce à la méthode d'évaluation contingente. Une analyse paramétrique et non-paramétrique des réponses au choix dichotomique révèle une DAP moyenne autour de 470 CHF par année et par ménage. L'estimateur non-paramétrique de Bateman et al. (2002), faisant office de borne inférieure, confirme ce résultat en indiquant 400 CHF par an et par ménage.

Extrapolé à la population suisse, le montant révélé par le choix dichotomique atteindrait 1.66 milliards de francs par an<sup>9</sup>, soit bien en dessus des subventions allouées actuellement à la protection de la biodiversité en forêt. Toutefois, cette estimation doit être prise avec réserves, car elle est sujette à certains biais. Le questionnaire, notamment, n'indiquait pas sur quelle durée la taxe serait prélevée. Les répondants ont ainsi pu interpréter une taxe unique et surévaluer leur DAP. De plus, il faut noter, comme dans toutes les évaluations contingentes, que le biais hypothétique n'a pas pu être complètement supprimé, ce qui engendre une DAP plus élevée que si le programme était réellement implémenté. Cependant, la grande différence entre les coûts et les bénéfices révélés par notre enquête indique, selon toute vraisemblance, que le programme de la Politique Forestière 2020 visant à doubler la surface de réserves forestières en Suisse est justifié au sens de l'analyse coûts-bénéfices.

---

<sup>9</sup>La Suisse compte 3 532 648 ménages en 2013 (OFS, ménages privés selon la région linguistique et le type de ménage)



## References

- Arrow, K., Solow, R., et al. (1993). Report of the NOAA panel on contingent valuation.
- Ayer, M., Brunk, H. D., Ewing, G. M., Reid, W., Silverman, E., et al. (1955). An empirical distribution function for sampling with incomplete information. *The annals of mathematical statistics*, 26(4):641–647.
- Bade, S., Ott, W., and von Grünigen, S. (2011). Zahlungsbereitschaft für massnahmen zur förderung der biodiversität im wald. *Schweiz Z Forstwes*, 162(11):382–388.
- Banque Nationale Suisse (2015). Cours des devises en suisse. <https://data.snb.ch/fr/topics/ziredev#!/cube/devkum>. Consulté le 05.10.2015.
- Baranzini, A., Borzykowski, N., and Maradan, D. (2015). La forêt vue par les genevois : perceptions et valeurs économiques de la forêt. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen*, 166:306–313.
- Baranzini, A., Faust, A.-K., and Huberman, D. (2010). Tropical forest conservation: Attitudes and preferences. *Forest policy and economics*, 12(5):370–376.
- Bateman, I. J., Carson, R. T., Day, B., Hanemann, M., Hanley, N., Hett, T., Jones-Lee, M., Loomes, G., Mourato, S., Özdemiroglu, E., et al. (2002). *Economic valuation with stated preference techniques: a manual*. Edward Elgar Publishing Ltd.
- Bishop, R. C. and Heberlein, T. A. (1979). Measuring values of extramarket goods: Are indirect measures biased? *American journal of agricultural economics*, pages 926–930.
- Borzykowski, N., Baranzini, A., and Maradan, D. (2015a). Into the woods: a travel cost assessment of the demand for recreation in forest. *HEG working documents*.
- Borzykowski, N., Baranzini, A., and Maradan, D. (2015b). On scope effect in contingent valuation: does the statistical distributional assumption matter? *HEG Working documents*, unpublished.
- Carson, R. T. (2012). Contingent valuation: A practical alternative when prices aren’t available. *The Journal of Economic Perspectives*, 26(4):27–42.

- Carson, R. T. and Groves, T. (2007). Incentive and informational properties of preference questions. *Environmental and Resource Economics*, 37(1):181–210.
- Carson, R. T. and Mitchell, R. C. (1993). The issue of scope in contingent valuation studies. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(5):1263–1267.
- Carson, R. T., Mitchell, R. C., Hanemann, W. M., Kopp, R. J., Presser, S., and Ruud, P. A. (1992). A contingent valuation study of lost passive use values resulting from the Exxon Valdez oil spill. Technical report, University Library of Munich, Germany.
- Cummings, R. G. and Taylor, L. O. (1999). Unbiased value estimates for environmental goods: a cheap talk design for the contingent valuation method. *American Economic Review*, pages 649–665.
- Egan, K. J., Corrigan, J. R., and Dwyer, D. F. (2015). Three reasons to use annual payments in contingent valuation surveys: Convergent validity, discount rates, and mental accounting. *Journal of Environmental Economics and Management*.
- Fisher, Markus, e. a. (2015). Etat de la biodiversité en Suisse en 2014, une analyse scientifique. Technical report, Berne.
- Gattlen, N. (2012). Des réserves plus vastes et plus nombreuses. *Waldwissen.net*.
- Halstead, J. M., Luloff, A., Stevens, T. H., et al. (1992). Protest bidders in contingent valuation. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, 21(2):160–169.
- Herriges, J., Kling, C., Liu, C.-C., and Tobias, J. (2010). What are the consequences of consequentiality? *Journal of Environmental Economics and Management*, 59(1):67–81.
- Jäggin, B. (1999). *Der monetäre Wert der Artenvielfalt im Jura*. Universität Zürich.
- Jorgensen, B. S. and Syme, G. J. (2000). Protest responses and willingness to pay: attitude toward paying for stormwater pollution abatement. *Ecological economics*, 33(2):251–265.
- Kanninen, B. J. (1993). Optimal experimental design for double-bounded dichotomous choice contingent valuation. *Land Economics*, pages 138–146.

- Krinsky, I. and Robb, A. L. (1986). On approximating the statistical properties of elasticities. *The Review of Economics and Statistics*, pages 715–719.
- Kriström, B. (1990). A non-parametric approach to the estimation of welfare measures in discrete response valuation studies. *Land economics*, pages 135–139.
- Kristrom, B. and Riera, P. (1996). Is the income elasticity of environmental improvements less than one? *Environmental and Resource Economics*, 7(1):45–55.
- McFadden, D. (1973). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior.
- Meshreky, A., Baranzini, A., and Maradan, D. (2014). Contingent valuation of forests: a meta-analysis. *HEG Working Paper*.
- Meyerhoff, J., Mørkbak, M. R., and Olsen, S. B. (2014). A meta-study investigating the sources of protest behaviour in stated preference surveys. *Environmental and Resource Economics*, 58(1):35–57.
- OFEV (2013). La population suisse et sa forêt. Technical report, Office fédéral de l’environnement, Berne.
- OFEV (2014a). Annuaire la forêt et le bois. Technical report, Office fédéral de l’environnement, Berne.
- OFEV (2014b). Réserves forestières en Suisse, rapport d’état fin 2012. Technical report, Office fédéral de l’environnement, Berne.
- OFEV (2015). Explications spécifiques à la convention-programme dans le domaine de la biodiversité en forêt. Technical report, Office fédéral de l’environnement, Berne.
- Tversky, A. and Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *science*, 185(4157):1124–1131.

## **Cahiers de recherche du Centre de Recherche Appliquée en Gestion (CRAG) de la Haute Ecole de Gestion - Genève**

© 2015

**CRAG** – Centre de Recherche Appliquée en Gestion

Haute école de gestion - Genève

Campus de Battelle, Bâtiment F

7, route de Drize – 1227 Carouge – Suisse

✉ [crag@hesge.ch](mailto:crag@hesge.ch)

[www.hesge.ch/heg/crag](http://www.hesge.ch/heg/crag)

☎ +41 22 388 18 18

☎ +41 22 388 17 40

Tous les cahiers de recherche de la HEG sur ArODES :

<http://goo.gl/zelhbn>