

UNIVERSITÉ  
LUMIÈRE  
LYON 2

# **Mémoire de fin d'études** **Master 2 EQUADE**

Année universitaire 2012-2013

---



## **LA VALEUR DE LA FORET POUR LA POPULATION LOCALE : UNE APPLICATION DE LA METHODE D'EXPERIMENTATION DES CHOIX**

Présenté par:  
Sidi DOUMBOUYA

Sous la direction de:  
Nathalie HAVET (GATE, Université Lyon2)  
& Jens ABILDTRUP (Chercheur INRA – LEF)

## **PARTIE I**

### **Présentation du LEF (Laboratoire d'économie Forestière)**

- UMR AgroParisTech – INRA
- La Recherche au LEF
- Les projets scientifiques du LEF 2013 – 2017
- Equipe du LEF

## **PARTIE II**

### **La valeur des espaces verts : une application de Choice Experiment**

- Introduction
- Les facteurs déterminants des choix résidentiels des ménages
- Méthodologie
- Expérimentation des choix
- Enquête et données
- Modèles économiques et économétriques
- Résultats et discussions
- Conclusion

# La recherche au LEF et les projets 2013-2017

Trois (3) domaines de recherche

Economie de la  
multifonctionnalité

Modélisation du secteur  
forestier français

Observatoire Economique  
du LEF

Approche spatiale

Risque, incertitude,  
changement climatique

**Projet 1:** Offre, demande, et instruments politiques pour la valorisation des services écosystémiques fournis par les forêts

**Projet 2:** Production jointe de services écosystémiques et conséquences pour la gestion forestière et les politiques publiques

**Projet 3:** Risque, incertitude, changement climatique, et production durable de services écosystémiques

**Projet 4:** Développement du modèle FFSM

# L'équipe du LEF et ses partenaires

## L'Equipe du LEF 2013

➤ Equipe scientifique (**17 chercheurs** y compris le Directeur Monsieur Serge GARCIA) ; **5 doctorants** et une Equipe technique (**2 secrétaires et 1 informaticien**)

## Les partenaires du LEF

- **Collaborateurs locaux**: Université de Lorraine, les institutions forestières publiques et privées régionales, et la Région de Lorraine
- **Niveau national** : Autres unités et institutions de recherche (CNRS, CIRAD, Universités,...), institutions publiques (Ministère en charge de l'agriculture et de l'environnement, ONF, IGN, etc.)
- **Niveau international**: intégration dans plus réseaux (L'Union internationale de l'organisation de recherche forestière – UFRO; l'Institut européen des forêts – EFI, etc.)

# Partie 2 - la valeur de la forêt et autres espaces vert pour la population locale : une étude pilote de la méthode de Choice Experiment

## 1. Introduction

- Objectif : estimation des déterminants de la valeur d'une forêt et autres espaces verts pour la population locale ➡ le CAP
- Valeurs de la forêt?



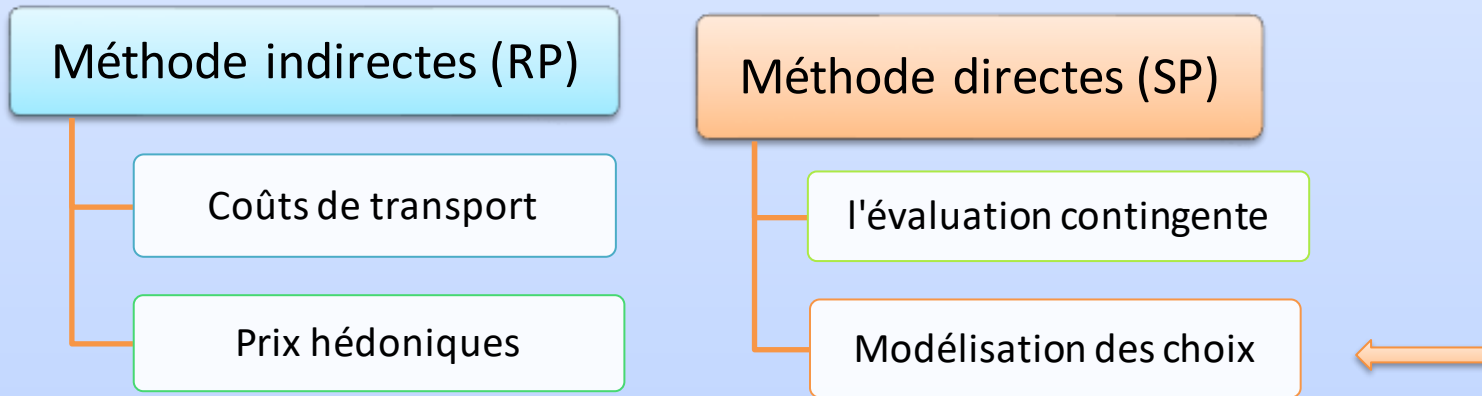
- Structure de la forêt, sa localisation (**Garcia et Jacob, 2010**)
- Autres aspects spatiaux - existence d'autres sites récréatives (**Abildtrup et al., 2013**)

## 2- Les facteurs déterminants des choix résidentiels des ménages

- ❑ Des études empiriques [Des Rosiers et al., 2005; Kestens, 2004; Mayo (1973), Friedman (1975) et Pallakowski (1975), etc.]
- ❑ Principe de maximisation d'utilité pour les ménages
  - Les facteurs subjectifs ➡ caractéristiques socioéconomiques spécifiques à chaque ménage
  - Les facteurs objectifs ➡ caractéristiques physiques de l'environnement résidentiel (logement, aménités, accessibilités, ...)
- ❑ Le rôle important des aménités
  - Quelle importance des aménités pour les ménages lors de leurs choix résidentiels ?
  - Quelle satisfaction ces derniers en retirent-ils ?

### 3- Méthodologie

Deux (2) grande familles de méthodes



#### **Les variantes de la Modélisation des choix:**

1. Expérimentation des choix (\*\*\*)
2. Classement contingent
3. Notation contingent
4. Comparaison par paires

# Les étapes de la modélisation des choix

Selon Hanley al. 2001

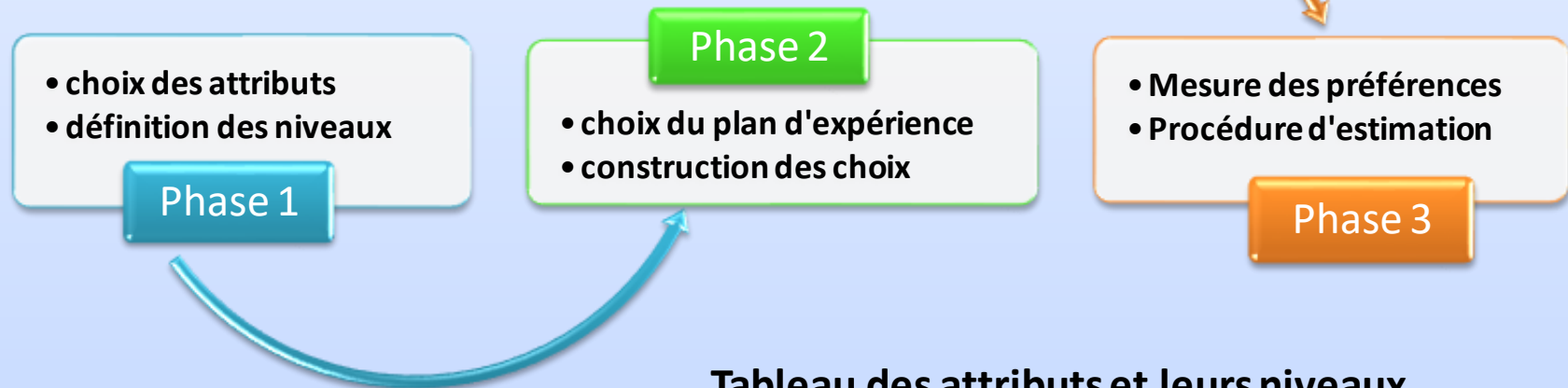


Tableau des attributs et leurs niveaux

Attributs	Niveaux
Distance à une forêt ?	1. actuelle
	2. 2km de plus Evt. linear
	3. 4km de plus
Distance à un parc/jardin ?	1. actuelle
	2. 500m de plus Evt. linear
	3. 1000m de plus
Vue sur un espace vert ?	1. Non dummy
	2. Oui
Taille du logement (m²)	1. -10%
	2. Taille actuelle Evt. linear
	3. +10%
Prix du logement /loyer	1. -15%
	2. -10% Evt. linear
	3. -5%
	4. actuel
	5. +5%
	6. +10%



## Utilisation de la théorie statistique, le processus factoriel

- Le plan factoriel complet  $\longrightarrow 3^3 \times 2^1 \times 6^1 = 324$  combinaisons
- Selon **Alpizar et al., 2001**, un plan factoriel complet n'est, en général, pas très docile dans une expérience de choix
- **Kuhfeld, 2000**  $\longrightarrow$  un processus factoriel « partiel »
- une autre alternative  $\longrightarrow$  l'utilisation d'un design factoriel  
effet principal: **Maximisation du déterminant de la matrice  $\Omega$**
- Le critère de ***D – Optimaux*** ou la soi-disant ***D – efficiency*** (Voir **Johnson et al., 2006**): utilisation d'un logiciel de conception

$$D - efficiency = [|\Omega|^{1/K}]^{-1}$$



$$D - error = (\det \Omega^{-1})^{\frac{1}{K}} \quad (1)$$

## Exemple de choix typique proposé aux enquêtés

**SAS efficient design** → 12 ensembles de choix

- Utilisation de conception « bloquée » **Louviere (1988a)**
- quatre “blocs” × trois ensembles de choix

Attributs	Logement actuel	Alternative 1	Alternative 2
Distance à une forêt	Distance actuelle	2km de plus	Distance actuelle
Distance à un parc/jardin	Distance actuelle	500m de plus	1000m de plus
Vue sur espace vert	Vue actuelle	Pas de vue	Vue
Taille de l'habitation	Taille actuelle	10% de plus	10% de plus
Loyer ou prix du logement	Loyer ou prix actuel	15% de moins	5% de plus
Je préfère (Cochez une seule case svp !)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

- Un échantillon aléatoire simple, enquête face-à-face
- La durée moyenne **15 à 25 minutes**
- **Dix (10) endroits différents** sur Nancy
- **Quatre (4) catégories d'informations**: l'utilisation des espaces verts; des questions sur les caractéristiques du logement actuel; des questions hypothétiques; des questions sur les socio-économiques des ménages.

## Bilan du sondage

Participants	Taux de réponse	Taux de refus	Complets	Incomplets
300	73,66%	26,33%	60,33%	13,33%

**Échantillon final = 181 individus → 181×3=543 Observations**

## Quelques comparaisons de chiffres

	Femmes	Hommes	Propriétaires	Locataires
Enquête LEF	53,03%	46,57%	47,57%	52,25%
INSEE 2007 /2010	53%	47%	58,49%	41,50%

- Maximisation d'une fonction d'utilité
- Théorie de la valeur (**Lancaster, 1966**)
- Modèle d'utilité aléatoire (**McFadden, 1974**)

La fonction d'utilité à 2 composantes:

$$U_{in} = V_{in}(y_n - P_i, Z_i, C_n; \beta) + \varepsilon_{in} \quad i = 1, 2, 3, I; \quad n = 1, 2, 3, N \quad (2)$$

Où  $Y_n$  est revenu du ménage  $n$  ;  $P_i$  est le prix payé pour que l'option de choix demeure  $i$ ,

$Z_i$  = Vecteur des caractéristiques observées des logements

$C_n$  est un vecteur de caractéristiques individuelles ( $i$ ) observées et  $\beta$  est un vecteur de paramètres.

$\varepsilon_{ij}$ , une perturbation aléatoire avec une distribution de probabilité spécifique

Ainsi:

$$P_n\{i\} = P\{V_{in}(y_n - P_i, Z_i, C_n, \beta) + \varepsilon_{in} \geq V_{jn}(y_n - P_j, Z_j, C_n, \beta) + \varepsilon_{jn}\} \quad (3)$$

Le problème de la modélisation des choix  $\longrightarrow$  La gestion de  $\varepsilon_i$

Si  $Y_n$  = variable aléatoire indiquant le choix de l'individu ( $n$ ),  
McFadden (1973) montre que si (et seulement si) les  $\varepsilon_j = iid$   
selon une distribution à la valeur extrême de **type I (Gumbel)**,  
avec  $F(\varepsilon_j) = [\exp(-e^{-\varepsilon_j})]$  alors la probabilité dans l'équation (3) peut  
s'écrire de la manière suivante :

$$Prob_n(Y_n = i) = \frac{\exp(\mu V_{in})}{\sum_{i=1}^J \exp(\mu V_{jn})} \quad (4)$$

**Estimation par MV**

$$LogL = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij} \log \left[ \frac{\exp(\mu V_{ij})}{\sum_{i=1}^J \exp(V_{ij})} \right] \quad (5)$$

- Une formulation du modèle logit conditionnel → hypothèses
- les caractéristiques de choix varient selon les choix
  - les paramètres sont constants
  - caractéristiques sociales et économiques sont constantes
  - Pas d'interaction attributs et caractéristiques socioéconomiques
  - La fonction d'utilité indirecte conditionnelle linéaire:

$$V_{in} = \beta_0 + \beta_y(Y_n - P_i) + \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \dots + \beta_n Z_n \quad (6)$$

coefficient d'un attribut  $Z_i$

$$CAP = b_y^{-1} \log \left\{ \frac{\sum_i \exp(v_i^1)}{\sum_i \exp(v_i^0)} \right\} \quad (7)$$

Consentement à payer

$$MCAP = \frac{-b_c}{b_y} \quad (8)$$

Valeur d'un changement marginal

Coefficient de l'attribut monétaire

# Résultats et discussions

## ➤ Logiciel *NLOGIT 4.0* → Quelques statistiques

Descriptive Statistics for Alternative 1						
Utility Function Coefficient		All 543.0 obs.		138.0 observs. that chose		
1						
Name	Value	Variable	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
DISFOR	-.0604	DISFOR	1.374	1.519	1.406	1.498
DISPARC	-.3435	DISPARC	.222	.249	.214	.248
TAILLE	2.7601	TAILLE	1.028	.082	1.028	.082
VUE	.7594	VUE	.564	.496	.594	.493
PRIX	-7.1722	PRIX	.958	.088	.932	.081
A_1	-.7307	ONE	1.000	.000	1.000	.000
1_PRO1	-.6783		.475	.500	.391	.490
PROPRIO						

Descriptive Statistics for Alternative 2						
Utility Function Coefficient		All 543.0 obs.		90.0 observs. that chose		
2						
Name	Value	Variable	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
DISFOR	-.0604	DISFOR	1.639	1.594	1.533	1.697
DISPARC	-.3435	DISPARC	.580	.407	.611	.409
TAILLE	2.7601	TAILLE	1.051	.076	1.057	.064
VUE	.7594	VUE	.667	.472	.756	.432
PRIX	-7.1722	PRIX	.977	.060	.956	.072
A_2	-.8199	ONE	1.000	.000	1.000	.000
2_PRO2	-1.3895	PROPRIO	.475	.500	.233	.425

Descriptive Statistics for Alternative 3						
Utility Function Coefficient		All 543.0 obs.		315.0 observs. that chose		
3						
Name	Value	Variable	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
DISFOR	-.0604	DISFOR	.000	.000	.000	.000
DISPARC	-.3435	DISPARC	.000	.000	.000	.000
TAILLE	2.7601	TAILLE	1.000	.000	1.000	.000
VUE	.7594	VUE	.646	.479	.717	.451
PRIX	-7.1722	PRIX	1.000	.000	1.000	.000

Equation estimée:

$$U_{in} = \beta_1 * DISFOR_{in} + \beta_2 * DISPARC_{in} + \beta_3 * VUE_{in} + \beta_4 * TAILLE_{in} + \beta_5 * PRIX_{in} + e_{in} \quad (9)$$

## Résultats du modèle logit conditionnel

Discrete choice (multinomial logit) model Maximum Likelihood Estimates				
Dependent variable = Choice		Number of observation = 543		
Log likelihood function= -488.4912		AIC=1.821, BIC=1.868, HQIC=1.839		
Variable	Coefficient	Standard Error	β/St Er.	P [ Z >z]
DISFOR	-.06982	.05058	-1.380	.1675
DISPARC	-.58503	.21380	-2.736	.0062
VUE	.81593	.13538	6.027	.0000
TAILLE	3.21807	1.10668	2.908	.0036
PRIX	-7.75631	1.01268	-7.659	.0000
CST	1.13409	.14378	7.887	.0000

**Attention! À la propriété IIA (Luce, 1959)**

# Test d'Hausman – McFadden (1984), Test de validité de la propriété IIA

## Hypothèses

$$\begin{cases} H_0: \hat{\beta}_1 \text{ convergent et efficace ; } \hat{\beta}_2 \text{ convergent mais moins précis} \\ H_1: \hat{\beta}_1 \text{ non convergent ; } \hat{\beta}_2 \text{ convergent} \end{cases}$$

## Statistique du test

$$H = (\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1)' [(V(\hat{\beta}_2) - V(\hat{\beta}_1))]^{-1} (\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1) \rightarrow \chi^2(k) \text{ sous } H_0$$

1<sup>er</sup> Cas: Alternative 1 → exclu

Hausman test for IIA. Excluded choices are 1				
ChiSqr [5] = 22.5113 Pr(C > c) = .000418 N= 543, skip 138 bad obs.				
Log likelihood function= -206.900 AIC=1.046 BIC=1.095 HQIC=1.065				
Variable	Coefficient	Standard Error	β/St Er.	P [ Z >z]
DISFOR	-.42823	.06804	-6.293	.0000
DISPARC	-1.86447	.29786	-6.259	.0000
VUE	.86931	.20140	4.316	.0000
TAILLE	8.62979	2.47476	3.487	.0005
PRIX	-4.76836	2.03468	-2.344	.0191

H<sub>0</sub> → Rejetée  
Validité IIA rejetée

2<sup>ème</sup> Cas: Alternative 2 → exclu

Hausman test for IIA. Excluded choices are 2				
ChiSqr [5] = 8.6946, Pr(C > c) = .121885 N= 543, skipped 90 bad obs.				
Log likelihood function= -282.680 AIC=1.270 BIC=1.315 HQIC=1.288				
Variable	Coefficient	Standard Error	β/St Er.	P [ Z >z]
DISFOR	-.32321	.08802	-3.672	.0002
DISPARC	-.70788	.56570	-1.251	.2108
VUE	.69532	.18120	3.837	.0001
TAILLE	1.10285	1.25709	.877	.3803
PRIX	-5.31406	1.33636	-3.977	.0001

H<sub>0</sub> → Non rejetée  
Validité IIA n'est pas rejetée



## McFadden et Train (2000)

➤ paramètres  $\beta$  spécifiques entre individus ➡ Hétérogénéité des préférences

Fonction de distribution de  $\beta$  ➡  $f(\beta_n | \bar{\beta}, \omega, \sigma)$  Telle que:  $\beta_n = \bar{\beta} + C'_n \omega + \sigma u_n$

$$P_n(j | \bar{\beta}, \omega, \sigma) = \int P_n(j | \beta) f(\beta_n | \bar{\beta}, \omega, \sigma) d\beta = \int \frac{\exp(\mu \beta_n X_{n,i})}{\sum_{l=1} \exp(\mu \beta_n X_{n,l})} f(\beta_n | \bar{\beta}, \omega, \sigma) d\beta \quad (10)$$

Random Parameters Logit Model		Replications for simulated probs. = 100		
Dependent variable= Choice		Number of obs. =543 skipped 0 bad obs.		
Log likelihood function = -488.4912		McFadden Pseudo R-squared = .2193438		
AIC=1.756 BIC=1.84 $\chi^2(11ddl) = 261.6976$		Prob [ChiSqd > value] = .0000000		
Variable	Coefficient	Standard Error	$\beta$ /St Er.	P [ Z >z]
Random parameters in utility functions				
DISFOR	-.11796	.0934	-1.263	.2066
DISPARC	-1.55470	.4760	-3.266	.0011 (***)
VUE	1.14595	.2543	4.506	.0000 (***)
TAILLE	2.91512	1.5764	1.849	.0644 (* )
PRIX	-10.5188	1.7130	-6.140	.0000 (***)
Nonrandom parameters in utility functions				
CST	1.39786	.2072	6.748	.0000 (***)
Derived standard deviations of parameter distributions				
$\omega\beta 1$	.33615	.1291	2.604	.0092 (***)
$\omega\beta 2$	2.76876	.5884	4.705	.0000 (***)
$\omega\beta 3$	1.36436	.3909	3.489	.0005 (***)
$\omega\beta 4$	5.27058	2.8688	1.837	.0662 (* )
$\omega\beta 5$	9.15313	2.7947	3.275	.0011 (***)

# Estimation des effets de bien-être par simulation

Random Parameters Logit Model		Replications for simulated probs. = 200		
Dependent variable= Choice		Number of obs. =543 skipped 0 bad obs.		
Log likelihood function = -596.5465		McFadden Pseudo R-squared = .2154482		
AIC=1.764	BIC= 1.872	$\chi^2_{(11ddl)}= 257.0498$	Prob [ChiSq > value] = .0000000	
Variable	Coefficient	Standard Error	$\beta$ /St Er.	P [ Z >z]
DISFOR	-.13636	.08433	-1.617	.1059
DISPARC	-1.45490	.42145	-3.452	.0006
VUE	1.07221	.22651	4.733	.0000
TAILLE	.03020	.01432	2.109	.0349
Nonrandom parameters in utility functions				
PRIX	-.11044	.01677	-6.585	.0000
Partprop	.02776	.02129	1.304	.1923
CST	1.21081	.17550	6.899	.0000
Derived standard deviations of parameter distributions				
$\omega\beta 1$	.35723	.11795	3.029	.0025
$\omega\beta 2$	2.47263	.51048	4.844	.0000
$\omega\beta 3$	1.06116	.36809	2.883	.0039
$\omega\beta 4$	.03992	.03838	1.040	.2983

## Calcul du Consentement à payer marginaux – CAPm (Willingness To Pay)

Variable	CAPm propriétaires $CAPm_p = -\frac{\beta_i}{\beta_5}$	CAPm Locataires $CAPm_l = -\frac{\beta_i}{\beta_5 + \beta_6}$
DISFOR	-2,24	-1,65
DISPARC	-13,18	-17,60
VUE	9,72	12,97
TAILLE	0,27	0,37

CAPm ≠ de la mesure du Bien-être

**surplus compensé**

$$CS = \frac{-1}{\beta_{prix}} (V_N - V_C)$$

# CONCLUSION

- Possibilité d'agrandir l'échelle de notre analyse
- Tous les coefficients ont les signes attendus et significatifs à 10% sauf la distance à la forêt
- CAPm propriétaires > CAPm locataires
- Nécessité de réaliser des analyses conjointe
- le succès de l'expérimentation des choix dépend du design
- Attention à la forme fonctionnelle de la fonction d'utilité

**MERCI DE VOTRE  
ATTENTION**