



Économie rurale

Agricultures, alimentations, territoires

359 | Mai-juin 2017

Varia

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

Are There Enough Forest Reserves in Switzerland? A Contingent Valuation

Nicolas Borzykowski, Andrea Baranzini et David Maradan



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/5201>

DOI : 10.4000/economierurale.5201

ISSN : 2105-2581

Éditeur

Société Française d'Économie Rurale (SFER)

Édition imprimée

Date de publication : 10 mai 2017

Pagination : 51-79

ISSN : 0013-0559

Référence électronique

Nicolas Borzykowski, Andrea Baranzini et David Maradan, « Y a-t-il assez de réserves forestières en Suisse ? Une évaluation contingente », *Économie rurale* [En ligne], 359 | Mai-juin 2017, mis en ligne le 10 mai 2019, consulté le 24 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/5201> ; DOI : 10.4000/economierurale.5201

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

Une évaluation contingente

Nicolas BORZYKOWSKI • Haute École de Gestion, Genève (HEG-GE), Haute École Spécialisée de Suisse Occidentale (HES-SO) ; Université de Neuchâtel
nicolas.borzykowski@hesge.ch

Andrea BARANZINI • David MARADAN • Haute École de Gestion, Genève (HEG-GE), Haute École Spécialisée de Suisse Occidentale (HES-SO)
andrea.baranzini@hesge.ch ; david.maradan@hesge.ch

Les auteurs mènent une évaluation contingente sur un échantillon représentatif de la population pour estimer la disponibilité à payer (DAP) pour un programme de création de nouvelles réserves forestières en Suisse. Le scénario prévoit des restrictions d'accès aux zones forestières en question, raison pour laquelle l'analyse porte essentiellement sur les valeurs de non-usage, en particulier les valeurs d'existence. L'analyse paramétrique et non paramétrique des réponses au choix dichotomique (*Single Bounded Dichotomous Choice*) indique une DAP moyenne de 470 CHF à 500 CHF (entre 390 et 415 EUR environ) par année et par ménage. Les auteurs étudient le biais de sélection engendré par les réponses protestataires et constatent qu'il ne modifie pas statistiquement la DAP. L'analyse des déterminants de la DAP indique que l'effet de revenu est positif mais limité par un seuil et que les résidents urbains sont plus enclins à accepter de payer pour financer le programme.

MOTS-CLÉS : évaluation contingente, Suisse, réserves forestières, disponibilité à payer

Are There Enough Forest Reserves in Switzerland? A Contingent Valuation

The authors run a contingent valuation on a representative sample of the population to estimate the willingness-to-pay (WTP) for a program aiming at creating new forest reserves in Switzerland. Since the scenario includes access restrictions to the forest zones, the analysis focuses on non-use values, in particular existence values. The parametric and non-parametric analyses of the single-bounded-dichotomous-choice answers indicate a mean WTP of about CHF 470 to 500 (about EUR 390 to 415) per year and per household. The authors study the selection bias caused by protest bidders and find that it does not statistically affect the WTP. The analysis of WTP acceptance determinants reveals that income has a positive but bounded impact and that city-dwellers are more prone to accept paying for the program. (JEL: D61, H41, O13, Q23, Q57)

KEYWORDS: Contingent Valuation, Switzerland, Forest Reserves, Willingness-To-Pay

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 les 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 dans certaines régions et par le changement climatique,

notamment dans les Alpes (Fischer *et al.*, 2015). 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 a été atteint, même si certaines critiques émanent quant à la non-représentativité de ces zones (OFEV, 2014b).

La Confédération suisse définit les réserves forestières comme des « grandes aires protégées durablement, [...] et

garanties par un contrat conclu entre le canton et le propriétaire (en règle générale, pendant 50 ans et plus rarement pendant 99 ans). [...] Dans ces zones, la biodiversité est prioritaire sur tous les autres intérêts liés à la forêt » (OFEV, 2015a).

Cette nouvelle politique comporte des coûts, notamment des coûts d'opportunité. En effet, lorsqu'une zone forestière est protégée, l'exploitation économique est freinée (Bolkesjø *et al.*, 2005 ; Leppänen *et al.*, 2005) : la production de bois doit être réduite et la surface ne peut pas être utilisée à d'autres fins (immobilier, agriculture...). Dans une étude sur la Suisse, Krähenbühl (2016) a d'ailleurs montré qu'un hectare de forêt dédié à la biodiversité ne permet pas aux entreprises forestières qui le gèrent de générer du profit, contrairement à un hectare à vocation économique. Par conséquent, la transformation d'un hectare de forêt à vocation économique en réserve forestière implique un manque à gagner pour les entreprises forestières.

En contrepartie, les nouvelles zones de réserves forestières permettent à la biodiversité de prospérer (Parviainen *et al.*, 2000 ; Küffer et Senn-Irlet, 2005) et, dans une moindre mesure, aux forêts de mieux remplir leur rôle de séquestration du carbone, de filtration de l'eau et de protection contre les catastrophes naturelles. En effet, le statut de réserve forestière est attribué uniquement aux forêts existantes et, étant donné l'application restrictive de la loi sur la gestion des forêts en Suisse (LFo, 2013)¹, nous ne constatons souvent qu'une amélioration marginale des rôles forestiers autres que ceux liés à la biodiversité. Certaines réserves ouvertes au public peuvent, en outre, accueillir la population pour des activités

liées à l'observation de la faune et de la flore, même si ces espaces non sécurisés peuvent représenter un certain danger pour les promeneurs, notamment à cause du bois et des arbres morts (Borzykowski et Kacprzak, 2017). Des restrictions d'accès à certaines zones peuvent par ailleurs diminuer les possibilités d'activités récréatives.

Les compensations financières à la création de réserves forestières varient selon les régions : la Confédération indemnise les propriétaires forestiers à hauteur de 60 CHF² 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 (OFEV, 2014a, 2015b). Au total, ces transferts représentent 1.6 million de CHF par année (propres estimations pour 2012) et devraient se monter à 3.4 millions de CHF annuels d'ici à 2030. Ces contrats, sur une base volontaire, peuvent être considérés comme des paiements pour des services écosystémiques (Tacconi, 2012), de façon identique à ceux proposés par le plan Natura 2000 dans l'Union européenne (Hily *et al.*, 2015).

Les bénéfices associés à la création de nouvelles réserves forestières en Suisse sont-ils comparables aux coûts de ces subventions ? Nous répondons à cette question en utilisant la Méthode d'évaluation contingente (MEC) appliquée aux résultats d'un sondage téléphonique et tâchons d'identifier l'impact de différentes variables sur l'acceptation des coûts d'un tel programme.

La MEC fait partie des méthodes des préférences déclarées et consiste à demander, avec l'aide de formulations et d'instruments adéquats, la Disponibilité à payer (DAP) pour un programme hypothétique. Elle a connu un succès grandissant après son utilisation juridique pour calculer les montants des dédommagements du

1. La loi sur les forêts a pour but de « garantir que les forêts puissent remplir leurs fonctions, notamment leurs fonctions protectrice, sociale et économique » (LFo, 2013, art. 1, al. 1, lettre c), en interdisant, par exemple, les coupes rases (art. 22, LFo, 2013).

2. En décembre 2014, 1 CHF = 0.83 EUR (BNS, 2015).

nauffrage du pétrolier *Exxon Valdez* dans une baie d'Alaska (voir Carson *et al.*, 1992). Malgré les biais relevés dans la littérature (Alberini et Kahn, 2006), cette approche permet d'estimer des valeurs de non-usage, contrairement aux méthodes des préférences révélées. Comme le scénario de notre évaluation contingente prévoit de restreindre l'accès aux réserves forestières, l'utilisation récréative de telles zones n'est pas possible. Ainsi, l'analyse des valeurs de non-usage, telle que la valeur d'existence (Krutilla, 1967), prend tout son sens et justifie l'utilisation de la MEC.

Les études analysant les bénéfices récréatifs des réserves forestières sont relativement nombreuses³. En Suisse, Baranzini et Rochette (2008) utilisent la méthode des coûts de déplacement pour estimer la valeur des services récréatifs de la pinède protégée de Pfyn/Finges en Valais (Suisse). D'autres études évaluent les activités récréatives en utilisant la méthode d'évaluation contingente, par exemple dans le cas de la création de nouvelles réserves forestières (Scarpa *et al.*, 2000). Ces deux études appliquent des sondages sur les sites à évaluer et se concentrent donc uniquement sur les utilisateurs des forêts en question. Cette méthodologie, en plus d'impliquer une stratification endogène (Shaw, 1988), ne considère donc pas (ou considère imparfaitement) les valeurs de non-usage.

Il existe de nombreuses évaluations contingentes en lien avec la forêt (voir Barrio et Loureiro 2010, pour une méta-analyse). Par exemple, Kniivila *et al.* (2002) estiment les bénéfices de programmes de conservation de la forêt dans le Nord de la Finlande. Ces auteurs concluent que les programmes de conservation de la forêt se justifient au sens de

l'analyse coûts-bénéfices au niveau national et régional, mais leurs résultats sont plus nuancés au niveau local. En effet, les restrictions quant à l'exploitation de ces zones sont susceptibles d'affecter de façon plus importante les résidents proches. Ces résultats révèlent l'importance des valeurs de non-usage par rapport aux valeurs d'usage et marchandes, notamment dans un contexte national. Dans la même veine, Pouta *et al.* (2000) trouvent que la DAP pour le programme Natura 2000 est croissante avec le revenu et le fait d'habiter dans un environnement urbain. Lehtonen *et al.* (2003) analyse la DAP pour un programme de conservation en Finlande avec une autre méthode d'évaluation par les préférences déclarées : la méthode d'expérimentation des choix (*choice experiment*) et une évaluation contingente. Lindhjem et Navrud (2011) proposent le même type de programme mais pour la Norvège. Si ces études utilisent bien les méthodes des préférences déclarées, les DAP trouvées intègrent indistinctement valeurs d'usage et de non-usage.

En Suisse, à notre connaissance, il n'existe aucune analyse de la valeur d'existence des réserves forestières. Seules quelques études évaluent la biodiversité forestière, incluant donc les valeurs d'usage et de non-usage. Jäggin (1999) effectue une évaluation contingente administrée aux habitants de la ville de Bâle pour évaluer la biodiversité dans la région du Jura, dont ses forêts. 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 jurassienne. Bade *et al.* (2011) ont fait appel à un *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.

Notre étude se distingue de ces contributions par l'estimation d'une valeur de

3. Voir par exemple, Zandersen et Tol (2009) qui ont effectué une méta-analyse sur 26 études utilisant la méthode des coûts de déplacement pour évaluer les usages récréatifs de forêts en Europe.

non-usage des réserves forestières. Notre programme ayant pour but principal la protection de la biodiversité et restreignant l'accès aux visiteurs, nous évaluons, en effet, uniquement la valeur d'existence de la biodiversité forestière. Nous trouvons que la DAP des résidents suisses pour un tel programme est relativement élevée (même légèrement supérieure aux études européennes évaluant les valeurs d'usage et de non-usage). Ceci reflète probablement le niveau élevé de revenu en Suisse et les préférences fortes de la population pour la conservation de la forêt.

La suite de cet article est organisée de la manière suivante : la section 2 présente le questionnaire et le sondage effectué, la section 3 explicite les méthodes économétriques utilisées, la section 4 présente les données récoltées, tandis que les résultats sont présentés dans la section 5. La section 6 discute et conclut.

Le sondage

Le sondage a eu lieu en décembre 2014, tous les jours de la semaine, à toute heure de la journée, sur un échantillon de 1 200 adultes résidant en Suisse. L'enquête s'est déroulée par téléphone. Cette modalité présente un certain nombre de limites. Il est par exemple impossible d'utiliser des supports visuels, ce qui, lors d'une évaluation contingente, peut être contraignant. Avant le sondage, nous avons toutefois envoyé une lettre aux ménages sondés avec des informations sur la forêt suisse. Le sondage téléphonique peut aussi engendrer une certaine sélection : les personnes plus âgées sont généralement plus faciles à atteindre que les jeunes cadres célibataires, d'autant que ces derniers ont de moins en moins de téléphone fixe. Toutefois, un sondage par Internet ou en face à face est soumis à des problèmes de sélection de même nature. Pour minimiser ce problème, l'échantillon a été choisi avec les méthodes des quotas aléatoires et est donc

globalement représentatif de la population, sauf une certaine surreprésentation des habitants du Tessin (les italophones) et des personnes plus âgées⁴. Le questionnaire, d'une durée de 15 minutes environ, est composé de 28 questions. Il a été traduit du français en allemand et en italien, les 2 autres langues nationales suisses. Après les questions-filtres, la première partie consiste à évaluer l'usage récréatif de la forêt en général, afin d'appliquer la méthode du coût du déplacement (voir Borzykowski *et al.*, 2017). La deuxième partie permet d'évaluer le niveau de pré-occupation du sondé quant à la santé de la forêt et son affinité avec les associations de défense de l'environnement ou l'industrie forestière. Enfin, avant les questions sur les caractéristiques sociodémographiques, la troisième partie du questionnaire propose le 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 et WSL, 2013) et en effectuant un test d'effet d'échelle (Carson et Mitchell, 1993). Les résultats de ce dernier sont disponibles dans Borzykowski *et al.* (2015).

Le scénario de l'évaluation contingente proposé aux participants est formulé comme suit⁵ :

« 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 effets du changement climatique et protègent contre certains dangers naturels (avalanches,

4. Le *tableau A.3* en annexe compare quelques caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon avec ceux de la population suisse. Le taux de refus a été de 49 %.

5. Le questionnaire complet est disponible en annexe.

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.

La protection de nouvelles surfaces a pour avantages :

- Une meilleure protection de la biodiversité ;
- Une réduction du nombre de catastrophes naturelles (avalanches, glissements de terrain) ;
- Une plus forte atténuation des changements climatiques.

Mais ce programme engendrerait également des inconvénients :

- Une augmentation des coûts logistiques pour la mise en place du programme ;
- La baisse de revenus des exploitations forestières ;
- La mise en place de limitations d'accès aux zones forestières.

On envisage de financer la hausse des dépenses par un impôt spécifique consacré au financement 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 important 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 son accord ou son désaccord avec le paiement d'une taxe fédérale annuelle dont le montant (bid) était proposé aléatoirement et

uniformément parmi 12, 60, 120, 240, 480, 780 et 1 000 CHF. Ces montants ont été sélectionnés après une étude exhaustive de la littérature et une méta-analyse (Meshreky *et al.*, 2014). Ceux-ci ont d'abord été confirmés par une question ouverte posée à des focus-groupes, puis par une étude-pilote sur un échantillon de 300 individus habitant à Genève. Cette procédure est notamment recommandée par Kanninen (1993).

Ce format d'élicitation des préférences, communément appelé choix binaire ou référendum (*Single-Bounded-Dichotomous-Choice* [SBDC]), est considéré par la littérature comme le plus fiable et est recommandé par la *National Oceanic and Atmospheric Association* (NOAA) (Arrow *et al.*, 1993). En effet, il n'induit pas d'incitation à resquiller, problème usuel dans l'évaluation de biens publics (Carson et Groves, 2007) et fait porter un fardeau cognitif plus léger, en comparaison avec un format ouvert (Bateman *et al.*, 2002). Le « *double-bounded-dichotomous-choice* » est utilisé pour son aptitude à accroître l'efficacité statistique, au détriment de la compatibilité incitative (Alberini, 1995) et de l'effet d'ancrage. Cependant, comme dans notre cas le nombre d'observations est relativement élevé, nous privilégions le SBDC. De plus, les Suisses sont habitués à ce type de consultation populaire, ce qui rend plus crédible notre scénario. Le choix d'un paiement annuel plutôt qu'unique est justifié par le caractère pérenne du programme de protection de la forêt. L'annualité implique que les actualisations des bénéfices et des coûts s'annulent (Egan *et al.*, 2015). Avec un paiement unique, les bénéfices futurs du programme devraient être actualisés, ce qui impliquerait un fardeau cognitif plus important.

Nous avons apporté une attention particulière à la réduction des biais auxquels est soumise la méthode d'évaluation contingente. Nous tâchons de réduire le biais

hypothétique en ajoutant un *cheap talk* (Cummings et Taylor, 1999), en rappelant les contraintes budgétaires du sondé et en insistant sur les conséquences qu'aurait sa réponse (*consequentiality*) (Herriges *et al.*, 2010). Nous favorisons l'emploi d'une taxe fédérale obligatoire plutôt qu'une contribution volontaire, de façon à limiter le phénomène du passager clandestin (*cf.* Baranzini *et al.*, 2010). Afin d'identifier les réponses protestataires (Jorgensen et Syme, 2000), en cas de refus du référendum, nous posons une question ouverte au sondé, lui demandant sa disposition maximale à payer⁶. 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 protestataire⁷. Nous analysons les caractéristiques des protestataires dans un premier temps et utilisons une variante du modèle de sélection d'Heckman (1979) composé de deux probits simultanés afin de mesurer une DAP corrigée du biais de sélection causé par les protestataires.

Approche économétrique

Il existe deux types d'approches économétriques dans l'analyse des réponses à une évaluation contingente de type référendum : l'approche paramétrique proposée par l'article phare de Bishop et 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.

6. Il faut noter que les réponses à la question ouverte sont sujettes au biais d'ancrage, celle-ci venant directement après la proposition du bid. De ce fait, dans cet article, nous n'analysons pas les résultats de la DAP maximale.

7. 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 »...

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 :

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

Avec F la fonction de répartition de la distribution statistique supposée et Δu 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 répartition 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)⁸, la fonction de log-vraisemblance est :

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

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

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

L'estimation paramétrique de la DAP revient donc à estimer le modèle binaire suivant :

$$P(Y = 1 | A) = F(A\beta) \quad (5)$$

Avec Y la réponse binaire au bid A et β le coefficient résultant de l'estimation.

Cette approche permet également d'ajouter des variables explicatives Z_i (par

8. Il est également possible de faire l'hypothèse d'une autre distribution statistique : log-normale, log-logistique, Weibull ou Gamma, sont également utilisées dans la littérature (Bateman *et al.*, 2002). Nous faisons le choix d'une distribution statistique définie sur $]-\infty ; \infty[$ car les restrictions d'accès pourraient éventuellement autoriser des DAP négatives.

exemple sociodémographiques), de sorte que le modèle devient :

$$P(Y = 1 | A, Z) = F(A\beta_1 + Z'\beta_2) \quad (6)$$

Et la DAP moyenne et médiane respectivement :

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

Où α est la constante résultant de l'estimation et \bar{Z} est un vecteur des valeurs moyennes de Z . 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)⁹. La DAP moyenne est ensuite calculée comme l'aire sous la fonction de survie.

Statistiques descriptives

L'échantillon est composé de 1 200 individus dont 46 n'ont pas pu ou pas voulu

répondre à la question dichotomique. Ces observations ont donc dû être éliminées, tout comme 19 autres observations non complètes. De plus, nous identifions 194 réponses protestataires, soit 17 % de notre échantillon. Cette proportion est comparable aux autres études de la littérature (cf. Halstead *et al.*, 1992).

Le *tableau 1* présente les réponses dichotomiques au bid. Nous constatons 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 est vraisemblablement due au nombre relativement important d'observations pour chacun des bids.

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 à l'accoutumée, les variables retenues ont été choisies eu égard à l'intérêt économique ainsi qu'au *Pseudo-R2* et aux

Tableau 1. Réponses au choix dichotomique

Bid (A)	« Non » ^a	« Oui »	% de « oui »	Total	% du total	Protestataires	Total
12	12	99	89.2	111	11.8	17	128
30	23	106	82.2	129	13.7	21	150
60	22	78	78.0	100	10.6	24	124
120	36	85	70.2	121	12.9	28	149
240	55	63	53.4	118	12.5	26	144
480	82	50	37.9	132	14.0	32	164
780	83	38	31.4	121	12.9	18	139
1000	80	29	26.6	109	11.6	28	137
Total	393	548	58.3	941	100	194	1135

Note : ^a Sans les protestataires.

Source : les auteurs.

9. Cet algorithme a pour but de rendre la fonction survie monotone-décroissante pour l'estimation non paramétrique.

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 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. À partir des 1 200 observations, en éliminant les non-réponses, nous aboutissons à un échantillon de 987 observations avec les protestataires et 808 observations sans ces derniers, soit 179 protestataires.

La question concernant le revenu a particulièrement réduit le nombre d'observations, 14 % des sondés n'ayant pas désiré y répondre. Toutefois, comme les caractéristiques sociodémographiques et les réponses au 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'autosélection.

Le *tableau 2* présente les variables explicatives utilisées dans le modèle paramétrique pour les non-protestataires et les protestataires.

Les variables *R* sont des variables binaires prenant la valeur 1 si le revenu brut du ménage se situe dans l'intervalle proposé. Par exemple, si $R_{35} = 1$, le ménage dispose de moins de 35 000 CHF annuels ou si $R_{35_50} = 1$, le ménage gagne entre 35 000 et 50 000 CHF par année.

Les variables *FR* et *IT* indiquent la langue dans laquelle a été administrée le questionnaire (français et italien respectivement) et est également une indication assez précise de la région d'habitation, les francophones résidant généralement à l'Ouest et les italophones au Sud. *Âge*

Tableau 2. Statistiques descriptives

Variable	Non protestataires		Protestataires	
	Moyenne	(Std. Dev.)	Moyenne	(Std. Dev.)
<i>R35</i>	0.082	(0.274)	0.112	(0.316)
<i>R35_50</i>	0.165	(0.371)	0.173	(0.379)
<i>R50_80</i>	0.241	(0.428)	0.257	(0.438)
<i>R80_120</i>	0.318	(0.466)	0.279	(0.450)
<i>R120_160</i>	0.109	(0.312)	0.095	(0.294)
<i>R160_200</i>	0.051	(0.220)	0.045	(0.207)
<i>R200</i>	0.035	(0.183)	0.039	(0.194)
<i>FR</i>	0.287	(0.453)	0.346	(0.477)
<i>IT</i>	0.160	(0.367)	0.179	(0.384)
Âge	50.38	(15.014)	53.71	(14.94)
Femme	0.512	(0.500)	0.380	(0.487)
<i>Jura</i>	0.024	(0.152)	0.028	(0.165)
<i>Rural</i>	0.293	(0.456)	0.313	(0.465)
Souvent	0.527	(0.500)	0.631	(0.484)
<i>Membre</i>	0.397	(0.485)	0.335	(0.473)
<i>Bois suisse</i>	0.535	(0.499)	0.598	(0.492)
Réserve	0.658	(0.475)	0.503	(0.501)
<i>Nombre d'enfants</i>	0.756	(1.051)	0.821	(1.071)
Observations	808		179	

Note : En gras, les caractéristiques statistiquement différentes entre les deux groupes

Source : les auteurs.

indique l'âge du sondé, *Femme* si le sondé est de sexe féminin, *Jura* si l'individu habite dans le canton du Jura et *Rural* si l'individu réside en milieu rural. *Souvent* prend la valeur 1 si l'individu se rend « souvent » en forêt, par opposition à « parfois » ou « jamais ». Cette variable est donc une indication subjective de la fréquentation des forêts par le sondé. *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. Nous utilisons cette dernière comme indication quant aux préférences environnementales.

Bois suisse prend la valeur 1 si l'individu privilégie le bois suisse, plus cher, au bois importé. Nous émettons deux hypothèses quant à cette variable. D'un côté, l'individu pourrait considérer que la production de bois est importante pour l'économie et ainsi privilégier les intérêts de l'industrie forestière en Suisse. Dans ce cas, comme la création de réserves implique une limitation de l'exploitation forestière, l'individu aurait une disponibilité à accepter le bid inférieur, toutes choses égales par ailleurs et le coefficient associé avec la variable *Bois suisse* serait négatif. D'un autre côté, la production locale pourrait être préférée pour son côté plus durable et moins polluant. Dans ce cas, l'individu pourrait avoir une préférence pour le maintien de la multifonctionnalité de la forêt ce qui s'exprimerait par un signe positif du coefficient associé avec la variable *Bois suisse*.

Réserve 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. Étant donné les restrictions d'accès aux forêts proposées par notre programme, un individu favorable à ce type de mesure sera plus enclin à accepter le bid, toutes choses égales par ailleurs.

Nombre d'enfants est une variable indiquant le nombre d'enfants dans le ménage.

Cette variable peut avoir deux effets : d'un côté, un ménage avec enfants devrait avoir une valeur de legs plus élevée (Krutilla, 1967), ce qui devrait augmenter la probabilité d'accepter le bid. D'un autre côté, le nombre d'enfants réduit le revenu par tête du ménage. Dans ce cas, si le revenu a un effet positif sur l'acceptation du bid, le coefficient associé à cette variable devrait prendre un signe négatif.

Nous décrivons tout d'abord les données de l'échantillon composé des non-protestataires. Le revenu du ménage est, comme dans la population générale, 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. Près de 55 % de nos sondés se rendent « souvent » en forêt tandis que 55 % privilégient le bois d'origine suisse plutôt qu'un bois étranger meilleur marché. Environ 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 enfant.

En ce qui concerne l'échantillon des individus protestataires, ils sont statistiquement plus francophones, moins membres d'organisations « vertes », plus âgés, plus de sexe masculin et se rendent plus souvent en forêt que les non-protestataires¹⁰. Comme le relèvent Garcia *et al.* (2009) et Meyerhoff *et al.* (2014), l'élimination des réponses protestataires peut mener à un biais de sélection si ces individus ont

10. Les protestataires de l'étude de Strazzeria *et al.* (2003) présentent des caractéristiques similaires. Une explication fournie par ces auteurs est que les individus qui utilisent souvent les forêts ont plus de peine à accepter l'idée de payer pour un service qu'ils pouvaient obtenir gratuitement. Dans notre cas, avec les restrictions d'accès imposées, cela est d'autant plus compréhensible.

des caractéristiques différentes des autres et que celles-ci ont une influence sur la DAP. En l'occurrence, ces différences statistiquement significatives sont également reflétées par une analyse de la probabilité d'émettre une réponse protestataire à l'aide d'un modèle probit (ci-après, *modèle binaire de sélection*). Les résultats de ce modèle sont disponibles dans le *tableau A.2*, en annexe.

Étant donné les différences dans les caractéristiques, l'utilisation d'une variante du modèle de sélection d'Heckman (1979) pour les modèles probit (Van de Ven et Van Praag, 1981) peut s'avérer nécessaire. Nous incluons donc tout d'abord l'inverse du ratio de Mills (λ)¹¹ provenant du modèle binaire de sélection dans le modèle binaire principal. Si le coefficient de λ est significatif, cela signifie qu'il existe un biais de sélection (Strazzer *et al.*, 2003) et donc que l'utilisation du modèle de Van de Ven et Van Praag (1981) se justifie. Une application de cette méthode peut être consultée dans Whitehead *et al.* (1993) ou Petrolia *et al.* (2010) dans le cas d'évaluations contingentes sur la protection de marais dans le Kentucky et sur l'utilisation de l'éthanol dans l'essence respectivement.

Résultats

1. Analyse paramétrique

Dans le *tableau 3*, nous présentons les résultats de l'estimation paramétrique provenant de la méthode du maximum de vraisemblance pour le modèle probit¹² sans variables explicatives (colonne 1), avec variables explicatives (colonne 2) et avec λ , l'inverse du ratio de Mills provenant du

modèle de sélection (colonne 3). Ce dernier nous permet de constater l'utilité ou non du modèle de sélection de Heckman proposé par Van de Ven et Van Praag (1981). Comme le coefficient associé à λ est négatif et statistiquement significatif au seuil de 90 %, il est possible que la DAP estimée soit influencée par un biais de sélection. Afin de corriger ce biais, nous estimons le modèle de Van de Ven et Van Praag (1981)¹³, en combinant le modèle de sélection et le modèle principal. Les résultats de cette estimation sont reportés dans le *tableau 4*. Nous remarquons que les résultats de ce modèle sont très semblables à ceux du *tableau 3*. Par ailleurs, le Wald-test d'équations indépendantes¹⁴ indique qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance entre le modèle de sélection et le modèle principal (p-valeur 0.59). Ainsi, l'utilisation d'un modèle simultané ne semble pas indispensable (Whitehead *et al.*, 1993 ; Strazzer *et al.*, 2003), raison pour laquelle nous préférons le modèle (2) du *tableau 3*. Les résultats provenant des autres modèles ne sont cependant pas statistiquement différents.

Les variables explicatives ont les signes attendus. De façon compatible avec la théorie économique, le coefficient associé au bid est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1 % pour chacun des modèles.

Nous observons que l'impact du revenu sur l'acceptation du bid est non linéaire. En effet, par rapport à la classe de revenu 80-120 (le mode de la distribution des revenus), 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

11. L'inverse du ratio de Mills se calcule comme $\lambda = \frac{\phi(Z_i'\beta_i)}{\Phi(Z_i'\beta_i)}$ avec ϕ la fonction de densité, et Φ la fonction de probabilité cumulée d'une loi normale standard.

12. L'arbitrage entre le modèle probit et logit s'est fait par rapport aux valeurs de différents R^2 .

13. Ce modèle peut être estimé grâce à *Stata12* en utilisant la commande *heckprob*.

14. Ce test est similaire au test de ratio de vraisemblance sur l'hypothèse nulle $rh\hat{\theta} = 0$.

Tableau 3. Résultats d'estimation des modèles paramétriques (Probit)

	(1) Sans variables explicatives	(2) Avec variables explicatives	(3) Avec variables explicatives et λ
<i>Bid (A)</i>	-0.00170*** (0.0001)	-0.00195*** (0.0002)	-0.00164*** (0.0001)
<i>R35</i>		-0.616*** (0.188)	-0.530*** (0.181)
<i>R35_50</i>		-0.327** (0.156)	-0.270** (0.136)
<i>R50_80</i>		-0.358*** (0.132)	-0.313*** (0.118)
<i>R120_160</i>		-0.0120 (0.176)	-0.0874 (0.154)
<i>R160_200</i>		-0.291 (0.230)	-0.303 (0.212)
<i>R200</i>		0.231 (0.330)	0.274 (0.249)
<i>FR</i>		-0.313*** (0.119)	-0.207** (0.113)
<i>IT</i>		-0.212 (0.143)	-0.118 (0.136)
<i>Jura</i>		0.658* (0.337)	0.463 (0.297)
<i>Rural</i>		-0.223** (0.112)	-0.148 (0.0991)
<i>Souvent</i>		0.242** (0.101)	0.189* (0.104)
<i>Membre</i>		0.200* (0.104)	0.157* (0.0940)
<i>Bois suisse</i>		0.197* (0.101)	0.083 (0.0892)
<i>Réserve</i>		0.446*** (0.107)	0.372*** (0.130)
<i>Nombre d'enfants</i>		-0.131*** (0.046)	-0.106** (0.043)
λ			-1.029* (0.595)
Constante	0.804*** (0.063)	0.801*** (0.154)	0.776*** (0.229)
Observations	941	808	987
Pseudo-R ²	0.144	0.218	0.168

Notes : Écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses ; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Source : les auteurs.

Tableau 4. Résultat d'estimation du modèle probit avec sélection

	Sélection (protest : oui/non)	Valuation (Bid : oui/non)
<i>Bid (A)</i>		-0.0019*** (0.0002)
<i>R35</i>	-0.251 (0.189)	-0.594*** (0.193)
<i>R35_50</i>	-0.106 (0.150)	-0.319** (0.156)
<i>R50_80</i>	-0.114 (0.131)	-0.350*** (0.132)
<i>R120_160</i>	0.0006 (0.176)	-0.011 (0.175)
<i>R160_200</i>	-0.069 (0.240)	-0.283 (0.230)
<i>R200</i>	0.0428 (0.247)	0.230 (0.329)
<i>FR</i>	-0.198* (0.111)	-0.297** (0.121)
<i>IT</i>	-0.211 (0.136)	-0.195 (0.146)
<i>Jura</i>	0.078 (0.328)	0.649* (0.336)
<i>Rural</i>	-0.001 (0.109)	-0.221** (0.112)
<i>Souvent</i>	-0.200 (0.100)	0.255** (0.103)
<i>Membre</i>	0.137 (0.103)	0.191* (0.105)
<i>Bois suisse</i>	-0.151 (0.100)	0.206** (0.102)
<i>Réserve</i>	0.363*** (0.100)	0.417*** (0.118)
<i>Nombre d'enfants</i>	-0.103 (0.051)	-0.128*** (0.047)
<i>Âge</i>	-0.010*** (0.004)	
<i>Femme</i>	0.266** (0.103)	
<i>Constante</i>	1.502*** (0.253)	0.844*** (0.169)
<i>athrho</i>		-0.172 (0.323)
<i>rho</i>		-0.171
<i>Observations</i>		987
<i>Observations non sélectionnées</i>		179
<i>Observations sélectionnées</i>		808

Notes : Wald test d'équations indépendantes ($\rho = 0$) : $\chi^2(1) = 0.28$ Prob > $\chi^2 = 0.59$; écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses ; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

80-120 n'acceptent pas plus souvent 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 biens environnementaux (voir Kriström et Riera, 1996).

En ce qui concerne les régions linguistiques et les différences culturelles associées, les sondés francophones ont plus tendance à refuser le bid que les germanophones, tandis que les réponses des italo-phones ne sont pas statistiquement différentes. Par contre, les individus vivant dans la région du Jura – la plus dense en termes de forêts protégées – sont plus enclins à accepter que ceux des autres régions de Suisse.

Vivre dans un environnement rural est associé avec un refus plus fréquent du bid. Ainsi, il semble que la proximité des zones forestières joue un rôle négatif dans l'acceptation du bid. Ceci peut s'expliquer par la contrainte supplémentaire imposée par le nouveau statut forestier pour les résidents proches (restriction d'accès, perte d'opportunités économiques). Ce résultat contredit l'hypothèse de « distance decay » (Bateman *et al.*, 2006) qui prédit que la DAP diminue avec la distance, et qui est généralement vérifiée pour les valeurs d'usage. Au contraire, on peut émettre l'hypothèse d'utilité marginale décroissante avec la proximité, plus cohérente avec les valeurs de non-usage : Un individu vivant déjà à proximité d'une forêt (*i.e.*, les ruraux) bénéficie d'une utilité marginale en lien avec de nouvelles réserves forestières plus faible que celui vivant plus loin (*i.e.* les urbains).

Toutes choses égales par ailleurs, nous constatons que les utilisateurs assidus de la forêt sont plus enclins à accepter le bid que les autres. Les sondés privilégiant le

bois suisse et les membres des associations « vertes » acceptent également plus souvent le bid, tout comme les individus favorables à des restrictions d'accès aux forêts pour protéger la faune et la flore. Ainsi, nous pouvons conclure que les individus avec des préférences plus « écologiques » ont une probabilité plus élevée d'accepter de payer le bid que les autres individus. De même, le coefficient positif de la variable *Bois suisse* pourrait indiquer que la préférence pour le bois d'origine helvétique est liée à la composante durable de la gestion forestière suisse et non pas aux considérations purement économiques.

Le nombre d'enfants dans le ménage a un effet négatif sur la probabilité d'acceptation du bid. Nous faisons l'hypothèse qu'un nombre d'enfants plus élevé pourrait correspondre 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.

Dans le *tableau 5*, nous avons calculé différentes moyennes de disponibilités à payer résultant des estimations paramétriques. 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} . Enfin la colonne (3) indique la DAP moyenne provenant du modèle de Van Ven et Van Praag (1981).

Si les estimations (1) et (2a) sont naturellement proches, étant donnée la répartition aléatoire des bids, on constate également que (2a) et (2b) ne sont pas statistiquement différentes. De même, si la DAP de l'estimation (3) est plus élevée¹⁵, elle ne diffère pas statistiquement des autres. Cela signifie que le biais de sélection lié à l'exclusion des protestataires n'est pas statistiquement

15. Ceci est cohérent avec le signe de ρ reporté dans le *tableau 4* (voir Strazzeria *et al.*, 2003).

Tableau 5. DAP par année et par ménage (estimations paramétriques)

	(1) Sans variables explicatives	(2a) Avec variables explicatives	(2b) Avec variables explicatives et caractéristiques des protestataires	(3) Avec variables explicatives et correction pour la sélection
E(DAP)	474.31 (27.59)	479.42 (27.98)	470.37 (27.90)	497.98 (57.55)
IC _{95%}	[422; 532]	[421 ; 524]	[421 ; 524]	[394 ; 615]
Observations	941	808	987	987

Notes : IC95% calculés à l'aide de la méthode de Krinsky et Robb (1986) avec 1 000 réplifications ; écarts-types calculés à l'aide de la méthode Delta entre parenthèses.

Source : les auteurs.

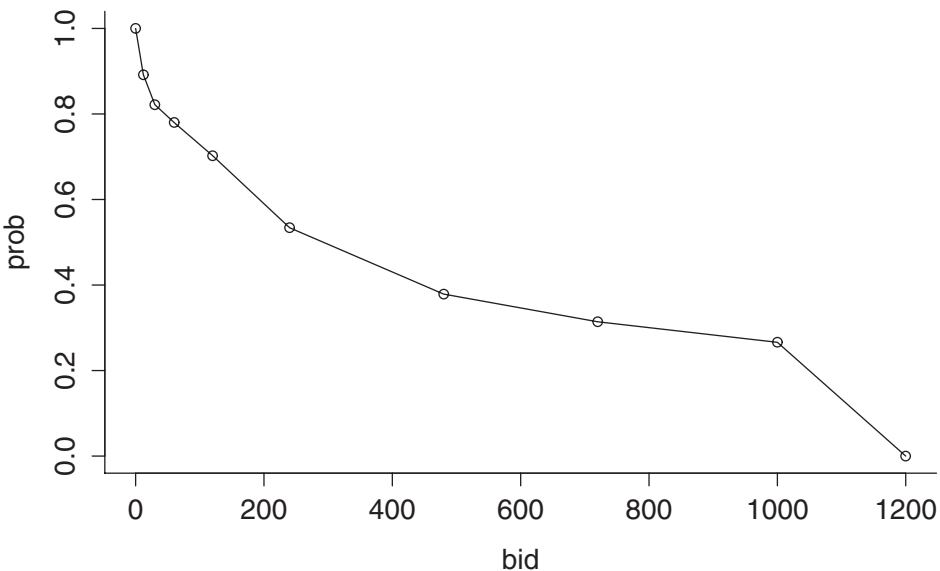
significatif dans notre cas. L'estimation paramétrique indique donc que les ménages suisses de notre sondage sont prêts à payer entre 470 et 500 CHF par an pour la création de nouvelles réserves forestières (ces estimations sont comprises entre 394 et 615 CHF à 95 % de confiance).

2. Analyse non paramétrique

Pour l'analyse non paramétrique, nous construisons la fonction de survie de la

figure 1 en prenant le pourcentage de réponse « Oui » au choix dichotomique (cf. 4^e colonne du tableau 1), sans tenir compte des protestataires. Nous choisissons d'interpoler linéairement entre les points comme dans Kriström (1990) et de tronquer la distribution à 1 200 CHF. Cette décision se justifie par un choix de conservatisme. En effet, en observant la pente de la distribution entre les bids 780 CHF et 1 000 CHF, on peut imaginer que notre

Figure 1. Fonction de survie



Source : les auteurs.

Tableau 6. DAP par année et par ménage (estimations non paramétriques)

	Kriström (1990)	Bateman <i>et al.</i> (2002)
Moyenne	473.32 (13.38)	398.77 (12.44)
Médiane	292.45	277.23
Observations	941	941

Note : Écarts-types entre parenthèses

Source : les auteurs.

troncature intervient à un bid relativement bas, ce qui aura tendance à sous-estimer la DAP moyenne.

Il est également possible de créer une fonction de survie en escalier comme dans Bateman *et al.* (2002). En tronquant à 1 000 CHF, cette dernière donne alors lieu à un estimateur servant de borne inférieure pour la DAP moyenne. Nous calculons les DAP moyennes et médianes pour ces deux estimateurs et fournissons les résultats dans le *tableau 6*.

Les résultats des estimations non paramétriques viennent corroborer ceux trouvés par les 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 473 CHF par année et par ménage. Les médianes calculées suivant ces approches étant inférieures aux moyennes, il semble que la distribution des DAP soit non-symétrique et étalée à droite.

*

* *

Nous estimons la disponibilité à payer des ménages suisses pour la création de nouvelles réserves forestières grâce à la méthode d'évaluation contingente. Comme le scénario a pour but de favoriser la biodiversité et prévoit des restrictions d'accès aux forêts, notre analyse révèle principalement les valeurs de non-usage de la biodiversité

forestière. Une estimation paramétrique et non paramétrique des réponses au choix dichotomique révèle une DAP moyenne comprise entre 470 et 500 CHF par année et par ménage. L'estimateur non paramétrique de Bateman *et al.* (2002), qui fait office de borne inférieure, confirme ce résultat en indiquant 400 CHF par an et par ménage. Ces estimations sont un peu supérieures à celles de la littérature internationale sur le sujet de la conservation des forêts. Lehtonen *et al.* (2003) par exemple trouvent une DAP comprise entre 60 et 223 € par année et par ménage finlandais. Plus récemment, Lindhjem et Navrud (2011) arrivent à une DAP moyenne de 196 et 227 € par année et par ménage pour un programme de création de réserves forestières en Norvège. Ces différences reflètent probablement le niveau élevé de revenu en Suisse et les préférences fortes de la population pour la conservation de la forêt.

En ce qui concerne les variables explicatives, les individus vivant dans un milieu urbain sont plus enclins à accepter de payer pour créer des réserves forestières, indiquant que la distance entre le lieu de résidence de l'individu et l'environnement forestier a un impact positif sur la DAP. En effet, une proximité directe avec une forêt interdite d'accès pourrait limiter les activités économiques ou récréatives (Kniivila *et al.*, 2002). L'influence du revenu sur la DAP est non linéaire, car limitée par un seuil : pour les classes de revenus inférieures, la DAP est statistiquement plus basse que celle de la classe modale. Inversement, nous ne constatons pas de différence significative avec les classes de revenu supérieures.

Extrapolé à la population suisse, le montant révélé par notre évaluation contingente atteindrait 1.66 à 1.77 milliard de francs par an, soit une somme bien plus élevée que les indemnités proposées aux propriétaires forestiers pour la création de

nouvelles réserves. Toutefois, cette estimation doit être prise avec précaution, car elle est sujette à certains biais. Le questionnaire, notamment, n'indiquait pas précisément sur quelle durée la taxe serait prélevée. S'il était sous-entendu que la taxe était pérenne, les répondants auraient pu l'interpréter comme une taxe sur une durée quelconque, ce qui provoquerait une surévaluation de leur DAP annuelle. De plus, comme dans toutes les évaluations contingentes, le biais hypothétique n'a probablement 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 que, selon toute vraisemblance, 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. ■

Les auteurs remercient le Programme National de Recherche 66 « Ressource bois » pour son soutien financier et Milad Zarin-Nejadan pour ses commentaires. Notre reconnaissance va également aux deux relecteurs anonymes dont les suggestions nous ont permis d'améliorer significativement la qualité de cet article. Toute erreur ou omission éventuelle est de la seule responsabilité des auteurs.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Alberini A. (1995). Efficiency vs bias of willingness-to-pay estimates: bivariate and interval-data models. *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 29, n° 2, pp. 169-180.
- Alberini A., Kahn J.R. (Eds.) (2006). *Handbook on Contingent Valuation*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Arrow K., Solow R., Portney P.R., Leamer E.E., Radner R., Schuman H. (1993). *Report of the NOAA panel on contingent valuation*.
- Ayer M., Brunk H.D., Ewing G.M., Reid W., Silverman E. (1955). An empirical distribution function for sampling with incomplete information. *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 26, n° 4, pp. 641-647.
- Bade S., Ott W., von Grünigen S. (2011). Zahlungsbereitschaft für Massnahmen zur Förderung der Biodiversität im Wald. *Schweiz Z Forstwes*, vol. 162, n° 11, pp. 382-388.
- Banque Nationale Suisse (2015). *Cours des devises en Suisse*. En ligne <https://data.snb.ch/fr/topics/ziredev#!cube/devkum> (consulté le 05.10.2015).
- Baranzini A., Borzykowski N., Maradan D. (2015). La forêt vue par les Genevois : perceptions et valeurs économiques de la forêt. *Schweiz Z Forstwes*, n° 166, pp. 306-313.
- Baranzini A., Rochette D. (2008). La demande des usages récréatifs pour un parc naturel. Une application au Bois de Pfyn-Finges, Suisse. *Économie rurale*, n° 306, pp. 55-70.
- Baranzini A., Faust A.-K., Huberman D. (2010). Tropical forest conservation: Attitudes and preferences. *Forest Policy and Economics*, vol. 12, n° 5, pp. 370-376.
- Barrio M., Loureiro M.L. (2010). A meta-analysis of contingent valuation forest studies. *Ecological Economics*, vol. 69, n° 5, pp. 1023-1030.
- Bateman I.J., Carson R. T., Day B., Hanemann M., Hanley N., Hett T., Jones-Lee M., Loomes G., Mourato S., Özdemiroglu E., Pearce D.W. (2002). *Economic valuation with stated preference techniques: a manual*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Bateman I.J., Day B.H., Georgiou S., Lake I. (2006). The aggregation of environmental benefit values: welfare measures, distance decay and total WTP. *Ecological Economics*, vol. 60, n° 2, pp. 450-460.
- Bishop R.C., Heberlein T.A. (1979). Measuring values of extramarket goods: Are indirect measures biased? *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 61, n° 5, pp. 926-930.

- Bolkesj  T. F., Tr mborg E., Solberg B. (2005). Increasing forest conservation in Norway: consequences for timber and forest products markets. *Environmental and Resource Economics*, vol. 31, n  1, pp. 95-115.
- Borzykowski N., Baranzini A., Maradan D. (2015). *Scope effect in contingent valuation: does the statistical distributional assumption matter?* HEG-Gen ve, Working papers, <http://arodes.hes-so.ch/record/683?ln=fr>.
- Borzykowski N., Baranzini A., Maradan D. (2017). *A travel cost assessment of the demand for recreation in Swiss forests*. To be published in *Review of Agricultural, Food and Environmental Studies*.
- Borzykowski N., Kacprzak A. (2017). *Existe-t-il des conflits entre les fonctions de la for t en Suisse ? Perceptions de la population*. HEG-Gen ve, Working papers, <http://arodes.hes-so.ch/record/1967?ln=fr>
- Carson R.T., Groves T. (2007). Incentive and informational properties of preference questions. *Environmental and Resource Economics*, vol. 37, n  1, pp. 181-210.
- Carson R.T., Mitchell R.C. (1993). The issue of scope in contingent valuation studies. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 75, n  5, pp. 1263-1267.
- Carson R.T., Mitchell R.C., Hanemann W.M., Kopp R.J., Presser S., 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., Taylor L.O. (1999). Unbiased value estimates for environmental goods: a cheap talk design for the contingent valuation method. *American Economic Review*, pp. 649-665.
- Egan K. J., Corrigan, J. R., 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*, n  72, pp. 123-136.
- Fischer M. et al. (2015). * tat de la biodiversit  en Suisse en 2014, une analyse scientifique*. Technical report, Berne.
- Garcia S., Harou P., Montagn  C., Stenger A. (2009). Models for sample selection bias in contingent valuation: Application to forest biodiversity. *Journal of Forest Economics*, vol. 15, n  1, pp. 59-78.
- Gattlen N. (2012). *Des r serves plus vastes et plus nombreuses*. Waldwissen.net.
- Halstead J.M., Luloff A., Stevens T.H. (1992). Protest bidders in contingent valuation. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol. 21, n  2, pp. 160-169.
- Heckman J. J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, vol. 47, n  1, pp. 53-161.
- Herriges J., Kling C., Liu C.-C., Tobias J. (2010). What are the consequences of consequentiality? *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 59, n  1, pp. 67-81.
- Hily E., Garcia S., Stenger-Letheux A., Tu G. (2015). Assessing the efficiency of a biodiversity conservation policy: A bio-economic analysis of Natura 2000 contracts in forest. *Ecological Economics*, n  119, pp. 197-208.
- J ggin B. (1999). *Der monet re Wert der Artenvielfalt im Jura*. Universit t Z rich.
- Jorgensen B.S., Syme G.J. (2000). Protest responses and willingness to pay: attitude toward paying for stormwater pollution abatement. *Ecological Economics*, vol. 33, n  2, pp. 251-265.
- Kanninen B.J. (1993). Optimal experimental design for double-bounded dichotomous choice contingent valuation. *Land Economics*, vol. 69, n  2, pp. 138-146.
- Kniivil  M., Ovaskainen V., Saastamoinen O. (2002). Costs and benefits of forest conservation: regional and local comparisons in Eastern Finland. *Journal of Forest Economics*, vol. 8, n  2, pp. 131-150.
- Kr henb hl G. (2016). *Restricted Profit and Implicit Pricing of the Forest functions*. Universit  de Neuch tel, Institut de recherches  conomiques, Working Paper.
- Krinsky I., Robb A.L. (1986). On approximating the statistical properties of elasticities. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 68, n  4, pp. 715-719.
- Kristr m B. (1990). A non-parametric approach to the estimation of welfare measures

- in discrete response valuation studies. *Land Economics*, pp. 135-139.
- Kriström B., Riera P. (1996). Is the income elasticity of environmental improvements less than one? *Environmental and Resource Economics*, vol. 7, n° 1, pp. 45-55.
- Krutilla J.V. (1967). Conservation reconsidered. *The American Economic Review*, vol. 57, n° 4, pp. 777-786.
- Küffer N., Senn-Irlet B. (2005). Diversity and ecology of wood-inhabiting aphyllorphoid basidiomycetes on fallen woody debris in various forest types in Switzerland. *Mycological Progress*, vol. 4, n° 1, pp. 77-86.
- Lehtonen E., Kuuluvainen J., Pouta E., Rekola M., Li C.Z. (2003). Non-market benefits of forest conservation in southern Finland. *Environmental Science and Policy*, vol. 6, n° 3, pp. 195-204.
- Leppänen J., Linden M., Uusivuori J., Pajujoja H. (2005). *The private cost and timber market implications of increasing strict forest conservation in Finland*. Forest policy and economics, vol. 7, n° 1, pp. 71-83.
- LFo (2013). *Loi fédérale sur les forêts*. Administration fédérale, en ligne <https://www.admin.ch/opc/fr/classified-compilation/19910255/201307010000/921.0.pdf> (consulté le 15.09.2016).
- Lindhjem H., Navrud S. (2011). Are Internet surveys an alternative to face-to-face interviews in contingent valuation? *Ecological Economics*, vol. 70, n° 9, pp. 1628-1637.
- McFadden D. (1973). Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour. In P. Zarembka (ed.), *Frontiers in econometrics* (pp. 105-142). New York: Academic Press.
- Meshreky A., Baranzini A., Maradan D. (2014). *Contingent valuation of forests: a meta-analysis*. HEG Working Paper.
- Meyerhoff J., Mørkbak M.R., Olsen S.B. (2014). A meta-study investigating the sources of protest behaviour in stated preference surveys. *Environmental and Resource Economics*, vol. 58, n° 1, pp. 35-57.
- OFEV et WSL (2013). *La population suisse et sa forêt. Rapport sur l'enquête sur le monitoring socioculturel des forêts (WaMos2)*, Connaissance de l'environnement, n° 1307, Office fédéral de l'environnement et Institut fédéral de recherches sur la forêt, la neige et le paysage.
- OFEV (2014a). *Réserves forestières en Suisse, rapport d'état fin 2012*. Technical report, Office fédéral de l'environnement, Berne.
- OFEV (2014b). *Importance des réserves forestières en Suisse pour la biodiversité*. Office fédéral de l'environnement, Berne. En ligne <https://www.news.admin.ch/message/index.html?lang=fretmsg-id=54270> (consulté le 15.06.2016).
- OFEV (2015a). *Réserves forestières*. Office fédéral de l'environnement, Berne. En ligne <http://www.bafu.admin.ch/biodiversitaet/13721/14385/14504/index.html?lang=fr> (consulté le 15.06.2016).
- OFEV (2015b). *Explications spécifiques à la convention-programme dans le domaine de la biodiversité en forêt*. Technical report, Office fédéral de l'environnement, Berne.
- Parviainen J., Bücking W., Vandekerckhove K., Schuck A., Päivinen R. (2000). Strict forest reserves in Europe: efforts to enhance biodiversity and research on forests left for free development in Europe (EU-COST-Action E4). *Forestry*, vol. 73, n° 2, pp. 107-118.
- Petrolia D.R., Bhattacharjee S., Hudson D., Herndon C.W. (2010). Do Americans want ethanol? A comparative contingent-valuation study of willingness to pay for E-10 and E-85. *Energy Economics*, vol. 32, n° 1, pp. 121-128.
- Pouta E., Rekola M., Kuuluvainen J., Tahvonon O., Li C.Z. (2000). Contingent valuation of the Natura 2000 nature conservation programme in Finland. *Forestry*, vol. 73, n° 2, pp. 119-128.
- Scarpa R., Chilton S.M., Hutchinson W.G., Buongiorno J. (2000). Valuing the recreational benefits from the creation of nature reserves in Irish forests. *Ecological Economics*, vol. 33, n° 2, pp. 237-250.
- Shaw D. (1988). On-site samples' regression: Problems of non-negative integers, truncation, and endogenous stratification. *Journal of Econometrics*, vol. 37, n° 2, pp. 211-223.
- Strazzeria E., Genius M., Scarpa R., Hutchinson G. (2003). The effect of protest

- votes on the estimates of WTP for use values of recreational sites. *Environmental and Resource Economics*, vol. 25, n° 4, pp. 461-476.
- Tacconi L. (2012). Redefining payments for environmental services. *Ecological Economics*, n° 73, pp. 29-36.
- Van de Ven W.P., Van Praag B.M. (1981). The demand for deductibles in private health insurance: A probit model with sample selection. *Journal of econometrics*, vol. 17, n° 2, pp. 229-252.
- Whitehead J.C., Groothuis P.A., Blomquist G.C. (1993). Testing for non-response and sample selection bias in contingent valuation: analysis of a combination phone/mail survey. *Economics Letters*, vol. 41, n° 2, pp. 215-220.
- Zandersen M., Tol R.S. (2009). A meta-analysis of forest recreation values in Europe. *Journal of Forest Economics*, vol. 15, n° 1, pp. 109-130.

ANNEXES

Tableau A1. Description des variables explicatives

Variable	Description
R35	Classe de revenu du ménage : 0-35'000 CHF bruts annuels
R35_50	Classe de revenu du ménage : 35'000-50'000 bruts annuels
R50_80	Classe de revenu du ménage : 50'000-80'000 bruts annuels
R80_120	Classe de revenu du ménage : 80'000-120'000 bruts annuels
R120_160	Classe de revenu du ménage : 120'000-160'000 bruts annuels
R160_200	Classe de revenu du ménage : 160'000-200'000 bruts annuels
R200	Classe de revenu du ménage : 200'000 bruts annuels et +
FR	Francophone
IT	Italophone
Jura	Habite dans la région du Jura
Rural	Habite à la campagne ou dans une petite ville isolée
Souvent	Se rend « souvent » en forêt (par opposition à « parfois » ou « jamais »)
Membre	Membre d'une association environnementale
Bois suisse	Favorise le bois suisse par rapport au bois d'importation meilleur marché
Réserve	Favorable à la création de réserves forestières
Nombre d'enfants	Nombre d'enfants

Source : les auteurs.

Tableau A2. Déterminants des réponses protestataires

	Probit de sélection
R35	0.247 (0.188)
R35_50	0.102 (0.150)
R50_80	0.113 (0.131)
R120_160	-0.00669 (0.175)
R160_200	0.689 (0.240)
R200	-0.0474 (0.247)
FR	0.199* (0.111)
IT	0.215 (0.135)
Jura	-0.0840 (0.329)
Rural	0.00147 (0.109)

Âge	0.0103*** (0.00376)
Femme	-0.260** (0.101)
Souvent	0.200* (0.101)
Membre	-0.135 (0.103)
Bois suisse	0.148 (0.988)
Réserve	-0.363*** (0.0986)
Nombre d'enfants	0.104** (0.509)
Constante	-1.511*** (0.250)
Observations	987
Pseudo-R ²	0.0526

Notes : Écart-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses ;

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

Source : les auteurs.

Tableau A3. Indicateurs de représentativité

		Sondage	Suisse
Femmes		51%	51% ^a
Âge	18-34 ans	18%	27% ^b
	25-54 ans	42%	38% ^b
	55-99 ans	40%	35% ^b
Cantons	ZH	12%	18% ^a
	BE	10%	12% ^a
	VD	11%	9% ^a
	AG	7%	8% ^a
	SG	5%	6% ^a
	GE	6%	6% ^a
	LU	3%	5% ^a
	TI	16%	4% ^a
	VS	4%	4% ^a
	FR	4%	4% ^a
	Autres	22%	24% ^a
Revenu annuel brut	Moyenne	83'349	120'624 ^a
Niveau d'étude	École obligatoire	8%	12% ^c
	Apprentissage	35%	39% ^c
	École post-obligatoire	12%	9% ^c
	Formation prof. sup.	21%	14% ^c
	Université, EPS, HES	25%	26% ^c
Membre		37%	23% ^e

Notes : ^a OFS 2013 ; ^b OFS 2009 ; ^c OFS 2014 ; ^d Moyenne calculée à partir du point central des classes ; ^e World Value Survey 2007.

Source : les auteurs.

A.1 QUESTIONNAIRE

ENQUÊTE SUR LES FORÊTS SUISSES AUPRÈS DE LA POPULATION

- *La durée de l'enquête est d'environ 15 minutes.*
- *La confidentialité et l'anonymat des données sont absolument garantis.*
- *Cette enquête récolte des informations sur la perception des forêts suisses par ses habitants. Elle a pour but de constituer une base, utile pour faciliter la prise de décision en matière de gestion forestière et de politique environnementale.*

Initiales : _____

Nr de questionnaire : _____

Question filtre : Avez-vous plus de 18 ans et habitez-vous en Suisse ?

- Oui
- Non (*fin de l'entretien*)

LA NOTION DE FORÊT MENTIONNÉE DANS LES QUESTIONS SUIVANTES COMPREND TOUTES LES SURFACES COUVERTES D'ARBRES OU D'ARBUSTES EN SUISSE D'UNE SUPERFICIE AU MOINS ÉQUIVALENTE À CELLE D'UN TERRAIN DE FOOTBALL.

1. Selon vous, au cours de ces 20 dernières années, la surface forestière suisse : (*une seule réponse possible*)

- a augmenté
- est restée identique
- a diminué

2. Par rapport à vos expériences personnelles, vos souvenirs vis-à-vis de la forêt sont : (*une seule réponse possible*)

- Négatifs
- Mitigés
- Positifs

3. À quelle fréquence vous rendez-vous généralement en forêt ? (*une seule réponse possible*)

- Souvent
- Parfois
- Jamais (*Rendez-vous directement à la question 7*)

4. En forêt, pratiquez-vous les activités suivantes ?

- a. Flâner (promenade, détente, respirer l'air frais, pique-niquer)
 Oui Non
- b. Pratiquer du sport (randonnée, jogging, VTT, équitation, accrobranche)
 Oui Non
- c. Observer la nature (la faune, la flore)
 Oui Non
- d. Chasser, cueillir des champignons ou des fruits, collecter du bois
 Oui Non
- e. Votre activité professionnelle est en forêt
 Oui Non

4.a. Parmi les activités que vous avez sélectionnées, quelle est l'activité que vous pratiquez le plus souvent ? (une seule réponse possible)

- a. Flâner (promenade, détente, respirer l'air frais, pique-niquer)
b. Pratiquer du sport (randonnée, jogging, VTT, équitation, accrobranche)
c. Observer la nature (la faune, la flore)
d. Chasser, cueillir des champignons ou des fruits, collecter du bois
e. Votre activité professionnelle est en forêt

5. D'une manière générale, dans quelle mesure êtes-vous satisfait de vos visites en forêt ?

- Satisfait Indifférent Insatisfait

6. Dans les 12 derniers mois, dans quel type de forêts vous êtes-vous rendu en Suisse ? (plusieurs réponses possibles ; vous pouvez vous référer à la carte envoyée dans la lettre que vous avez reçue à la maison)

- Forêt urbaine (située à l'intérieur d'une ville/village)
 Forêt de plaine ou du Plateau (sans les forêts urbaines)
 Forêt du Jura (sans les forêts urbaines)
 Forêt des Alpes, Préalpes ou Sud des Alpes (sans les forêts urbaines)

(En fonction des réponses, poursuivre avec les questions suivantes pour chaque type de forêts indiqué et compléter le tableau)

- **Pour une forêt (soit urbaine, de plaine, du Jura, des Alpes) : combien de fois vous y êtes-vous rendu dans les 12 derniers mois ? (approx.)**
- **Quelle distance parcourez-vous généralement depuis votre lieu de départ pour vous rendre dans ce type de forêt ? (kilomètres)** [Attention : il s'agit bien du lieu de départ pour visiter la forêt, pas nécessairement le lieu de domicile. Exemple : si je vais à Zermatt en vacances et que, entre autres, je me promène dans une

Ya-t-il assez de réserves forestières en Suisse ?

forêt, je dois indiquer les kilomètres parcourus depuis Zermatt jusqu'à l'entrée de cette forêt.]

- **Quel moyen de transport utilisez-vous généralement pour effectuer l'essentiel du trajet ?** (3 propositions, une seule réponse possible) [même remarque indiquez le moyen de transport entre le lieu de départ et la forêt]
- **Combien de temps mettez-vous généralement pour vous y rendre ?** (minutes) [même remarque : depuis le lieu de départ et la forêt]
- **Combien de temps passez-vous en moyenne dans cette forêt ?** (minutes)
- **À quel moment visitez-vous généralement cette forêt ?** (3 propositions, plusieurs réponses possibles)
- **Combien de personnes vous accompagnent-elles généralement ?** (personnes)

Type de forêt	Nombre de visites dans les 12 derniers mois	Distance depuis le lieu de départ et jusqu'à l'entrée de la forêt	Moyen de transport utilisé pour l'essentiel du trajet (une seule réponse possible)	Temps de parcours depuis le lieu de départ et jusqu'à l'entrée de la forêt	Durée moyenne de la sortie en forêt	Moment habituel de la sortie en forêt (plusieurs réponses possibles)	Nombre de personnes vous accompagnant généralement
Forêt urbaine	_____ fois	_____ km	<input type="checkbox"/> À pied, à vélo <input type="checkbox"/> En voiture, moto, scooter <input type="checkbox"/> En transports publics	_____ min	_____ min	<input type="checkbox"/> la semaine <input type="checkbox"/> le week-end <input type="checkbox"/> en vacances	_____ pers
Forêt de plaine	_____ fois	_____ km	<input type="checkbox"/> À pied, à vélo <input type="checkbox"/> En voiture, moto, scooter <input type="checkbox"/> En transports publics	_____ min	_____ min	<input type="checkbox"/> la semaine <input type="checkbox"/> le week-end <input type="checkbox"/> en vacances	_____ pers
Forêt du Jura	_____ fois	_____ km	<input type="checkbox"/> À pied, à vélo <input type="checkbox"/> En voiture, moto, scooter <input type="checkbox"/> En transports publics	_____ min	_____ min	<input type="checkbox"/> la semaine <input type="checkbox"/> le week-end <input type="checkbox"/> en vacances	_____ pers
Forêt des Alpes, Préalpes et Sud des Alpes	_____ fois	_____ km	<input type="checkbox"/> À pied, à vélo <input type="checkbox"/> En voiture, moto, scooter <input type="checkbox"/> En transports publics	_____ min	_____ min	<input type="checkbox"/> la semaine <input type="checkbox"/> le week-end <input type="checkbox"/> en vacances	_____ pers

7. Lorsque vous achetez des produits en bois, achetez-vous en priorité des produits réalisés à partir de bois suisse ?

- Oui Non Je ne sais pas
 Je n'achète pas de produits en bois (*Passer à la question 9*)

8. Achetez-vous en priorité des produits en bois labélisés (par exemple FSC, PEFC, COBS)?

- Oui
 Non
 Je ne sais pas

9. Êtes-vous d'accord avec les affirmations suivantes ?

Affirmations	D'accord	Pas d'accord	Sans avis /ne sais pas
a. La forêt suisse fait partie de l'identité et du patrimoine du pays.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
b. Le bois des forêts suisses n'est pas assez exploité.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
c. L'exploitation du bois joue un rôle important dans l'économie suisse.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
d. L'exploitation du bois contribue à l'entretien des forêts.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
e. L'exploitation forestière gâche le paysage et gêne l'accès aux forêts.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
f. L'exploitation du bois en Suisse menace la biodiversité.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
g. Il y a trop d'activités de détente et de loisirs dans les forêts suisses.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
h. zones forestières, abritant des animaux sauvages, devraient être interdites d'accès à la population.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
i. L'État devrait autoriser plus souvent le dézonage de forêts pour y construire des logements.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

10. Parmi les deux alternatives proposées, laquelle privilégiez-vous ? Vous pouvez être indifférent.

(Lisez la question de la manière suivante : « A : Augmentation de l'exploitation du bois suisse contre B : Protection accrue de la faune et la flore forestière ».)

- A : Augmentation de l'exploitation du bois suisse
 B : Protection accrue de la faune et la flore forestière
 Indifférent / ne se prononce pas
- A : Création de lieux d'activités récréatives en forêt
 B : Création de réserves forestières pour protéger la faune et la flore
 Indifférent / ne se prononce pas
- A : Augmentation de l'exploitation du bois suisse
 B : Création de lieux d'activités récréatives en forêt
 Indifférent / ne se prononce pas

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

11. 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 effets du changement climatique 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. La protection de nouvelles surfaces a pour avantages :

- Une meilleure protection de la biodiversité
- Une réduction du nombre de catastrophes naturelles (avalanches, glissements de terrain)
- Une plus forte atténuation des changements climatiques

Mais ce programme engendrerait également des inconvénients :

- Une augmentation des coûts logistiques pour la mise en place du programme
- La baisse de revenus des exploitations forestières
- La mise en place de limitations d'accès aux zones forestières

On envisage de financer la hausse des dépenses par un impôt spécifique consacré au financement 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 important 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.

Par conséquent, est-ce que votre **ménage** serait prêt à payer un montant de [PROG : Random im Sample] 12.- / 30.- / 60.- / 120.- / 240.- / 480.- / 780.- / 1000.- CHF par an (soit 1.- / 2.50 / 5.- / 10.- / 20.- / 40.- / 65.- / 83.- CHF par mois) pour soutenir la création de nouvelles réserves forestières en Suisse ?

Oui

Non

Dans ce cas, combien votre ménage serait-il prêt à payer **au maximum** par an pour soutenir le programme ? _____ CHF/an

(Si montant > 0, allez à la question 11.b. ; si montant = 0 ou refus de répondre, allez à la question 11a. puis 12.)

11.a. Pour quelle raison n'êtes-vous pas disposé à contribuer au programme ? (une seule réponse possible)

(Laisser le sondé répondre et ensuite classer la réponse, en lui demandant de bien confirmer. Une seule réponse possible)

- Financièrement, je ne peux pas me le permettre, mais si je pouvais je le ferais.
- Il existe d'autres problèmes plus urgents à régler. Les problématiques liées aux forêts ne sont pas une priorité.
- Je ne me sens pas concerné par les problématiques liées à la forêt.
- La forêt, pour moi, n'a aucune valeur.
- Je souhaiterais avoir plus d'informations à ce sujet.
- Il s'agit d'un bien appartenant à la collectivité, ce n'est pas raisonnable de me demander de payer pour cela.
- J'estime que ce n'est pas à moi de payer pour protéger la forêt, mais à la collectivité publique, aux propriétaires de forêt et/ou aux utilisateurs des forêts.
- Je paie déjà assez d'impôts.
- Je ne fais pas confiance à l'État. Rien ne me garantit que l'argent sera bien employé pour financer le programme.

11.b. Cette somme sera partagée entre les quatre éléments suivants :

- 1) La compensation de la baisse de revenus des exploitants forestiers
- 2) La protection de la biodiversité (faune, flore) en forêt
- 3) La création de nouveaux lieux d'activités récréatives pour compenser les limitations d'accès
- 4) L'amélioration de la capacité des forêts à protéger contre les dangers naturels

Quel pourcentage de la somme indiquée au préalable attribueriez-vous à chacun des quatre éléments, que je vous répète ?

La compensation de la baisse de revenus des exploitants forestiers _____%

La protection de la biodiversité (faune, flore) en forêt _____%

La création de nouveaux lieux d'activités récréatives pour compenser les limitations d'accès _____%

L'amélioration de la capacité des forêts à protéger contre les dangers naturels _____%

11.c. Voulez-vous modifier le montant maximum indiqué à la question précédente ?

- Oui _____ CHF/an Non

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

Informations générales

12. Vous êtes : une femme un homme
13. Quelle est votre année de naissance ? _____
14. Code postal : _____
15. De combien de personnes se compose votre ménage (vous compris) ?
Nombre d'adultes (plus de 18 ans) : _____
Nombre d'enfants (moins de 18 ans) : _____
16. Êtes-vous membre et/ou versez-vous régulièrement des dons à une ou plusieurs organisations environnementales ?
 Oui
 Non
17. Par votre travail ou vos activités associatives, êtes-vous en lien direct avec les intérêts du milieu forestier ?
 Oui
 Non
18. En plus de votre résidence principale, disposez-vous d'une résidence secondaire ou d'une location à la saison ou à l'année en Suisse ?
 Oui
 Non
19. Quel est votre profil professionnel actuel ? (une seule réponse possible ; indiquez l'activité principale)
 Femme – Homme au foyer
 Étudiant(e)
 Employé(e)
 Cadre
 Cadre supérieur(e)
 Indépendant(e)
 Retraité(e)
 Sans emploi
20. Quel niveau d'étude avez-vous atteint ? Si vous êtes en train d'étudier, mentionnez le niveau qui correspond aux études que vous avez achevées.
 École obligatoire
 Apprentissage

- École post-obligatoire (École de commerce, maturité...)
- Formation professionnelle supérieure
- Université, École polytechnique, HES

21. Quel est le revenu brut annuel de votre ménage ?

- | | |
|--|---|
| <input type="checkbox"/> Moins de CHF 35'000.- | <input type="checkbox"/> Entre CHF 120'000.- et 160'000.- |
| <input type="checkbox"/> Entre CHF 35'000.- et CHF 50'000.- | <input type="checkbox"/> Entre CHF 160'000.- et 200'000.- |
| <input type="checkbox"/> Entre CHF 50'000.- et CHF 80'000.- | <input type="checkbox"/> Plus de 200'000.- |
| <input type="checkbox"/> Entre CHF 80'000.- et CHF 120'000.- | <input type="checkbox"/> Pas de réponse |