

L'efficiencia des exploitations forestières publiques en Suisse

Thèse présentée à la Faculté des sciences économiques
Université de Neuchâtel

Pour l'obtention du grade de docteur ès sciences économiques

Par

J. Alexander K. Mack

Acceptée sur proposition du jury :

Prof. Milad Zarin-Nejadan, directeur de thèse
Prof. Claude Jeanrenaud, rapporteur
Prof. Alain Schönenberger, rapporteur
Prof. Philippe Thalmann, rapporteur

Soutenu le 30 juin 2009

Université de Neuchâtel

2009

IMPRIMATUR POUR LA THESE

L'efficience des exploitations forestières publiques en Suisse

Alexander Jan Karl MACK

UNIVERSITE DE NEUCHATEL
FACULTE DES SCIENCES ECONOMIQUES

La Faculté des sciences économiques,
sur le rapport des membres du jury

Prof. Milad Zarin (directeur de thèse, Université de Neuchâtel)
Prof. Claude Jeanrenaud (Université de Neuchâtel)
Prof. Philippe Thalmann (EPFL, Lausanne)
Prof. Alain Schönenberger (Universités de Genève et Neuchâtel)

Autorise l'impression de la présente thèse.

Neuchâtel, 29 juillet 2009

Le doyen



Kilian Stoffel

Les propos et opinions exprimés dans ce document n'engagent que son auteur et en aucune manière la Faculté des sciences économiques de l'Université de Neuchâtel.

Résumés

Mots clés : Efficience, économie forestière, benchmarking, méthodes paramétriques, méthode non paramétrique.

Résumé : L'économie forestière suisse se caractérise par une structure complexe comprenant une grande diversité d'activités et de types d'entreprises. Ce travail constitue une analyse empirique de l'efficience de quelque 700 exploitations forestières publiques en Suisse avant et après l'ouragan « Lothar » qui a touché l'Europe de l'Ouest à fin décembre 1999. La période étudiée va de 1998 à 2003. En comparant de nombreuses exploitations forestières entre elles-mêmes (benchmarking), on peut identifier les unités les plus efficaces et leurs caractéristiques distinctives. On a en particulier cherché à savoir si Lothar ou les subventions publiques qui ont été distribuées à la suite ont exercé un impact significatif sur l'efficience de ces exploitations. Afin de déterminer l'efficience des exploitations forestières, des méthodes paramétriques (MCO, MCO, SFA) et non paramétriques (DEA) sont utilisées. Les résultats confirment que l'efficience des exploitations forestières publiques peut varier significativement d'une exploitation à une autre, et plus spécifiquement selon les régions et les années. De plus, alors que l'ouragan Lothar semble avoir exercé un effet positif sur l'efficience des exploitations, les résultats sont plus ambigus, dépendants de la méthode utilisée, en ce qui concerne l'impact des subventions de l'Etat.

Keywords: Efficiency, forestry economics, benchmarking, parametric methods, nonparametric method.

Abstract: Swiss forestry sector is characterised by a complex structure encompassing a large variety of activities and firms. This paper is an empirical analysis of the efficiency of some 700 public forestry firms in Switzerland before and after the hurricane "Lothar" which hit Western Europe in late December 1999. The period under study extends from 1998 to 2003. By comparing various forestry firms among themselves (benchmarking), one can identify the most efficient units and their distinctive features. In addition, we inquire whether Lothar or the ensuing public subsidies exerted any significant impact on the efficiency of these firms. In order to determine the efficiency of forestry firms, both parametric (OLS, COLS, SFA) and nonparametric (DEA) methods are used. The results confirm that the efficiency of public forestry firms can vary significantly from one firm to another, especially across regions, but also from one year to another. Moreover, while hurricane Lothar apparently had a positive effect on the efficiency of these firms, the results are more ambiguous, depending on the method used, concerning the impact of government subsidies.

Remerciements

Je tiens à remercier ici toutes les personnes qui m'ont permis de réaliser ce travail. Je pense en particulier au Professeur Milad Zarin-Nejadan, directeur de thèse, qui m'a donné l'opportunité de réaliser cette thèse, mais surtout qui m'y a vivement encouragé. Je le remercie chaleureusement de la confiance qu'il m'a toujours accordée. J'exprime également ma sincère reconnaissance à mes amis et collègues pour leur aide et leur soutien tout au long de ces années.

Je souhaite également remercier les Professeurs Claude Jeanrenaud, Alain Schönenberger et Philippe Thalmann, membres du jury de thèse, pour leurs commentaires, remarques et critiques constructives.

Enfin, je tiens à exprimer ma profonde reconnaissance à ma famille pour son soutien constant et ses encouragements tout au long de cette période.

Productivity growth is vital to long run economic sustainability,
but it's even better if we relate it to environmental sustainability.

Terrence S. Veeman

Sommaire

1	Introduction	21
2	L'économie forestière suisse	27
2.1	La forêt en tant que bien public.....	27
2.2	Prises de décisions.....	29
2.3	Cadre légal.....	29
2.4	Les acteurs.....	30
2.5	Politique forestière	32
2.6	Politique de subventionnement	32
2.7	Politique forestière internationale	36
2.8	Surface forestière.....	37
2.9	Etat de la forêt suisse.....	39
2.10	Volume sur pied, accroissement et essences	40
2.11	Récolte du bois	41
2.12	Exploitations forestières publiques	42
2.13	Prix du bois et certification	46
2.14	Transformation du bois	47
2.15	Consommation de bois d'énergie	48
2.16	Commerce extérieur du bois	49
2.17	Bilan du bois.....	50
2.18	Importance dans l'économie	50
2.19	Faune et chasse.....	51
2.20	Forêt protectrice	51
3	Concept de performance et sa mesure.....	53
3.1	Performance et efficacité.....	53
3.2	Efficacité productive	55
3.2.1	Frontière d'efficacité	58
3.2.2	Degré d'efficacité productive.....	58
3.3	Détermination de la frontière d'efficacité	59
3.3.1	Méthodes paramétriques	60
3.3.1.1	Moindres carrés ordinaires décalés (MCO).....	62
3.3.1.2	Analyse de frontière stochastique (SFA)	65
3.3.2	Méthode non paramétrique.....	68
3.3.2.1	Les modèles DEA de base.....	70

3.3.2.1.1	Le modèle CCR.....	71
3.3.2.1.2	Le modèle BCC.....	73
3.3.2.1.3	Les modèles multiplicatifs	76
3.3.2.1.4	Le modèle additif	76
3.3.2.2	Extensions du modèle DEA	76
3.3.2.2.1	Variables environnementales	76
3.3.2.2.2	Superefficience.....	79
3.3.2.2.3	Autres extensions	79
3.4	Choix méthodologiques.....	81
3.4.1	Effizienz technique versus efficacité allocative	81
3.4.2	Approche paramétrique versus approche non paramétrique	82
3.4.3	Frontière déterministe versus frontière stochastique.....	85
4	Etat des connaissances	87
5	Déduction des hypothèses sur les différences d'efficacité	93
5.1	Caractéristiques de l'exploitation.....	93
5.2	Structure organisationnelle.....	95
5.3	Autres hypothèses	96
6	Analyse empirique de l'efficacité.....	99
6.1	Choix méthodologique	99
6.2	Base de données et traitement des données.....	100
6.2.1	Base de données	100
6.2.2	Traitement des données.....	102
6.2.2.1	Remarques générales.....	102
6.2.2.2	Remarques relatives à la mesure de l'efficacité	103
6.3	Choix des variables de la production forestière	104
6.4	Résultats de l'analyse paramétrique.....	107
6.4.1	Estimation de la fonction de production « moyenne ».....	107
6.4.2	Estimation de l'efficacité productive (MCO).....	115
6.4.3	Estimation de l'efficacité nette.....	118
6.4.4	Estimation de l'efficacité productive (SFA)	124
6.5	Résultats de l'analyse non paramétrique	126
6.5.1	Estimation de l'efficacité productive	126
6.5.2	Estimation de l'efficacité nette.....	129
6.5.3	Hypothèse de rendements d'échelle variables	137
6.6	Conclusion intermédiaire	141

6.7	Evaluation des résultats	142
6.8	Efficiences d'échelle et rendements d'échelle	148
6.9	Relation entre efficacité et régions forestières	151
6.10	Relation entre efficacité et rentabilité	153
6.11	Comparaisons des résultats des méthodes paramétriques et non paramétriques ...	156
6.12	Conclusion intermédiaire	159
7	Résultats de l'analyse d'efficacité	163
7.1	Vérification des hypothèses et discussion des résultats	163
7.2	Autres résultats	170
8	Conclusion.....	173
	Bibliographie.....	179
	Annexe	197

Tableaux et figures

Tableau 1 :	Volume de bois sur pied dans quelques pays d'Europe, 1995
Tableau 2 :	Valeur ajoutée dans la branche du bois
Tableau 3 :	Les quatre dimensions de la performance organisationnelle
Tableau 4 :	Principales variables caractérisant les exploitations forestières publiques
Tableau 5 :	Nombre d'exploitations forestières retenues, 1998-2003
Tableau 6 :	Analyse descriptive des principales variables caractérisant les exploitations
Tableau 7 :	Nombre annuel d'exploitations par région et touchées par Lothar
Tableau 8 :	Estimation de la fonction de production moyenne (modèle 1)
Tableau 9 :	Estimation de la fonction de production moyenne (modèle 1bis)
Tableau 10 :	Estimation de la fonction de production moyenne (modèle 2)
Tableau 11 :	Estimation de la fonction de production moyenne (modèle 2bis)
Tableau 12 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 1 épuré)
Tableau 13 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 1)
Tableau 14 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 1bis)
Tableau 15 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 2 épuré)
Tableau 16 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 2)
Tableau 17 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 2 Jura)
Tableau 18 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 2 Plateau)
Tableau 19 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 2 Préalpes)
Tableau 20 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 2 Alpes)
Tableau 21 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 2 Lothar)
Tableau 22 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCODE (modèle 2 Non Lothar)
Tableau 23 :	SFA – Modèle normal / semi-normal
Tableau 24 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode SFA (modèle 1 épuré)
Tableau 25 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode DEA (CRS, modèle 1)
Tableau 26 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode DEA (CRS, modèle 1 épuré)
Tableau 27 :	Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode DEA (CRS, modèle 1bis)
Tableau 28 :	Résultats de l'analyse de superefficience par la méthode DEA (CRS, modèle 1 épuré)
Tableau 29 :	Régression en deuxième étape

Tableau 30 :	Résultats de l'analyse d'efficacité en deux étapes (DEA SEff, CRS, modèle 1 épuré / MCO)
Tableau 31 :	Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Jura)
Tableau 32 :	Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Plateau)
Tableau 33 :	Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Préalpes)
Tableau 34 :	Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Alpes)
Tableau 35 :	Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Lothar)
Tableau 36 :	Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Non Lothar)
Tableau 37 :	Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (VRS, modèle 1)
Tableau 38 :	Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (VRS, modèle 1 épuré)
Tableau 39 :	Résultats de l'analyse d'efficacité en deux étapes (DEA SEff, VRS, modèle 1 épuré / MCO)
Tableau 40 :	Résultats de l'analyse d'efficacité d'échelle (DEA, modèle 1)
Tableau 41 :	Rendements d'échelle (DEA, modèle 1)
Tableau 42 :	Rendements d'échelle par région (DEA, modèle 1 régions)
Tableau 43 :	Comparaison des scores d'efficacité selon la région (test de Kruskal-Wallis)
Tableau 44 :	Test de Wilcoxon-Mann-Whitney des scores d'efficacité des régions pour l'ensemble des années 1998-2003
Tableau 45 :	Résultats de l'analyse de rentabilité par la méthode DEA (VRS, modèle 1)
Tableau 46 :	Résultats détaillés des matrices efficacité/rentabilité
Tableau 47 :	Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité et de rentabilité
Tableau 48 :	Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 1 épuré (SFA/MCOD/DEA), 1998-2003
Tableau 49 :	Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 1 (MCOD/DEA), 1998-2003
Tableau 50 :	Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 1bis (MCOD/DEA), 1998-2003
Tableau 51 :	Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 2 (MCOD/DEA), 1998-2003
Tableau 52 :	Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 2 régions (MCOD/DEA), 1998-2003

- Tableau 53 : Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 2 Lothar (MCOD/DEA), 2000-2003
- Tableau 54 : Résumé des principaux résultats

- Figure 1 : Soldes des exploitations forestières publiques, 1993-2005
- Figure 2 : Récolte totale de bois et bilan de l'exploitation, moyenne suisse, 1993-2005
- Figure 3 : Subventions fédérales versées, 1988-2006
- Figure 4 : Accroissement de la surface forestière totale en Suisse, 1975-2005
- Figure 5 : Surfaces forestières par catégorie de propriétaires, 2005
- Figure 6 : Essences forestières principales de Suisse, 1995
- Figure 7 : Récolte de bois en Suisse, 1975-2005
- Figure 8 : Répartition des exploitations forestières publiques et surface forestière productive par classe de grandeur, 2003
- Figure 9 : Source des recettes des exploitations forestières publiques, 1997-2003
- Figure 10 : Recettes et dépenses des exploitations forestières publiques, 1980-2003
- Figure 11 : Temps de travail dans l'exploitation du bois (h) par m³ de bois exploité, 1983-2003
- Figure 12 : Consommation finale totale par agent énergétique (2005)
- Figure 13 : Mesure de l'efficacité de Farrell
- Figure 14 : Frontière d'efficacité
- Figure 15 : La méthode des moindres carrés décalés
- Figure 16 : La méthode de frontière stochastique
- Figure 17 : Mesure de l'efficacité et variables d'écart en inputs
- Figure 18 : Rendements d'échelle de la frontière DEA
- Figure 19 : Principales variables retenues dans la détermination de l'efficacité d'une exploitation forestière publique (2ème échelon de production)
- Figure 20 : Degrés d'efficacité technique 1998 et 1999 (MCOD, modèle 1)
- Figure 21 : Degrés d'efficacité technique 2000 et 2001 (MCOD, modèle 1)
- Figure 22 : Degrés d'efficacité technique 2002 et 2003 (MCOD, modèle 1)
- Figure 23 : Degrés d'efficacité nette 1998 et 1999 (MCOD, modèle 2)
- Figure 24 : Degrés d'efficacité nette 2000 et 2001 (MCOD, modèle 2)
- Figure 25 : Degrés d'efficacité nette 2002 et 2003 (MCOD, modèle 2)
- Figure 26 : Comparaison des degrés d'efficacité technique et nette (MCOD, modèle 1 vs modèle 2, 1998-2003)
- Figure 27 : Degrés d'efficacité 1998 et 1999 (MCOD, modèle 2 régions)
- Figure 28 : Degrés d'efficacité 2000 et 2001 (MCOD, modèle 2 régions)
- Figure 29 : Degrés d'efficacité 2002 et 2003 (MCOD, modèle 2 régions)
- Figure 30 : Degrés d'efficacité 2000 et 2001 (MCOD, modèle 2 Lothar)
- Figure 31 : Degrés d'efficacité 2002 et 2003 (MCOD, modèle 2 Lothar)
- Figure 32 : Degrés d'efficacité technique 1998 et 1999 (SFA, modèle 1 épuré)

- Figure 33 : Degrés d'efficacité technique 2000 et 2001 (SFA, modèle 1 épuré)
- Figure 34 : Degrés d'efficacité technique 2002 et 2003 (SFA, modèle 1 épuré)
- Figure 35 : Degrés d'efficacité technique 1998 et 1999 (DEA, CRS, modèle 1)
- Figure 36 : Degrés d'efficacité technique 2000 et 2001 (DEA, CRS, modèle 1)
- Figure 37 : Degrés d'efficacité technique 2002 et 2003 (DEA, CRS, modèle 1)
- Figure 38 : Degrés d'efficacité nette 1998 et 1999 (DEA CRS / MCO, modèle 1 épuré)
- Figure 39 : Degrés d'efficacité nette 2000 et 2001 (DEA CRS / MCO, modèle 1 épuré)
- Figure 40 : Degrés d'efficacité nette 2002 et 2003 (DEA CRS / MCO, modèle 1 épuré)
- Figure 41 : Degrés d'efficacité 1998 et 1999 (DEA, CRS, modèle 2 régions)
- Figure 42 : Degrés d'efficacité 2000 et 2001 (DEA, CRS, modèle 2 régions)
- Figure 43 : Degrés d'efficacité 2002 et 2003 (DEA, CRS, modèle 2 régions)
- Figure 44 : Degrés d'efficacité 2000 et 2001 (DEA, CRS, modèle 2 Lothar)
- Figure 45 : Degrés d'efficacité 2002 et 2003 (DEA, CRS, modèle 2 Lothar)
- Figure 46 : Degrés d'efficacité technique 1998 et 1999 (DEA, VRS, modèle 1)
- Figure 47 : Degrés d'efficacité technique 2000 et 2001 (DEA, VRS, modèle 1)
- Figure 48 : Degrés d'efficacité technique 2002 et 2003 (DEA, VRS, modèle 1)
- Figure 49 : Degrés d'efficacité nette 1998 et 1999 (DEA VRS / MCO, modèle 1 épuré)
- Figure 50 : Degrés d'efficacité nette 2000 et 2001 (DEA VRS / MCO, modèle 1 épuré)
- Figure 51 : Degrés d'efficacité nette 2002 et 2003 (DEA VRS / MCO, modèle 1 épuré)
- Figure 52 : Déviation des inputs : benchmark(s) vs reste des observations, modèle 1
- Figure 53 : Déviation des inputs : benchmark(s) vs reste des observations, modèle 1 épuré
- Figure 54 : Déviation des inputs : benchmark(s) vs reste des observations, modèle 1bis
- Figure 55 : Déviation des variables : benchmark(s) vs reste des observations, modèle 2 épuré/DEA en deux étapes
- Figure 56 : Déviation des variables : benchmarks vs reste des observations, DEA VRS
- Figure 57 : Bois feuillus (en moyenne, 1998-2003)
- Figure 58 : Assortiments de bois (en moyenne, 1998-2003)
- Figure 59 : Exploitations efficaces/non efficaces par propriétaire (en moyenne, 1998-2003)
- Figure 60 : Exploitations par propriétaire
- Figure 61 : Degrés d'efficacité d'échelle 1998 et 1999 (DEA, modèle 1)
- Figure 62 : Degrés d'efficacité d'échelle 2000 et 2001 (DEA, modèle 1)
- Figure 63 : Degrés d'efficacité d'échelle 2002 et 2003 (DEA, modèle 1)
- Figure 64 : Matrice efficacité/rentabilité (1998 et 1999)
- Figure 65 : Matrice efficacité/rentabilité (2000 et 2001)
- Figure 66 : Matrice efficacité/rentabilité (2002 et 2003)

1 Introduction

La forêt - terme qui serait dérivé du latin *foris* signifiant « ce qui est au-dehors » - est une ressource naturelle comme les autres, à ceci près qu'elle est à la fois renouvelable et appropriée (Buttoud, 1998). Sa mise en valeur est le fait d'acteurs économiques et sociaux qu'on peut identifier et responsabiliser. Souvent, plusieurs demandes concurrentes s'exercent sur la même ressource. Mais même si les droits d'usage sont généralement reconnus de façon formelle en faveur d'utilisateurs potentiels des biens et services fournis par des espaces boisés collectifs, il s'agit de partager à la fois l'espace et les bénéfices qui en sont tirés. Ceci peut s'avérer difficile même dans le cas d'une appropriation par un acteur public.

L'économie forestière suisse est caractérisée par une structure complexe comprenant une grande diversité d'activités et de types d'entreprises. Selon le recensement fédéral des entreprises de 2000, on comptait un peu plus de mille exploitations forestières publiques (et non pas les entreprises), mais plus de trois mille selon la statistique forestière suisse (OFS et OFEFP, 2001). Cinq ans plus tard, la statistique fédérale, révisée en 2004, recensait à peine trois mille exploitations et le recensement des entreprises encore 784 (OFS, 2006).

Depuis le début des années 1990, les résultats financiers des exploitations forestières publiques sont devenus négatifs. Ainsi, par exemple, pour l'année 2000 qui a suivi l'ouragan Lothar, on a pu observer une hausse du montant global des subventions de 45 millions de francs (+50%), une augmentation de 89 millions de francs (+130%) du solde négatif d'exploitation du bois, et de 51 millions de francs (+115%) du solde négatif d'exploitation totale. Les dépenses d'exploitation ont augmenté de 35% et les recettes seulement de 9%, creusant ainsi le déficit d'exploitation du bois de 130%. Ou encore, la perte réalisée sur chaque mètre cube de bois exploité a été de 30 francs en 2000, passant même à 40 francs en 2002. Depuis cette date-là, une certaine amélioration semble néanmoins s'annoncer.

Dans le contexte d'une telle situation, l'analyse de l'inefficience dans le processus de production de bois semble d'autant plus importante afin de déterminer ses causes et indiquer des stratégies en vue du succès des exploitations forestières publiques suisses. D'ailleurs, la nouvelle politique forestière de la Confédération va exactement dans cette direction car elle vise à soutenir l'amélioration de la rentabilité des exploitations et à favoriser leur esprit d'entreprise (OFEFP, 2004). Jusqu'à présent, les seules études qui se sont penchées sur la question de l'efficience des exploitations forestières publiques en Suisse sur la base de méthodes statistiques de mesure d'efficience sont celles de Schönenberger *et al.* (2004), étudiant les flux financiers et les bénéficiaires des subventions accordées pour la remise en état de la forêt suite à l'ouragan Lothar, Mack et Schönenberger (2008) et Schönenberger *et al.* (2009), analysant l'efficience des exploitations aux niveaux national et cantonal et l'impact des subventions sur celle-ci.

Comme une exploitation peut atteindre son résultat financier maximal uniquement en utilisant de manière optimale les facteurs de production nécessaires à la production de bois, l'accent sera mis dans ce travail sur l'analyse des scores d'efficience technique des exploitations forestières publiques suisses ainsi que sur l'identification des facteurs influençant l'efficience. L'examen de la relation entre efficience technique et résultat financier permettra en outre de

caractériser les déterminants de ce succès. Notons dans ce contexte que l'analyse de l'efficacité ou de la productivité est une autre manière d'estimer le niveau des coûts. Dans ce sens, il serait bon de pouvoir connaître ses déterminants. Un tel test reposerait sur un benchmarking des exploitations pour trouver les caractéristiques des exploitations les plus efficaces.

La mesure de la productivité et de l'efficacité des organisations publiques a reçu de plus en plus d'attention au cours des dernières années. Pourtant, ce genre d'études n'a reçu que peu d'attention dans le domaine des forêts. Très peu d'études analysent l'efficacité des organisations forestières publiques. Kao et Yang (1991, 1992) et Kao *et al.* (1993) ont mesuré l'efficacité des districts forestiers à Taiwan. Shiba (1997) analyse l'efficacité des performances managériales et techniques des activités forestières au Japon. Viitala et Hänninen (1998) ont évalué l'efficacité des conseils forestiers publics en Finlande. En Suisse, Hofer et Altwegg (2006) examinent les caractéristiques des 25% d'entreprises forestières encore bénéficiaires afin d'identifier ensuite les facteurs de succès de 14 entreprises réparties sur les quatre principales régions forestières. Enfin, Sekot et Hoffmann (2007) ont mesuré l'efficacité de 76 grandes exploitations forestières autrichiennes.

Concrètement, les questions auxquelles on essaye de répondre dans les chapitres suivants sont :

- Comment se distinguent les exploitations forestières publiques au niveau de leur efficacité ?
- Quels sont les facteurs influençant l'efficacité des exploitations ?
- L'ouragan Lothar a-t-il eu un impact sur l'efficacité des exploitations ?
- Quelle est la taille optimale d'une exploitation pour dégager des économies d'échelle ?
- Quelles sont les caractéristiques des exploitations efficaces ?
- Est-ce que les techniques utilisées pour déterminer l'efficacité des exploitations permettent d'aboutir à des résultats cohérents ?
- Quel est le lien entre l'efficacité et le résultat financier d'une exploitation ?

Contexte général

Il est important de souligner que la forêt ne profite pas seulement à ses détenteurs directs, car sa conservation et sa gestion génèrent un ensemble de services dont bénéficie la société entière. A titre d'exemple, on peut énumérer la régularisation du régime hydrique, l'amortissement des fluctuations climatiques ou tout simplement le plaisir procuré par la contemplation d'un beau paysage. Il s'agit là d'externalités positives que la gestion privée par le détenteur de la ressource ne permet pas forcément de développer, car le propriétaire est rarement prêt à assumer une dépense dont profiteront surtout les autres.

Afin de garantir la fourniture de ces biens et services principalement non marchands dans le long terme, l'Etat est appelé à prendre des dispositions pour tenir compte de cette socialisation des bénéfices provenant de l'existence des forêts. Les choix publics qui sont faits en matière forestière dépendent ensuite du contexte écologique et socio-économique. En effet, dans un

contexte marqué par l'émergence des préoccupations environnementales et par l'accentuation des conflits d'idées et d'intérêts, des politiques forestières visant la conservation et le développement d'une ressource multifonctionnelle demandent une réflexion profonde. Il s'ajoute encore qu'avec le temps, les différentes attentes sociales par rapport à la forêt s'affirment de plus en plus et se redéfinissent en permanence.

Du fait que les surfaces forestières du pays sont en principe protégées sur tout le territoire national et doivent remplir notamment des fonctions environnementales, la politique forestière nationale est coordonnée au niveau national par la division Forêts de l'Office fédéral de l'environnement (OFEV). La division Forêts « veille à l'entretien et à l'utilisation durables des forêts et est compétente pour accorder des subventions à cet effet ». Elle harmonise les différents intérêts liés au développement des forêts, soit la Confédération, les cantons, les associations, les propriétaires publics et privés de forêts et les organisations professionnelles. Les cantons disposent d'une large autonomie dans l'exécution de la politique fédérale, y compris en matière de subventions.

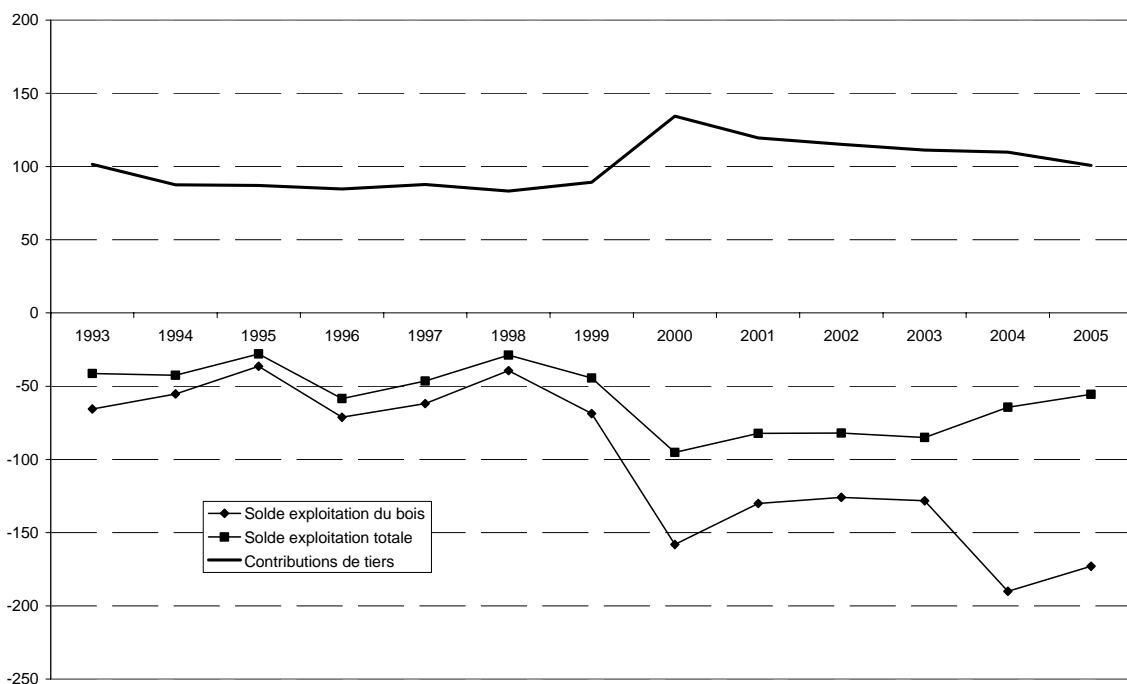
D'après la statistique forestière de l'OFS, presque trois quarts des forêts sont exploités par des organisations publiques. Ces exploitations forestières publiques regroupent plusieurs catégories d'établissement qui se distinguent par leur situation, leur environnement et leurs objectifs. Certaines exploitations vivent de leur production et de la récolte du bois ; elles n'ont pas l'autorité de prélever des impôts et de se financer éventuellement par ce biais. Il s'agit des bourgeoisies, des corporations de droit public ou des sociétés coopératives qui exploitent plus d'un tiers de la surface boisée totale. On peut penser que leur comportement est dicté principalement par l'exigence d'un résultat financier positif à la fin de l'année. Il s'avère que leurs résultats financiers sont en général positifs ou supérieurs à ceux des deux autres groupes. Une seconde catégorie d'exploitations est celle qui prélève des impôts, soit les communes politiques qui gèrent plus d'un quart de la surface boisée totale. Les résultats qu'elles réalisent sont en général moins bons que ceux du premier groupe. Une troisième catégorie est constituée par la Confédération et les cantons qui s'occupent d'environ 5% de la surface boisée totale. Leurs résultats d'exploitation étaient les moins bons. Enfin, une dernière catégorie regroupe des propriétaires publics mixtes et privés/publics mixtes (environ 5% de l'aire forestière suisse).

Les statistiques forestières distinguent les dépenses courantes de la production du bois et les dépenses d'investissement (ouvrages permanents). Toutes les subventions courantes des collectivités publiques (et de tiers) pour l'exploitation de la forêt sont regroupées dans une seule rubrique du questionnaire. Il existe une variété de subventions selon les objectifs visés et l'échelon de production ; par exemple, au premier échelon, les soins aux jeunes peuplements et la création de réserves forestières sont soutenus conjointement par la Confédération et les cantons. Au niveau de la production de bois (échelon 2), le façonnage des bois renversés et endommagés, ainsi que la prévention de dégâts secondaires (bostryche) sont subventionnés¹.

¹ Il existe d'autres activités des exploitations et des propriétaires forestiers qui sont subventionnés, comme par exemple l'infrastructure routière, ou le stockage de bois.

La figure 1 montre l'évolution des soldes d'exploitation et du montant total des « contributions de tiers » (subventions). Globalement, l'augmentation des subventions à l'exploitation, qui accompagnait la réparation des dégâts par les exploitations touchées par Lothar, n'a pas empêché une détérioration des résultats financiers. Les coûts globaux des travaux ont naturellement augmenté en raison de l'effort important qui a été consacré à l'élimination des dégâts, alors que les recettes n'ont manifestement pas suivi à cause de la chute du prix (jusqu'à 35%) et du stockage du bois (non ventes). De plus, l'évolution négative des résultats financiers pourrait refléter en partie le fait que les subventions spécifiques « Lothar » n'ont couvert, comme cela a été voulu, qu'une partie des déficits prévisibles des projets subventionnés.

Figure 1 : Soldes des exploitations forestières publiques, 1993-2005
(en millions de francs)

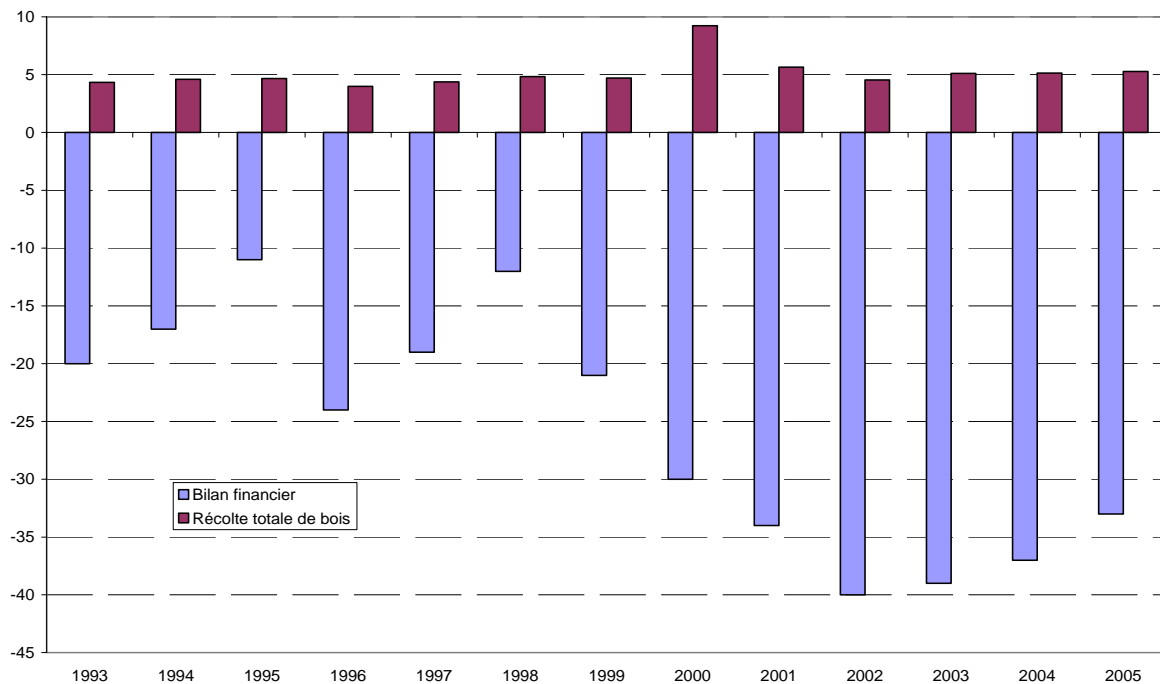


Note : Jusqu'en 2003, toutes les exploitations forestières publiques, dès 2004, exploitations forestières publiques et privées > 50 ha. De plus : Jusqu'en 2003, exploitation du bois, dès 2004, exploitation principale.

Source : Statistique forestière suisse, dans : OFS et OFEFP (2004) et OFEV (2006).

En fait, le bilan financier de l'exploitation du bois, soit les résultats financiers par m³, sont devenus négatifs en 1990 déjà, avec l'ouragan Vivian. La dégradation des résultats financiers semble donc structurelle, et Lothar semble avoir aggravé cette tendance. Pour Vivian en 1991 et Lothar en 2001, les pertes par m³ observées se situent au-dessus de la moyenne des années précédentes. La figure 2 montre la récolte de bois et le bilan de l'exploitation en francs par mètre cube de bois exploité sur la période 1993 à 2005.

Figure 2 : Récolte totale de bois et bilan de l'exploitation, moyenne suisse, 1993-2005
(récolte en millions de m³ ; bilan en francs par m³ de bois préparé)



Source : Statistique forestière suisse, dans : OFS et OFEFP (2004) et OFEV (2006).

Toutefois, globalement, il semble que le subventionnement, basé sur un système de forfaits selon la définition fédérale, n'ait pas empêché un certain gain de productivité. En effet, la statistique forestière renseigne par exemple sur le temps de travail en heures qui a été nécessaire par ha de forêt ou m³ de bois exploité. La tendance est nettement à la baisse, et on remarque une nette poussée, bien que temporaire, de la productivité en temps de crise, en 1990 et 1991 (Vivian) et en 2000 (Lothar).

Le rôle de Lothar et des subventions dans le comportement des exploitations forestières mérite un examen statistique plus complet. Pour cela, il faut se tourner vers l'analyse du système des comptes d'exploitation forestiers (CE) mis sur pied et tenu à jour par le service Economie d'entreprise de l'Economie forestière Suisse (EFS). Les comptes d'exploitation détaillés de presque 700 exploitations forestières publiques (représentant environ 30% de la surface des forêts publiques)², regroupées en 400 unités de décompte environ, intègrent une comptabilité analytique sur la production de l'exploitation forestière constituée de différents assortiments de bois, classés selon les critères commerciaux. Ils distinguent le premier échelon de production (peuplement, soins, etc.) du deuxième échelon qui se réfère aux travaux de récolte de bois (bûcheronnage, débardage, triage, cubage et transport) pouvant fournir des recettes provenant de la vente du bois. Les subventions spécifiquement versées au

² Les propriétaires privés en sont exclus. Selon la statistique forestière 2005, leur nombre est de 245'390, celui des propriétaires publics de 3'722. Dans l'ensemble, les propriétaires privés détiennent 28,2% de la surface boisée (351'446 ha), la plus grande part (71,8%, 891'044 ha) restant en main publique (OFS, 2006).

titre de la réparation des dégâts aux forêts sont certes isolées par rapport à celles concernant la sylviculture (peuplements, etc.), mais incluent aussi la réparation des dégâts secondaires, plus importants en 2001 qu'en 2000 et quelques autres subventions plus mineures (sécurité, par exemple).

Le déficit global dans l'exploitation du bois ne cesse d'augmenter, mais il peut recouvrir des situations très différentes, notamment en termes d'efficacité avec laquelle les travaux sont exécutés, par exemple :

- l'exploitation forestière travaille de manière efficace et elle applique « correctement » le système des forfaits ; en conséquence, l'exploitation concernée voit ses résultats financiers péricliter, puisque la subvention accordée ne couvre pas la totalité des frais effectifs ;
- l'exploitation forestière travaille habituellement de façon inefficace à des coûts élevés, mais aurait réalisé des gains de productivité en sous-traitant les travaux, par exemple, pour se retrouver éventuellement avec des comptes équilibrés, voire positifs.

La comparaison entre les différentes exploitations (benchmarking) ouvre un champ d'investigation intéressant, dans la mesure où il est possible d'identifier dans la base de données les exploitations qui ont été touchées par Lothar. En outre, il serait intéressant de savoir si les subventions accordées affectent l'efficacité des exploitations forestières. Aussi, à ce niveau, un examen statistique de la performance des exploitations ne peut être réalisé sans un contrôle direct des informations et variables au niveau des exploitations. La base de données CE permet de faire ressortir, en principe, les facteurs qui influencent la marche des exploitations forestières, qu'ils soient externes (topographique, caractéristiques de la forêt), internes (organisation, méthodes), ou imposés par la politique forestière (production de bois, par exemple).

Démarche

Le chapitre 2 donne une introduction générale à l'économie forestière en Suisse. Le chapitre 3 est consacré au concept de performance et à sa mesure ; les méthodes de mesure de l'efficacité utilisées dans le cadre de ce travail sont présentées ici. Le chapitre 4 présente l'état des connaissances dans le domaine étudié, permettant de déduire les hypothèses de travail sur les différences d'efficacité (chapitre 5). Le chapitre 6 est consacré à l'analyse de l'efficacité des exploitations forestières publiques en Suisse et présente les différents résultats trouvés. Enfin, une synthèse et une discussion des résultats sont proposées aux chapitres 7 et 8 (conclusion).

2 L'économie forestière suisse

Cette section est consacrée à la forêt et au secteur forestier en Suisse. Elle a pour but d'exposer les enjeux autour de l'économie forestière en Suisse.

2.1 La forêt en tant que bien public

En Suisse, la forêt joue sans doute un rôle particulièrement important. A côté de ses fonctions de production et de récréation (fonction sociale), la forêt suisse revêt une importance cruciale comme protection contre les éléments naturels tels que les avalanches, les glissements de terrain, l'érosion et les chutes de pierres. En effet, conformément à la répartition de la surface forestière, plus de la moitié de la surface forestière se situe au-dessus de 1000 m, et ce sont surtout les versants qui sont boisés (plus de 40% de la forêt croît sur un terrain dont la pente dépasse 40%). De même, la forte augmentation du tourisme, lié au développement de l'infrastructure dans les régions de montagne et à une intensification du trafic sur les voies de communication dans les Alpes, entraîne des exigences de plus en plus croissantes envers la fonction protectrice des forêts suisses (OFEFP, 1989).

L'intérêt de la collectivité à la conservation des fonctions principales de la forêt, en particulier la fonction de protection, est ainsi très élevé. Les conséquences que peuvent entraîner la destruction de grandes surfaces de forêt en Suisse ont été démontrées par les catastrophes naturelles du 19^{ème} siècle, qui ont amené l'inscription dans la Constitution fédérale de la « haute surveillance de la Confédération sur la police des forêts » et la loi fédérale de 1876 sur la police des forêts dans les régions élevées. Depuis plus de 130 ans, la reconstitution des forêts surexploitées et clairiérées et la création de nouvelles forêts protectrices dans les bassins de réception des torrents et sur les pentes menacées par les avalanches ont été le but déclaré de la politique forestière suisse. Notons d'ailleurs que, vu le grand intérêt public aux prestations de la forêt, les propriétaires doivent accepter des restrictions parfois considérables de leurs droits de propriété. D'après l'ancienne loi fédérale sur la police des forêts de 1902 (précédant la loi actuelle de 1991), ces restrictions et obligations étaient encore moins étendues pour la forêt privée que pour la forêt publique.

Ainsi, par la force des choses, l'Etat et l'Administration ont donc pris toujours plus d'importance dans la vie du secteur forestier suisse. Pendant longtemps, la Confédération s'est limitée à un rôle de surveillance en matière de défrichement et de surexploitation. La loi fédérale sur la police des forêts de 1902 a mis l'accent surtout sur la conservation de l'espace forestier. Avec la nouvelle loi forestière de 1991, la notion de conservation, vue jusque là sous son aspect quantitatif, a été complétée par des aspects qualitatifs afin de maintenir à long terme les fonctions protectrices, sociales et économiques des forêts. En plus du rôle de haute surveillance, l'Etat s'est donc progressivement vu attribuer ceux de financier et d'administrateur (Poffet, 1997).

Plusieurs facteurs ont contribué à cette évolution, dont les plus importants sont le dépérissement des forêts apparu dans les années 80, l'augmentation de la pression sur les forêts en raison de l'occupation croissante de l'espace vital, la détérioration de la situation

économique des entreprises forestières due à la baisse des recettes, ainsi qu'une prise de conscience dans la population d'importantes fonctions exercées par la forêt en matière de délasserment, de protection contre les catastrophes naturelles et de préservation de l'espace vital.

Quand on remonte aux sources du rôle de l'Etat dans le domaine forestier, on remarque qu'il intervient à plusieurs titres (Buttoud, 1998, pp. 40 ss). D'abord, comme expression de la puissance publique, il émet des réglementations qui ont pour but de limiter l'accès des riverains à une source jugée indispensable à l'économie et à la défense nationale. Il est ensuite lui-même propriétaire de bois et il tient ainsi d'autant plus à sauvegarder l'intégrité de ce patrimoine qu'il peut venir y puiser lorsque les temps se font difficiles. De tout temps considéré comme patrimoine collectif, l'espace forestier s'est trouvé tout naturellement approprié dans sa plus grande partie par la nation et pour elle-même, à un moment où s'affirmait le droit moderne fondé sur la juxtaposition entre propriétés étatiques et privées. Comme régisseur enfin, l'Etat, considéré comme le garant du long terme et le représentant de l'ensemble des intérêts de la collectivité nationale, est chargé de gérer les forêts qui n'appartiennent pas aux particuliers.

Cette intervention de l'Etat est justifiée théoriquement de deux points de vue. Il s'agit d'abord d'éviter que la pression des usagers sur la ressource forestière ne vienne empêcher celle-ci de fournir les produits nécessaires à l'économie nationale, notamment en temps de crise. Même si son apport à l'économie n'est pas aussi flagrant que le terroir agricole, l'espace boisé doit tout de même être géré au service des besoins de la collectivité. La prégnance de l'Etat résulte également de considérations plus théoriques sur la gestion du long terme et des externalités. Si la forêt permet le maintien de l'hydrologie ou la régularisation du climat, elle doit être gérée à un niveau permettant de prendre en compte l'ensemble de ces fonctions essentielles, et ce niveau est évidemment le niveau le plus global compatible avec le fonctionnement des institutions, c'est-à-dire l'Etat. De la même façon s'agit-il de préserver les capacités biologiques à très long terme, dans une durée qui excède souvent largement celle d'une génération. Sur une durée aussi longue, l'Etat apparaît donc comme le seul garant de la pérennité des institutions, et ainsi de la nation tout entière. C'est donc à lui que revient la tâche de s'occuper de cette composante si particulière de l'économie nationale que constitue la forêt.

Toutes ces fonctions que le marché à lui tout seul n'est pas capable d'assurer ainsi que le rôle des forêts dans le contexte des biens publics globaux peuvent donc justifier en grande partie l'omniprésence de l'Etat dans le domaine de la forêt. En outre, le caractère topographique particulier de la Suisse avec comme conséquence une fonction protectrice de la forêt très prononcée et la rareté des ressources naturelles dans ce pays permet d'expliquer ensuite le taux élevé (plus de deux tiers) de propriétaires de forêt publique.

2.2 Prises de décisions

La division Forêts de l'Office fédéral de l'environnement (OFEV), qui lui est intégré au Département fédéral de l'environnement, des transports, de l'énergie et de la communication (DETEC), est chargée des politiques nationales du secteur forestier.³ Elle veille à l'entretien et l'utilisation durables des forêts (cf. encadré) et est compétente pour accorder des subventions à cet effet. En outre, elle est compétente en matière de protection contre les avalanches, les chutes de pierres et d'autres dangers naturels.

Encadré : Gestion durable des forêts

La Conférence internationale sur la contribution des critères et indicateurs pour la gestion forestière durable : perspectives futures (CICI - 2003) a conclu pendant sa session de 2003 (FAO, 2003) que la gestion forestière durable englobe sept éléments thématiques communs : l'ampleur des ressources forestières, la diversité biologique, la santé et la vitalité des forêts, les fonctions de production des ressources forestières, les fonctions de protection des ressources forestières, les fonctions socioéconomiques, et le cadre juridique, directeur et institutionnel.

La coordination avec le niveau cantonal se fait à travers la Conférence des directeurs cantonaux des forêts (CDFo) et la Conférence des Inspecteurs cantonaux des forêts (CIC). La première discute de questions d'intérêt commun pour les départements forestiers cantonaux et les informe sur des questions touchant à l'économie forestière. La CIC a pour tâche principale de définir une politique forestière suisse, en collaboration avec la Confédération. Plusieurs organisations forestières sont des hôtes permanents avec voix consultative.

2.3 Cadre légal

La Constitution fédérale de la Confédération suisse prévoit à son article 77 (« Forêts ») que « la Confédération veille à ce que les forêts puissent remplir leurs fonctions protectrice, économique et sociale ». En outre, « elle fixe les principes applicables à la protection des forêts » et « elle encourage les mesures de conservation des forêts ».

La Loi fédérale sur les forêts (Loi sur les forêts, LFo) du 4 octobre 1991, entrée en vigueur en janvier 1993, constitue la loi-cadre de la politique forestière suisse. La Confédération y fixe des principes, dont elle laisse la réglementation aux cantons. La Loi sur les forêts a particulièrement pour but « d'assurer la conservation des forêts dans leur étendue et leur répartition géographique », « de protéger les forêts en tant que milieu naturel », « de garantir que les forêts puissent remplir leurs fonctions, notamment leurs fonctions protectrice, sociale et économique », et « de maintenir et promouvoir l'économie forestière » (LFo, art. 1 al. 1).

³ Depuis le 1er janvier 2006, l'OFEV regroupe l'Office fédéral de l'environnement, des forêts et du paysage (OFEFP) et une grande partie de l'Office fédéral des eaux et de la géologie (OFEG).

Elle essaie ainsi de concrétiser une synthèse des aspects écologiques, sociaux et économiques de l'utilisation des forêts.⁴

Notons que dans un contexte de développement durable des forêts, la loi prévoit un système de subsides qui supporte les mesures prises par les propriétaires forestiers visant à assurer les prestations des forêts non marchands, telles que la protection contre les dangers naturels ou la protection de la diversité biologique (LFo, art. 35 ss).⁵ D'ailleurs, une base légale supplémentaire de la politique forestière suisse est donnée par la Loi fédérale sur la chasse et la protection des mammifères et oiseaux sauvages (Loi sur la chasse, LChP) du 20 juin 1986, entrée en vigueur en avril 1988.

2.4 Les acteurs

Cette partie a pour but de présenter brièvement les principaux acteurs dans le domaine de la forêt et du bois en Suisse. La Conférence des inspecteurs cantonaux des forêts (CIC) et la Conférence des directeurs cantonaux des forêts ont déjà été mentionnées (*supra*). Des informations plus détaillées, aussi par rapport aux autres institutions du domaine forestier, peuvent être obtenues, par exemple, sur le site web de la division Forêts.⁶

La recherche et la formation dans le domaine des forêts sont assumées au niveau national par l'Institut fédéral de recherches sur la forêt, la neige et le paysage (WSL/FNP) et par l'Ecole polytechnique fédérale de Zurich (ETH Zurich) à travers son département des sciences de l'environnement. A noter que le WSL est un centre de recherches de la Confédération qui relève du domaine des écoles polytechniques fédérales (EPF). Les centres de formation forestière de Maienfeld (canton des Grisons) et de Lyss (canton de Berne) offrent respectivement une formation professionnelle axée sur les besoins et une formation s'adressant principalement aux chefs d'exploitation, à leurs supérieurs, aux autorités et aux propriétaires de forêts. Le Laboratoire fédéral d'essai des matériaux et de recherches (LFEM)⁷ s'est développé ces dernières années dans le domaine de la science et de l'ingénierie des matériaux. Dans le cadre de la construction et du génie civil, il s'intéresse notamment au bois et à ses dérivés et teste les matériaux pouvant être utilisés dans la construction en bois. La Haute école spécialisée bernoise Architecture, bois et génie civil est un centre de compétences qui compte parmi les principales institutions en Suisse en matière de formation et de postformation de cadres dans le domaine de la planification, de la construction et de l'habitat. En outre, dans le domaine de la transformation du bois, elle est l'unique Haute école de cette

⁴ Notons dans ce contexte que l'appréciation de la valeur monétaire de la forêt suisse notamment en tant qu'espace de détente, de loisir et de découverte gagne de plus en plus en importance. Le but est d'obtenir des indications monétaires relatives à la valeur de ces fonctions qui peuvent servir de base pour définir les objectifs de la politique forestière et calculer l'indemnisation de la fourniture de ce bien public qu'est la « détente en forêt », que les fonds versés soient publics ou privés. Voir, par exemple, Baranzini et Rochette (2006) et BUWAL (2005).

⁵ Le 29 juin 2005, le Conseil fédéral a envoyé en consultation une révision partielle de la Loi sur les forêts, dont l'objectif principal est un renforcement des prestations de la forêt et de l'économie forestière qui profitent à la collectivité.

⁶ Voir www.environnement-suisse.ch (Forêts, division Forêts).

⁷ En allemand : EMPA (Eidgenössisches Materialprüfungs- und Forschungsinstitut).

branche en Suisse. Finalement, CODOC – Coordination et documentation pour la formation forestière – est une prestation de la Confédération avec comme objectif d’assurer la promotion des professions forestières à l’échelle de la Suisse. Son rôle est défini dans l’Ordonnance fédérale sur les forêts (OFo). Signalons également que la Commission fédérale pour la formation forestière (CFFF) – une commission extraparlamentaire du DETEC regroupant des représentants de toutes les associations forestières, des cantons et des institutions de la formation et de la recherche dans le domaine forestier – conseille l’OFEV (division Forêts) dans les questions touchant la formation forestière.

LIGNUM, Economie suisse du bois, est l’organisation faîtière de l’économie des forêts et du bois suisse et coordonne les travaux des associations. La Société forestière suisse (SFS) regroupe notamment des forestiers, des scientifiques et des propriétaires de forêts. Elle défend la forêt, veille à sa conservation et à celle de ses fonctions, tout en favorisant une foresterie durable et proche de la nature. L’Association suisse des entrepreneurs forestiers (ASEFOR) réunit les entrepreneurs qui exécutent des contrats pour l’économie forestière. Elle a trois objectifs principaux, qui sont la défense des intérêts professionnels et économiques de ses membres, la diffusion des connaissances professionnelles, et la prévention des accidents. L’Association suisse des forestiers (ASF) est une association professionnelle qui défend les intérêts de la branche et ceux des personnes travaillant en forêt.

L’Economie forestière suisse (EFS)⁸ est l’organisation faîtière des propriétaires de forêts suisses. Parmi ses membres, on trouve les associations forestières cantonales ou régionales, tous les cantons, ainsi que des propriétaires forestiers individuels. Elle défend les intérêts des propriétaires de forêts, dont la promotion de l’écoulement des produits forestiers, la formation et les conseils en matière d’économie d’entreprises. L’association Energie-bois Suisse a pour but de favoriser une utilisation énergétique du bois moderne, efficace et respectueuse de l’environnement. L’association Industrie du bois Suisse soutient ses membres par des conseils dans les questions d’économie d’entreprise. Deux autres associations lui sont rattachées : l’Association suisse de l’industrie des emballages et palettes en bois (ASEP) et l’Association des fabricants de clôtures suisses (AFCS). L’association des entreprises suisses de construction en bois « Holzbau Schweiz » est un groupe spécialisé de la Société suisse des entrepreneurs (SSE) avec un rôle important au sein de l’industrie suisse du bois et de la construction.

Notons encore qu’au niveau international, le Comité du bois de la Commission économique des Nations Unies pour l’Europe (CEE-ONU), basé à Genève, joue un rôle clé. Il favorise et coordonne la collaboration et l’échange d’informations au sein de l’économie des forêts et du bois, en Europe et en Amérique du Nord.

⁸ En allemand : Waldwirtschaft Schweiz (WVS).

2.5 Politique forestière

L'actuelle et future politique forestière de la Confédération est fondée sur le Programme forestier suisse (PFS) qui a été élaboré en 2002 et en 2003 (OFEFP, 2004a). Il s'agit d'un programme d'action politique qui contient une projection de l'état souhaité de la forêt, avec douze objectifs à long terme quantifiés pour l'année 2015, ainsi qu'une stratégie définissant les mesures à prendre et les instruments à créer. Certaines des mesures proposées par le programme sont déjà intégrées dans le programme de travail de l'OFEV (ancien OFEFP). D'autres, par contre, nécessitent une révision partielle de la LFo (*supra*). Sur les douze objectifs à long terme, cinq sont actuellement prioritaires : il s'agit d'assurer la fonction protectrice des forêts, de maintenir la biodiversité, de protéger les sols forestiers, les arbres et l'eau potable, de renforcer la filière du bois, et d'améliorer la capacité de production de l'économie forestière. Plus précisément, l'économie forestière devrait voir sa marge de manœuvre augmenter tout en devenant plus efficace.

Un exemple concret de mise en œuvre immédiate des mesures proposées par le PFS ne demandant pas de révision de la législation est le programme « bois 21 ». Ce programme d'encouragement de la Confédération (OFEV) auquel ont collaboré l'économie des forêts et du bois, les hautes écoles et les associations de protection de l'environnement cherchait à créer les bases d'une exploitation durable du bois. En effet, comme la forêt suisse a une croissance deux fois supérieure à l'utilisation du bois en Suisse, l'objectif est d'accroître son utilisation afin d'arriver à un équilibre naturel des forêts suisses. La première étape du programme a été réalisée dans les années 2001 à 2003 ; la deuxième et dernière étape allait de 2004 à 2008. Initialement, le programme a été établi dans l'optique d'une durée de dix ans.

Signalons encore ici les principales innovations du PFS concernant les aspects financiers. Il est ainsi prévu que seules les prestations de service public seront indemnisées à l'avenir et que les prestations financières de la Confédération seront octroyées dans le cadre de conventions-programmes (*infra*) conclues avec les cantons. Par contre, pour favoriser les adaptations de structures dans les entreprises, un soutien temporaire est prévu. De plus, pour encourager l'innovation dans l'économie des forêts et du bois, l'octroi de crédits d'investissement (*infra*) est prévu. Finalement, notons que le coût total de la mise en œuvre du PFS entre 2004 et 2015 s'élèvera à environ 2,7 milliards de francs. Environ 1,1 milliard de francs seront à la charge de l'OFEV, ce qui représente 95 millions de francs par année. Les coûts restants seront pris en charge avant tout par les cantons, mais aussi par d'autres services fédéraux, les propriétaires forestiers et les associations (OFEFP, 2004a). Les aspects financiers sont étudiés de manière plus détaillée dans la partie suivante consacrée à la politique de subventionnement des forêts. En effet, une des raisons pour l'élaboration du PFS a été l'annonce de la réduction des subventions pour les forêts à partir de 2006 par le Conseil fédéral dans le cadre de son programme d'allègement budgétaire (PA) 2003.

2.6 Politique de subventionnement

Une question qu'on peut se poser dès le départ est de savoir pourquoi la Confédération a besoin de subventionner « les forêts ». Dans ce contexte il s'avère alors utile de rappeler que les tâches à gérer dans le domaine des forêts et du bois sont complexes et en même temps

importantes. Plus précisément, il s'agit de conserver l'aire forestière, de protéger les forêts en tant que milieu naturel et de garantir les différentes fonctions que doit assurer la forêt, mais aussi de maintenir et de soutenir l'économie forestière. Ainsi, et pour gérer le mieux possible toutes ces tâches qui vont bien au-delà d'un canton, le soutien par la Confédération, comme celui des cantons, s'avère nécessaire.⁹

De plus, le produit de la vente du bois ne parvient généralement pas à couvrir les frais de récolte, ce qui est particulièrement vrai dans le cas des forêts protectrices ; ou encore, afin de satisfaire les attentes de la société, des interventions sylvicoles sont indispensables même en absence de toute rentabilité. Ainsi, les subventions fédérales ensemble avec les autres subventions des pouvoirs publics permettent de répondre aux besoins de la société face à l'écosystème forestier et ses produits. Les objectifs comprennent notamment la réduction des effets potentiels des dangers naturels et la protection des animaux sauvages ainsi que la gestion de leurs populations. En fin de compte, une des grandes missions de la Confédération consiste à trouver le bon compromis entre l'harmonisation des besoins variés d'exploitation et le respect de la forêt en tant qu'écosystème.

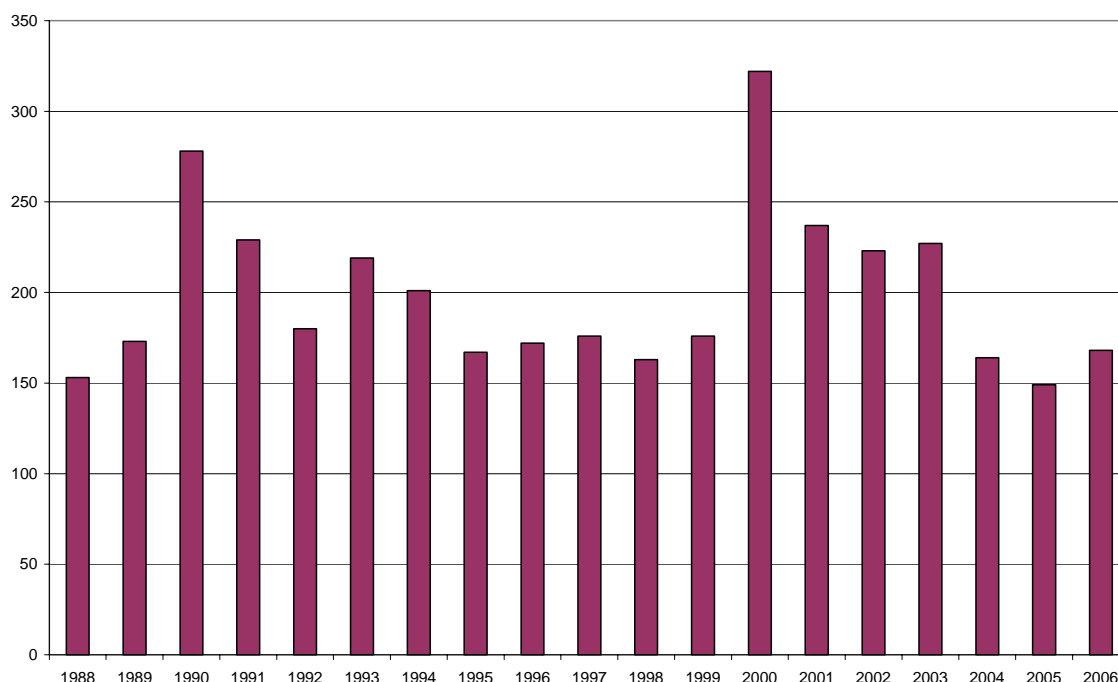
La figure 3 montre les subventions fédérales versées (rubriques financières et composantes de subventions toutes confondues) pour les forêts de 1988 à 2006. Les versements les plus élevés pendant cette période ont été effectués en 1990 suite à la tempête Vivian, en 1993 à cause du problème du bostryche qui en résultait et en 2000 suite à l'ouragan Lothar (et suite aux avalanches de l'hiver 1999), lorsque les subventions ont atteint plus de 320 millions de francs.¹⁰ On peut constater d'ailleurs qu'au milieu des années 90, les subventions fédérales se sont fixées à environ 180 millions de francs et c'est seulement à partir de 2003 (année record pour les bostryches) qu'elles se rapprochent à nouveau de la moyenne à long terme. Néanmoins, les fortes précipitations d'août 2005 qui ont causé des dommages extraordinaires dans de vastes régions de Suisse vont certainement contrecarrer cette tendance. En effet, les premiers versements s'inscrivant dans les projets liés aux intempéries ont été effectués en 2005, mais la plus grosse part des frais de remise en état sera facturée en 2006 et 2007. A noter que les subventions versées par les cantons et les communes sont à peu près équivalents aux aides financières fédérales.

⁹ Cf. www.environnement-suisse.ch (Forêts, Politique forestière fédérale, Des fonds pour la forêt).

¹⁰ D'ailleurs, les obligations de la Confédération liées à la remise en état consécutive à Lothar s'élevaient encore fin 2005 à 40 millions de francs (OFEV, 2006).

Figure 3 : Subventions fédérales versées, 1988-2006

(en millions de francs)



Note : toutes composantes confondues ; versements inclus ; crédits d'investissement.

Source : OFEV (2007).

Parmi les différentes rubriques financières et les composantes des subventions¹¹ on peut relever les rubriques « Entretien et gestion des forêts » (projets d'entretien des forêts et indemnités pour la prévention et la réparation de dégâts aux forêts) et « Crédit d'investissement forestier » (prêts sans intérêts pour l'acquisition de véhicules, engins et outils forestiers ainsi que des crédits à la construction pour le solde des frais de projets forestiers) qui ont nettement pris de l'ampleur. L'augmentation de la première rubrique est principalement due à l'extension des domaines d'encouragement impliquée par la loi récente sur les forêts (LFo) en date du 4 octobre 1991. Quant au crédit d'investissement (CI), il a joué un rôle central dans la remise en état des forêts suite aux dégâts causés par l'ouragan Lothar en tant qu'aide immédiate, avance de fonds ou crédit temporaire. En effet, étant exempt d'intérêts, les CI constituent un instrument attractif par rapport aux crédits bancaires (OFEFP, 2003a). D'ailleurs, plusieurs arguments financiers parlent en faveur de cet instrument de financement qui constitue une alternative aux subventions à fonds perdu. Plus précisément,

¹¹ La Confédération soutient la conservation des forêts, leur exploitation, la faune sauvage et la défense contre les dangers naturels au moyen de onze rubriques financières : entretien et gestion des forêts, protection contre les catastrophes naturelles, amélioration des structures et équipements de desserte, éducation professionnelle à l'environnement, relevés forestiers / inventaire forestier national, exécution de la loi sur les forêts, fonds pour la recherche sur les forêts et le bois, associations pour la conservation des forêts, gardes-chasse et dommages causés par le gibier, exécution de la conservation des espèces, crédits d'investissement pour l'économie forestière.

les fonds remboursés à la Confédération (au plus tard après vingt ans)¹² peuvent être réutilisés par les cantons pour d'autres projets et mesures ou placées à intérêt, permettant ainsi la mise sur pied d'un véritable système d'autofinancement. En 2005, les CI ont enregistré des versements de quelque 3,6 millions de francs et des remboursements à hauteur de 7,9 millions de francs (OFEV, 2006).

La situation difficile du secteur forestier est le résultat d'une multitude de facteurs. L'évolution du marché des grumes et les répercussions de la crise économique dans les domaines de la transformation du bois et de la construction ont joué sans doute un rôle considérable. Cependant, les subventions n'ont pas réussi à contrecarrer pleinement ces difficultés. De manière générale, leur efficacité a été mise en doute (Poffet, 1997). Un rapport d'experts mandatés par la Conférence des directeurs cantonaux des finances et le Département fédéral des finances a fait ressortir plusieurs défauts importants de l'octroi des subventions.¹³ Le premier problème est lié à l'asymétrie de l'information. En effet, celui qui paye la prestation n'est pas celui qui la fournit. En conséquence, celui qui reçoit la subvention est mieux informé que celui qui la donne. L'asymétrie et la parcellisation de l'information peuvent alors déboucher sur des choix non optimaux. Le deuxième problème est lié au phénomène d'illusion fiscale, c'est-à-dire que la subvention peut donner l'impression que le service a un coût inférieur à son coût réel. En outre, lorsque les taux de subventionnement sont élevés, l'incitation à faire pression sur les coûts est moins forte. L'illusion fiscale peut donc inciter à une totale déresponsabilisation. Enfin, le troisième problème est lié à la distorsion des choix. Si l'aide ne porte que sur certains objets, la tendance sera de choisir des solutions plus luxueuses là où la subvention existe tout en délaissant les objets non subventionnés. La conséquence en est une perte d'efficacité globale. De plus, l'expertise a montré certaines causes spécifiques d'inefficacité des subventions fédérales : objectifs mal définis, prescriptions trop détaillées, poursuite simultanée d'objectifs de redistribution des revenus et d'incitation à la fourniture de prestations, fragmentation excessive entraînant une trop grande complexité administrative, taux de subventionnement trop élevés et remboursement des frais effectifs favorisant des choix inefficaces voire une déresponsabilisation du bénéficiaire.

Le projet « effor2 » de l'OFEV cherche à optimiser l'utilisation des fonds fédéraux dans le domaine forestier en introduisant une nouvelle politique de subventionnement axée sur l'efficacité. A l'avenir, le subventionnement se fait sur la base de contrats de prestations passés entre la Confédération et les cantons. Ainsi, on ne subventionnera plus les coûts mais les objectifs convenus (prestations) entre les parties. Les lignes directrices du projet et les instruments nécessaires ont été élaborés et testés au cours d'une phase pilote entre 1997 et 2001. Les objectifs sont l'application du principe de subsidiarité et le renforcement de l'efficacité dans l'utilisation des fonds publics à l'aide des accords de prestations passés entre la Confédération et les cantons ainsi qu'à travers des subventions globales et forfaitaires. La deuxième phase du projet (2002-2006) correspondait à la mise au point définitive des

¹² A signaler que les remboursements « Lothar » ne sont pas assortis de délais.

¹³ Cf. R.L. Frey, B. Dafflon, C. Jeanrenaud, A. Meier et A. Spillmann, « La péréquation financière entre la Confédération et les cantons », *Expertise relative aux aides financières et indemnités de la Confédération en faveur des cantons*, Administration fédérale des finances et Conférence des Directeurs cantonaux des finances, Berne, 31 mars 1994.

différents instruments et l'élaboration des bases légales nécessaires. Le but est d'inscrire, à partir de 2007, les nouveaux instruments dans la loi (LFo) et l'ordonnance sur les forêts (OFo). A noter que cette nouvelle orientation du subventionnement correspond principalement aux grandes lignes de la Réforme de la péréquation et de la répartition des tâches entre la Confédération et les cantons (RPT).¹⁴

2.7 Politique forestière internationale

La division Forêts s'occupe, ensemble avec la division Affaires internationales de l'OFEV, des questions internationales. La politique forestière internationale de la Suisse est formulée et mise en œuvre sous la direction de l'OFEV, en collaboration avec la Direction du développement et de la coopération (DDC)¹⁵ et le Secrétariat d'Etat à l'économie (seco). Elle suit les principes adoptés à Rio de Janeiro (Brésil) pendant la Conférence des Nations Unies sur l'environnement et le développement (Sommet de la Terre) en 1992 et l'Agenda 21. Sur le plan national, cette politique s'appuie sur la Constitution fédérale, la loi fédérale sur la protection de l'environnement (LPE), la LFo, la loi fédérale sur la coopération au développement et l'aide humanitaire internationales, et le « Rapport sur la politique extérieure 2000 » du Conseil fédéral (2000).

Sur le plan mondial, les principaux champs d'action de l'OFEV sont le Forum des Nations Unies sur les forêts (United Nations Forum on Forests, UNFF), la Convention sur la diversité biologique (CDB) signée en 1992 à Rio lors du Sommet de la Terre, ainsi que la Convention-cadre des Nations Unies sur les changements climatiques (CCNUCC) et le Protocole de Kyoto.

Au niveau européen, la Direction des forêts s'occupe du processus politique à travers la Conférence ministérielle pour la protection des forêts en Europe qui réunit environ 40 Etats européens. Parmi les thèmes traités figurent, par exemple, les dangers et les atouts liés à la forêt et à l'économie forestière. Les décisions prises sont ensuite mises en œuvre à l'échelon national par les différents Etats européens. Comme les thèmes traités correspondent souvent aux préoccupations suisses, des éléments de solution peuvent être trouvés pour résoudre des problèmes importants de la politique forestière suisse. Ainsi, par exemple, la définition de la gestion durable développée en 1993 à la Conférence ministérielle d'Helsinki et les critères correspondants forment la structure de base du PFS (OFEFP, 2003b). Notons encore qu'en 2003 (accord de Luxembourg), l'Union européenne (UE) a entamé une réforme profonde de sa Politique agricole commune (PAC). L'étude « Soutien à la sylviculture au sein de l'Union européenne » (Basler & Hofman, 2004) fournit un aperçu de la nouvelle politique d'encouragement de l'UE dans l'économie des forêts et du bois.

¹⁴ Cf. www.environnement-suisse.ch (Forêts, Politique forestière fédérale, Mise en œuvre de la RPT – effort2).

¹⁵ La DDC est l'agence chargée de la coopération internationale au sein du Département fédéral des affaires étrangères (DFAE).

A travers ses différents secteurs, la division Forêts fait partie d'un vaste réseau qui permet une collaboration technique et des échanges internationaux. Citons comme exemple le Comité du bois de la Commission économique de l'Europe, la Commission forestière européenne de la FAO et le « Committee on Forest Technology, Management and Training ». Mais la collaboration et les échanges d'expériences s'appliquent également à d'autres domaines comme c'est le cas, par exemple, dans le cadre de la Convention alpine de 1991 visant à assurer la protection et le développement durable de l'arc alpin et son protocole d'application dans le domaine des « forêts de montagne ».

La partie suivante présente les principales statistiques dans le domaine de la sylviculture. Elle se base essentiellement sur les annuaires « La forêt et le bois » (2006 et années précédentes) édités jusqu'en 2004 par l'Office fédéral de la statistique (OFS) et l'OFEPF, puis par l'OFEPF, devenu l'OFEV en 2006.¹⁶

2.8 Surface forestière

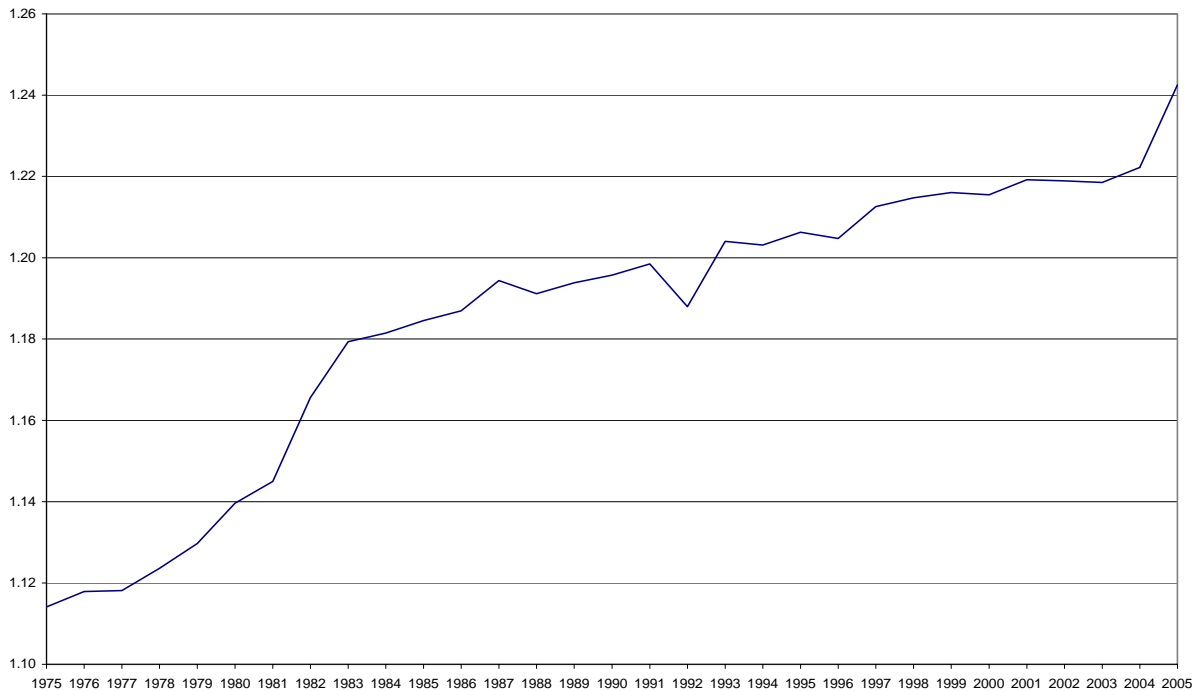
Selon la statistique forestière, la surface forestière totale de la Suisse était de 1'242'510 ha en 2005 (OFEV, 2006). Ainsi, l'aire forestière couvre 30% environ de la superficie nationale (41'285 km²). Mais la répartition des forêts varie fortement d'une région à l'autre : par exemple, sur le Plateau, à peine un quart de la superficie est boisé, au Tessin et dans le Jura, cette proportion dépasse 45%.

Selon le deuxième inventaire forestier national (IFN 2)¹⁷ (Brassel et Brändli, 1999), la surface forestière a augmenté de 47'600 ha ou de 4% au cours de la période 1985 à 1995. Mais de nouveau, on constate des différences nettes selon les régions : dans les Alpes, l'augmentation a été la plus forte (+7,6%), sur le Plateau, l'aire forestière est restée inchangée. Notons que dans les zones urbanisées, la pression sur la forêt reste élevée, car le terrain est de plus en plus rare ; or, c'est précisément dans ces zones que la forêt remplit une fonction sociale particulièrement importante. Puis, après une légère augmentation jusqu'en 2000, la surface forestière est restée relativement stable. C'est seulement entre 2004 et 2005 que la surface forestière s'est extraordinairement agrandie (+ 20'259 ha), car les cantons ont mis leurs statistiques à jour et ont procédé à diverses rectifications (figure 4).

¹⁶ La statistique forestière suisse a été révisée à partir des relevés 2004. Dorénavant, les données sont collectées avec la nouvelle application www.forst-stat.ch. Mais les modifications liées à cette révision et les mises à jour de la surface forestière effectuées par les personnes soumises à l'enquête n'ont pas été sans effets sur les résultats et sur la comparaison avec les années précédentes (OFEPF, 2005, pp. 128 ss).

¹⁷ L'IFN fait partie d'un système d'information national sur la forêt ; il est l'une des composantes du programme Observation des forêts suisses (ObFS) avec les recherches à long terme sur les écosystèmes forestiers LWF, l'inventaire Sanasilva IS et le Service phytosanitaire d'observation et d'information SPOI. L'IFN saisit périodiquement l'état et les évaluations de la forêt suisse, dans toutes ses fonctions ; il fournit des données statistiques pour la Suisse, les cantons et les régions. Les premiers relevés (IFN 1) ont été réalisés entre 1983 et 1985 (IFRF et OFPP, 1990) et la deuxième campagne a eu lieu entre 1993 et 1995 (IFN 2). Les relevés pour l'IFN 3 ont commencé en 2004 pour se terminer en 2007. Pour plus d'informations, voir www.lfi.ch.

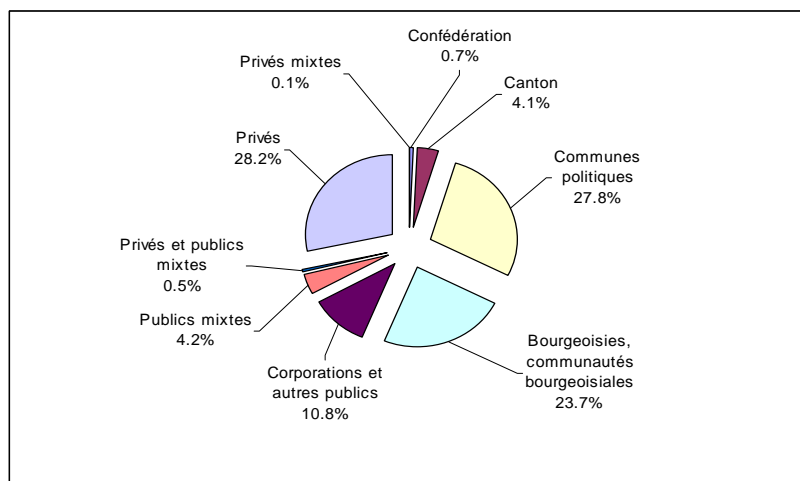
Figure 4 : Accroissement de la surface forestière totale en Suisse, 1975-2005
(en millions d'hectares)



Source : Statistique forestière suisse (OFS).

En ce qui concerne les conditions de propriété, on rappelle que les forêts privées représentent plus d'un quart des forêts suisses (28%). Les forêts publiques (72%) sont majoritaires : près d'un quart des forêts appartient respectivement aux communes bourgeoises et aux communes politiques. Les cantons et la Confédération possèdent environ 5% de l'aire forestière suisse (figure 5). Mais là aussi, de fortes différences régionales existent.

Figure 5 : Surfaces forestières par catégorie de propriétaires, 2005



Source : Statistique forestière suisse, dans : OFS (2006).

Notons qu'en vertu de la LFo, l'autorisation de défrichage est accordée en même temps que l'approbation d'un projet particulier. La Confédération décide, par exemple, des routes nationales, des lignes de chemins de fer ou de la construction d'aéroports ; les cantons, en revanche, sont surtout compétents pour les projets de gravières et de décharges. Un défrichage autorisé doit être en règle générale compensé en nature dans la même région.

2.9 Etat de la forêt suisse

Depuis 1985, l'Inventaire Sanasilva, effectué par les spécialistes du WSL, assure le suivi de la santé des forêts suisses grâce à l'observation des houppiers et d'autres indicateurs de l'état des arbres. En effet, le pourcentage d'arbres qui présentent une défoliation des houppiers de plus de 25% qu'un arbre de référence en bon état de santé, sert comme valeur de comparaison au niveau international.

Pendant les premiers dix ans de l'observation, la proportion des arbres présentant une défoliation des houppiers de plus de 25% a, en dépit de fluctuations annuelles, constamment augmenté. Depuis 1996, aucune tendance particulière ne se dégage. Mais les valeurs peuvent varier fortement d'une année à l'autre. En effet, trois des quatre grands sauts dans la défoliation des houppiers ont eu lieu après les tempêtes Vivian (1990) et Lothar (1999), et la sécheresse de l'été 2003. Or la sécheresse 2003 n'a entraîné une défoliation et des taux de mortalité des arbres plus élevés qu'avec une année de retard.¹⁸ En outre, à côté des effets directs de la chaleur et la sécheresse de l'année 2003, on a également pu observer des dommages secondaires : le volume de bois bostryché (2 millions de mètres cubes) a atteint un nouveau record. Notons cependant que les modifications des sols dues à l'acidification et à l'apport d'azote restent les risques principaux pour la forêt (OFS et OFEFP, 2004).

L'année 2005, comparée aux moyennes annuelles antérieures, fut plus chaude dans les zones à basse altitude des deux côtés des Alpes, et plus sèche à l'Ouest, en Valais, dans les Grisons et au Tessin. Au Sud des Alpes, le déficit pluviométrique fut même extrême : seuls deux tiers des précipitations annuelles normales sont tombés. D'ailleurs, la pullulation de différents insectes suite à l'été chaud et sec de 2003 s'est fait sentir encore en 2005 causant des dégâts notables aux feuilles et aux aiguilles (Meier *et al.*, 2006).

Enfin, le 18 janvier 2007 et dans la nuit du 19, l'Europe centrale et la Suisse ont été frappées par une tempête du nom de « Kyrill ». D'après une enquête de l'OFEV auprès des services forestiers cantonaux, la forêt suisse a subi bien moins de dommages dus au vent qu'on ne l'a d'abord craint ; ont été enregistré environ 100'000 m³ de chablis, ce qui correspond en gros à 2% d'une récolte annuelle normale. En comparaison, plus de 20 millions m³ de bois sont tombés en Allemagne et 2,5 millions m³ en Autriche.

¹⁸ Cf. Inventaire Sanasilva 2004. Les résultats sont disponibles sur le site web du WSL (www.wsl.ch).

2.10 Volume sur pied, accroissement et essences

Le volume moyen sur pied à l'hectare de la forêt suisse dépasse clairement ceux de la plupart des pays de l'Europe de l'ouest (tableau 1). Selon l'IFN 2 (Brassel et Brändli, 1999), le volume total sur la surface forestière se monte à 417,7 millions de m³ ou 367 m³/ha. Sur la surface boisée lors des deux inventaires (IFN 1 et IFN 2), on trouve 362 m³/ha d'arbres vifs sur pied. Par rapport à l'IFN 1, ce volume a augmenté de 7,6% ou 27,2 millions de m³, auxquels viennent s'ajouter 14,8 millions de m³ à cause de l'augmentation de la surface forestière. D'après l'IFN 2, le volume d'arbres vifs sur pied se monte à 403,5 millions de m³ ou 354 m³/ha. D'ailleurs, rappelons que la part de la forêt dans la superficie totale de la Suisse se monte à 30% environ. La proportion de forêt est encore plus élevée dans certains pays voisins (Autriche 47%, Italie 34% et Allemagne 32%). Aux Pays-Bas, par contre, la forêt couvre une surface nettement plus petite (11%).

Tableau 1 : Volume de bois sur pied dans quelques pays d'Europe, 1995

	Feuillus millions m ³	Résineux millions m ³	Total	
			millions m ³	m ³ /ha
Norvège	168	574	742	62
Finlande	353	1'601	1'954	86
Italie	589	482	1'071	109
Suède	454	2'491	2'945	105
France	1'202	757	1'959	116
Allemagne	910	2'001	2'911	271
Autriche	181	849	1'030	266
Suisse	138	290	428	361

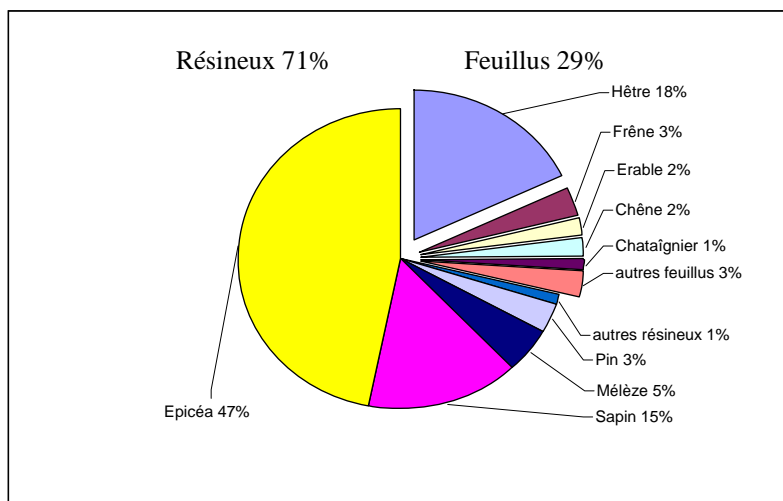
Période d'inventaire : 1995.

Source : EUROSTAT, statistique forestière 1992-1996, dans : OFS et OFEFP (2004).

En ce qui concerne l'accroissement, le volume de bois de tige en écorce s'est accru de 99 millions de m³ depuis l'IFN 1, ce qui correspond, pour un intervalle de 10,1 ans, à 9,8 millions de m³ par an. L'accroissement annuel moyen varie fortement selon les régions : entre 5,0 m³/ha au Sud des Alpes et 14,7 m³/ha dans la région économique « centre du Plateau ».

Finalement, l'épicéa (47%), le hêtre (18%) et le sapin (15%) sont les essences dominantes de la forêt suisse. Elles constituent à elles seules 80% du volume de bois (figure 6).

Figure 6 : Essences forestières principales de Suisse, 1995



Source : IFN 2, 1993-95, dans : OFS et OFEFP (2004).

2.11 Récolte du bois

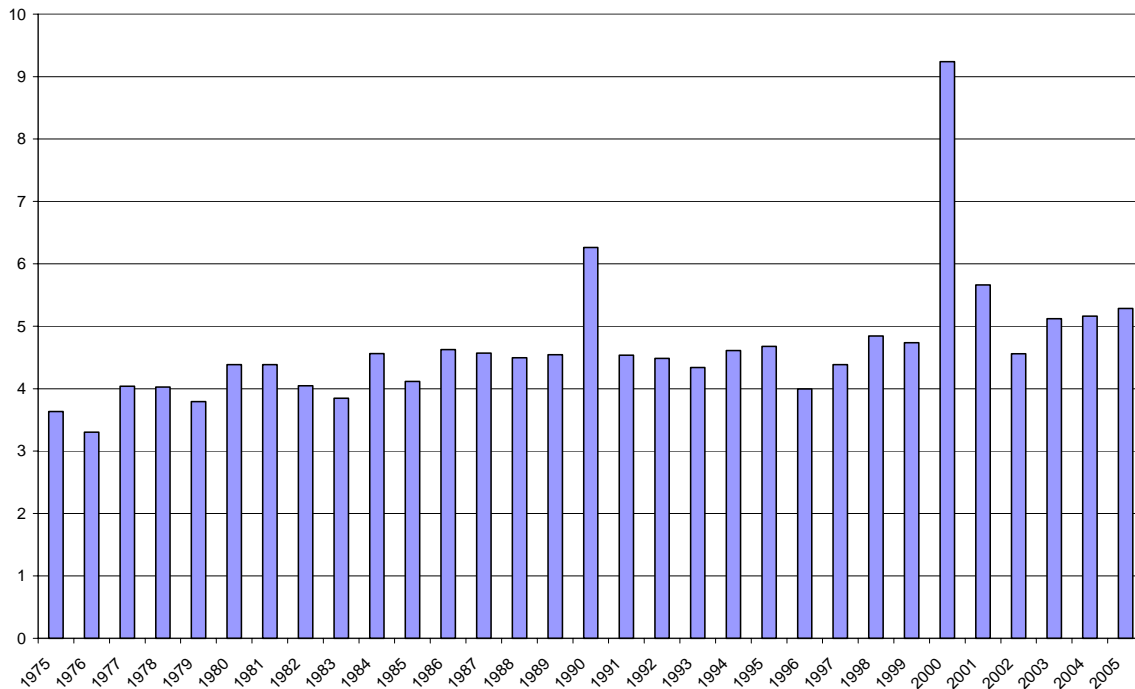
En 2005, 5,28 millions de m³ de bois ont été récoltés en Suisse, ce qui correspond à une augmentation de 2,4% par rapport à l'année 2004. En outre, la récolte du bois a été supérieure de 16,7% à la quantité moyenne des années antérieures à l'ouragan Lothar 1995-1999 (OFEV, 2006). Entre 1999 et 2000, la récolte de bois a presque doublé suite à Lothar passant de 4,74 millions de m³ à 9,24 millions de m³. Enfin, l'augmentation a été d'environ 12% entre 2002 et 2003 s'expliquent principalement par la prolifération du bostryche durant l'été 2003. Notons encore que le pic de 1990 avec une récolte totale de bois de 6,26 millions de m³ a été la conséquence de l'ouragan Vivian (figure 7).

La répartition des 5,3 millions de m³ de bois récoltés en 2005 est la suivante : 64% de grumes (principalement utilisées dans les scieries), 24% de bois de feu et 11% de bois d'industrie (servant à fabriquer du papier et de la cellulose) et 1% d'autres assortiments. 63% du volume de bois coupé a été commercialisé par les entreprises forestières publiques (72% de la surface forestière), les 37% restant sont livrés par les propriétaires privés. Remarquons que les principaux cantons producteurs de bois en 2005 étaient Berne, Zurich, Argovie, Vaud et Lucerne, représentant plus de 50% de la récolte totale.

La Suisse est divisée en cinq zones forestières : Jura, Plateau, Préalpes, Alpes et Sud des Alpes. Environ deux tiers de la récolte de bois proviennent du Plateau (46%) et des Préalpes (23%), un tiers du Jura (19%), des Alpes (11%) et du Sud des Alpes (1%) (OFEV, 2006). Les conditions de croissance des forêts sont particulièrement favorables sur le Plateau et dans une partie des Préalpes. En outre, les forêts dans ces zones sont plus facilement accessibles pour la coupe que celles du reste du pays, diminuant ainsi les frais de récolte. En effet, dans les Alpes et le Sud des Alpes, des câbles-grues et des hélicoptères sont souvent utilisés pour la récolte, entraînant des coûts jusqu'à quatre fois plus élevés que dans les autres zones forestières (OFS et OFEFP, 2004).

Figure 7 : Récolte de bois en Suisse, 1975-2005

(en millions de m³)



Source : Statistique forestière suisse, dans : OFEV (2006).

2.12 Exploitations forestières publiques

Rappelons que la statistique forestière suisse a été révisée en 2004. Diverses adaptations et modifications ont eu une grande influence sur les résultats relatifs aux structures et finances des exploitations forestières, créant des problèmes de comparaison avec les résultats des années précédentes (OFEFP, 2005). En particulier, dès 2004, on a rajouté à l'analyse des exploitations forestières publiques les exploitations forestières privées d'une taille supérieure à 50 ha. En outre, dans le cadre de l'analyse de la situation économique des exploitations forestières, on a considéré jusqu'en 2003 l'exploitation du bois dans son ensemble ; depuis 2004, on ne prend plus en compte que l'exploitation principale (gestion forestière et production de bois). Comme ce travail porte sur l'analyse de l'efficacité des exploitations forestières publiques entre 1998 et 2003, nous nous limitons ici principalement à la présentation des données allant jusqu'en 2003. De plus, la situation générale n'a pas fondamentalement changé après 2003.

Comme déjà mentionné dans l'introduction, le recensement des entreprises de 2000 indiquait l'existence de 1'073 exploitations forestières publiques (et non pas les entreprises), mais de 3'300 ou plus, si l'on en croit la statistique forestière (OFS et OFEFP, 2001). L'écart important entre ces deux chiffres s'explique par la différence dans les dates de recensement et dans la définition des exploitations et des établissements. En outre, seules les activités principales ont été relevées par le recensement fédéral. D'après la statistique forestière suisse 2003, le nombre d'exploitations forestières publiques était de 2'895 (OFS et OFEFP, 2004).

Enfin, en 2005, cette même statistique recensait 2'976 exploitations forestières, mais le recensement des entreprises 2005 seulement 784 (OFS, 2006). La tendance générale semble donc aller dans la direction d'une diminution du nombre des exploitations forestières. Rappelons cependant que depuis la révision de la statistique forestière en 2004, celle-ci inclut les exploitations forestières privées d'une taille supérieure à 50 ha.

Depuis deux décennies, l'économie forestière se trouve dans une situation précaire (OFS et OFEFP, 2004). Malgré l'amélioration de la situation financière d'un grand nombre d'exploitations forestières publiques en 2003 par rapport à l'année précédente, deux tiers d'entre elles restent dans les chiffres rouges.¹⁹

Côté dépenses, on a enregistré une diminution des coûts de production du bois par mètre cube en 2003, notamment dans le Jura et sur le Plateau : au premier stade de production (soins), les coûts ont passé de 112 à 95 francs par hectare ; au deuxième stade de production (récolte de bois), ils ont reculé de 3 francs pour atteindre 78 francs par mètre cube. Par contre, la tendance à la hausse des coûts de la main-d'œuvre permanente par heure de travail productif continue. Enfin, sur le plan de la productivité, on constate une stagnation par rapport au temps de travail requis tant par hectare de forêt que par mètre cube de bois (figure 11).

Du côté des recettes du bois, on observe une légère amélioration, en passant de 68 francs par mètre cube à 71 francs en moyenne pour tous les assortiments. En même temps, les subventions des pouvoirs publics pour la production du bois ont diminué en 2003 (de 5 francs par mètre cube ou de 9 francs par hectare).

Comme les exploitations forestières publiques suisses sont au cœur de ce travail, les figures suivantes servent à mieux illustrer leur situation. La figure 8 montre le nombre des exploitations forestières publiques et leur surface forestière productive selon la classe de grandeur. La répartition des exploitations en fonction de leur taille démontre que l'économie forestière suisse se caractérise par des petites surfaces : 50% des exploitations publiques comptent moins de 100 ha de forêts et n'exploitent au total que 7% de la surface forestière productive. D'ailleurs, cette image reste quasiment la même en 2005 (56%/7%), et ceci malgré la prise en compte des entreprises forestières privées d'une taille supérieure à 50 ha (OFEV, 2006). De l'autre côté, seulement 5,5% des exploitations forestières publiques suisses comptent une surface forestière productive supérieure à 1000 ha (OFS et OFEFP, 2004). Enfin, la surface forestière moyenne par exploitation publique est de 270 ha (OFEFP, 2003c).²⁰ Plus particulièrement, la surface forestière productive moyenne des exploitations est de 347 ha dans le Jura, 106 sur le Plateau, 188 dans les Préalpes, 647 dans les Alpes et 324 au Sud des Alpes (OFEFP, 2005).

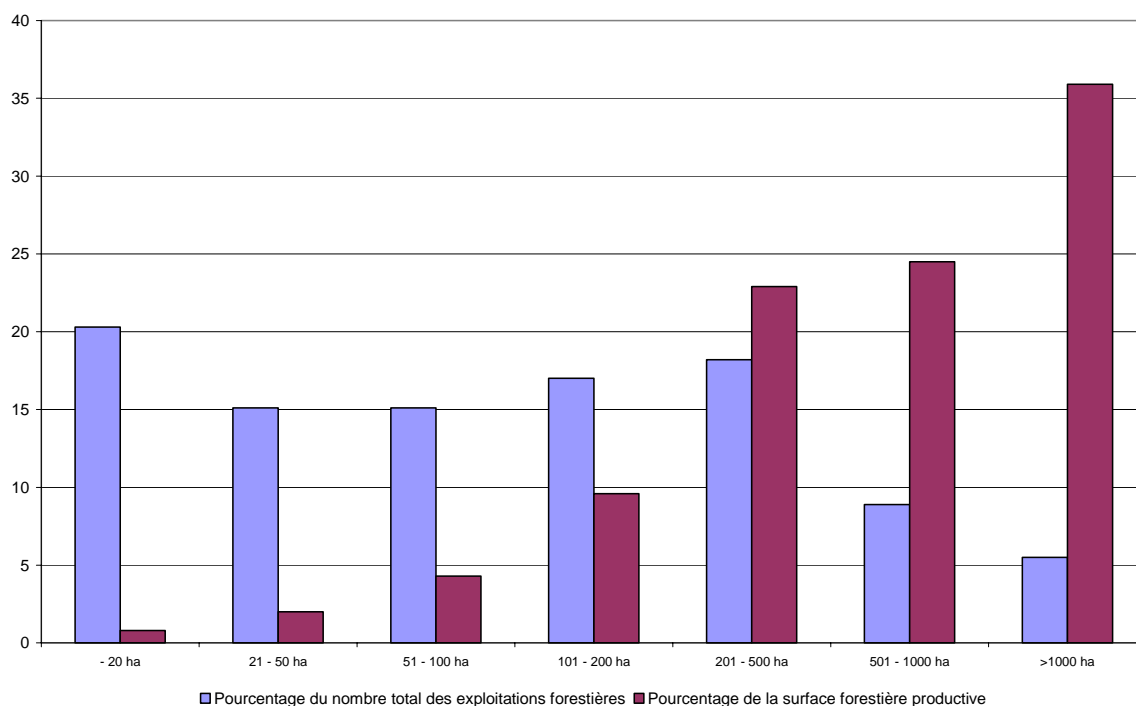
¹⁹ Interprétation des chiffres 2003 relatifs aux comptes d'exploitation par l'Economie forestière Suisse (EFS), dans OFS et OFEFP (2004).

²⁰ Signalons que la surface moyenne de forêt par propriétaire privé est de 1,3 ha seulement (OFEFP, 2003c).

La figure 9 présente les sources de recettes des exploitations forestières publiques en pour cent de leurs dépenses entre 1997 et 2003. Ainsi, en 2003, le déficit correspondait à 13% des dépenses, les subventions à 33%, les recettes du bois à 36% et celles des exploitations accessoires à 18%. Comme les subventions ne sont à priori pas destinées à couvrir les déficits des exploitations, les pertes doivent être supportées par les propriétaires eux-mêmes, c'est-à-dire surtout les communes et les bourgeoisies (par exemple à travers les fonds de réserve forestiers). Signalons encore qu'entre 2000 et 2005, on constate une nette augmentation des recettes et dépenses dans les activités accessoires (OFEV, 2006). La figure 10 résume les recettes et dépenses des exploitations forestières publiques entre 1980 et 2003. On s'aperçoit que le bilan financier de l'exploitation du bois est devenu négatif en 1990 déjà, avec l'ouragan Vivian, et Lothar semble avoir aggravé cette situation. En effet, depuis 1980, les prix des bois ont chuté de moitié alors que les charges salariales doublient. Enfin, la figure 11 illustre l'évolution du temps de travail dans l'exploitation du bois (en heures) par mètre cube de bois exploité entre 1983 et 2003. La tendance est nettement à la baisse, et on remarque une nette poussée, bien que temporaire, de la productivité en temps de crise, en 1990 et 1991 (Vivian) et en 2000 (Lothar). Remarquons que les entreprises étudiées ne constituent pas une sélection représentative et qu'il ne s'agit pas chaque année des mêmes entreprises.

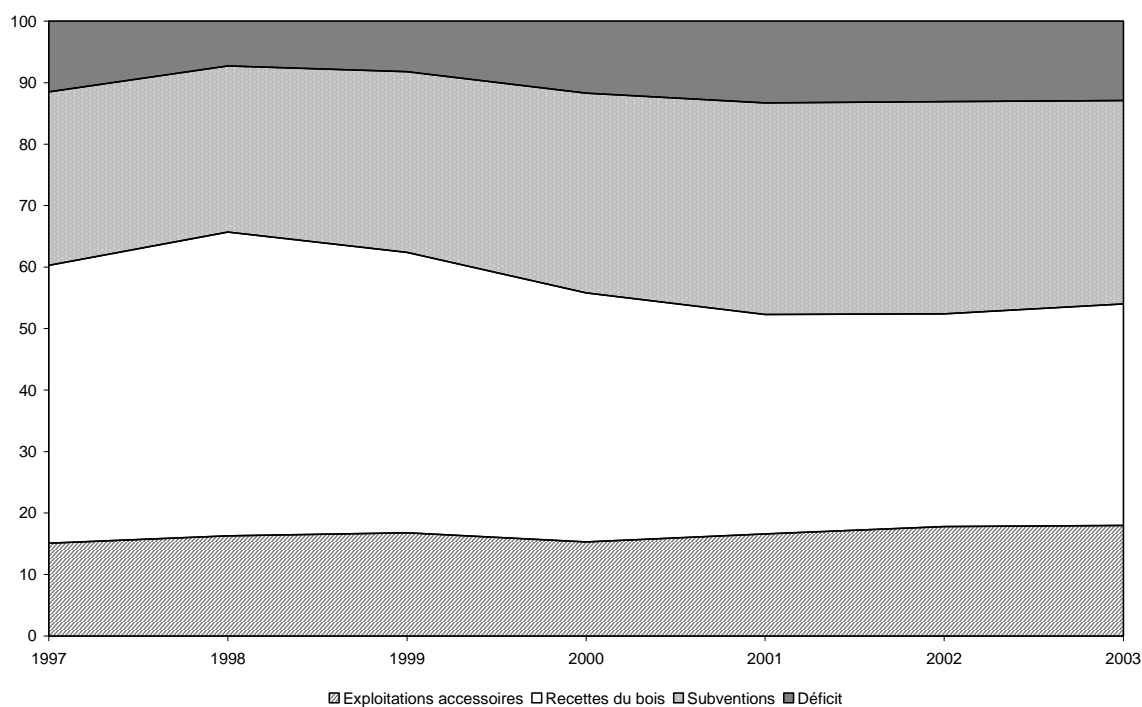
Figure 8 : Répartition des exploitations forestières publiques et surface forestière productive par classe de grandeur, 2003

(en %)



Source : Statistique forestière suisse 2003, dans : OFS et OFEFP (2004).

Figure 9 : Source des recettes des exploitations forestières publiques, 1997-2003
(en % des dépenses)



Source : Statistique forestière suisse 1997-2003, dans : OFS et OFEFP (2004).

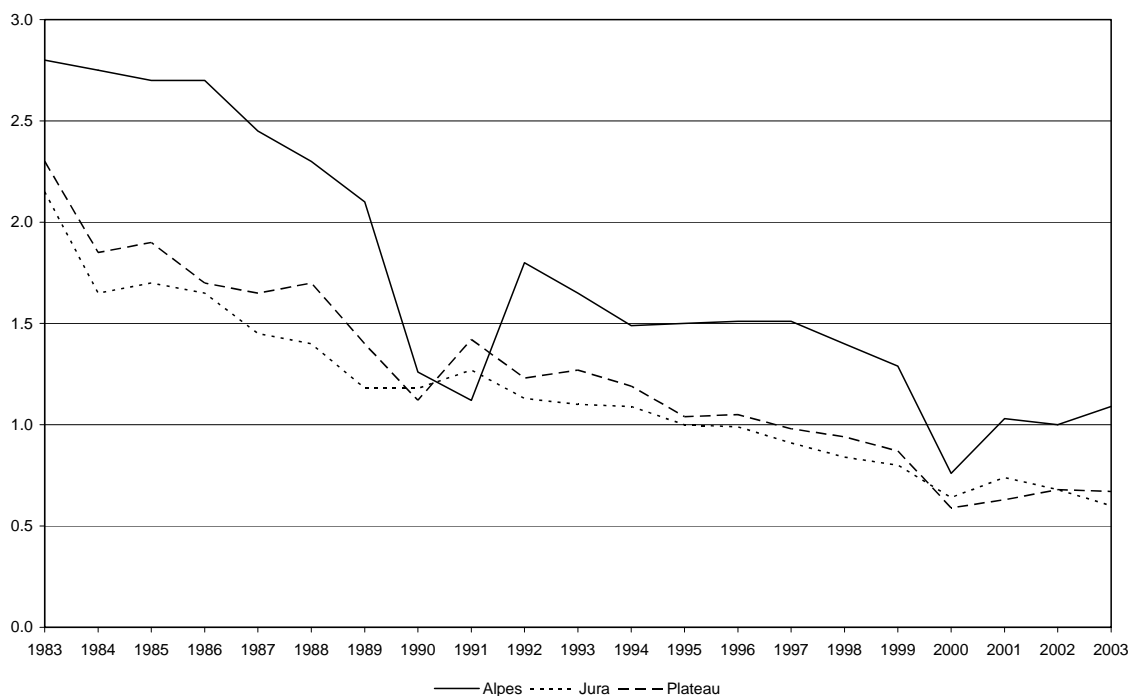
Figure 10 : Recettes et dépenses des exploitations forestières publiques, 1980-2003
(en millions de francs)



Source : Statistique forestière suisse, dans : OFS et OFEFP (2004).

Figure 11 : Temps de travail dans l'exploitation du bois (h) par m³ de bois exploité, 1983-2003

(en h/m³)



Source : Enquête d'économie d'exploitation, Office forestier central, Soleure, dans : OFS et OFEFP (2004).

2.13 Prix du bois et certification

En observant les indices des prix des grumes de sciage (résineux/feuillus), du bois de sciages (épicéa/sapin) et du bois d'industrie et de chauffage sur la période 1992-2006 (statistiques des prix du bois de l'OFS, dans : OFEV, 2006), on remarque d'abord une tendance générale à la baisse depuis le début de la période d'observation jusqu'en 2000. Puis Lothar a provoqué une forte chute des prix sur le marché des grumes de sciage : la valeur du bois de résineux a baissé d'environ 50% et celle du feuillus d'environ 30%. Si les prix des bois ronds de résineux se sont plus ou moins stabilisés par la suite, les prix des bois ronds de feuillus sont encore loin de leur niveau d'avant Lothar. Quant aux prix des bois de sciages, d'industrie et de chauffage, ceux-ci indiquent une certaine stabilisation voire augmentation depuis 2003.

En 1999, les associations et les organisations intéressées ont introduit conjointement avec l'OFEFP les « Normes nationales pour la certification forestière en Suisse ». Depuis 2000, la double certification basée sur le système FSC (Forest Stewardship Council) et le label Q, le label écologique suisse, est en place. Le label Q, créé par l'EFS, en collaboration avec Lignum, est accrédité par le PEFC (Programme for the Endorsement of Forest Certification

Schemes)²¹. Début 2006, plus de la moitié de l'aire forestière suisse était certifiée. Du côté des entrepreneurs forestiers, du commerce et de la transformation du bois, 59 entreprises forestières, 141 scieries, 46 entreprises de commerce du bois et 161 entreprises des échelons de transformation ultérieurs étaient certifiées en juin 2005.²²

2.14 Transformation du bois

L'objectif de cette section est de donner un très bref aperçu chiffré du secteur de la transformation du bois en Suisse (OFEV, 2006 et annuaires antérieurs). Ainsi, au niveau des scieries et du marché des sciages, on a enregistré en 2005 une production de sciages de résineux de 1'501'000 m³, ce qui correspond à une augmentation de plus de 6% par rapport à l'année précédente. Par contre, la production de sciages de feuillus a de nouveau reculé et n'a atteint que 90'000 m³ (-5%). De manière générale, la production suisse de sciages s'est accrue d'environ 6% en 2005 par rapport à l'année précédente.

En 2003 (OFS et OFEFP, 2004), dans le secteur de la charpenterie et de la construction en bois, on a enregistré une hausse nominale des investissements dans la construction (32'000 millions de francs) de 3%, principalement attribuable aux investissements dans la construction privée. Par contre, dans les travaux de transformation et d'aménagement, les investissements n'ont pratiquement pas changé par rapport à 2002. Malgré la concurrence croissante sur le marché, les menuiseries et les fabricants de meubles ont enregistré une augmentation des entrées de commandes de 3,2% et de 15% pour les commandes.

La production suisse de panneaux de particules et de fibres est restée relativement stable depuis 2003. Cette année-là (OFS et OFEFP, 2004), la production suisse de panneaux de particules a été d'environ 500'000 m³ (Europe : 32,5 millions de m³). La production de contre-plaqué et de panneaux de fibres a été respectivement de 15'000 m³ et 170'000 m³.

En 2005, le volume de bois utilisé par l'industrie de la cellulose, du papier et du carton à atteint 2,086 millions de m³ (+3% par rapport à 2004), dont 0,678 million de m³ de bois d'industrie fourni par l'économie forestière suisse (les importations n'ont atteint que 0,135 million de m³). Les résidus de bois ont représenté 1,185 million de m³, provenant pour 43% de Suisse et pour 57% de l'étranger. En 2005, la production de cellulose a atteint 0,116 million de tonnes et la production de pâte de bois 0,148 million de tonnes. La matière fibreuse la plus importante de l'industrie suisse du papier et du carton est le vieux papier recyclé. 0,801 million de tonnes ont été utilisées en 2005, ce qui correspond à environ 55% de toute la production de papier et de carton.

²¹ Fondé en 1999, le conseil PEFC est un organisme indépendant non gouvernemental et sans but lucratif qui prône la gestion durable des forêts par la certification d'une tierce partie indépendante ; il s'agit du plus important programme de certification au monde.

²² Etabli par Pan Berne sur mandat de l'OFEFP/Direction féd. des forêts, juillet 2005 ; document disponible sur les pages web de l'OFEV (Forêts, Forêts et bois, Bois, Certification des forêts et du bois).

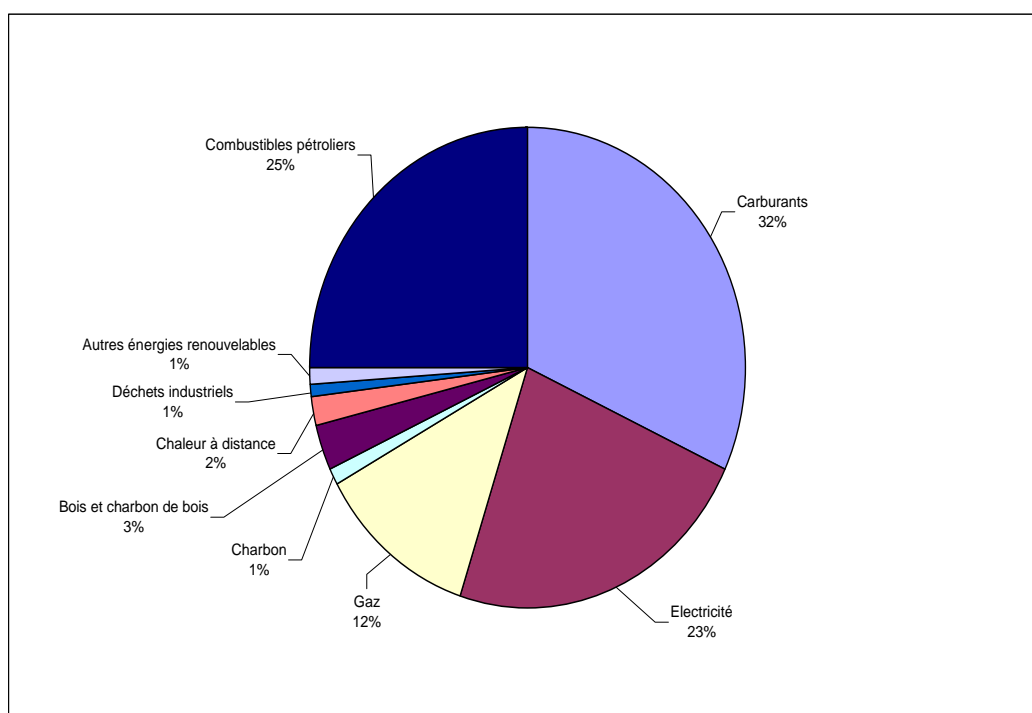
Enfin, les produits les plus importants de l'industrie suisse du papier et du carton sont les papiers pour les arts graphiques (36%), le papier pour carton ondulé (20%) et les papiers journaux (20%). Les autres produits sont le papier ménage, le papier hygiénique, les papiers spéciaux, le carton et les papiers d'emballage.

2.15 Consommation de bois d'énergie

La statistique de l'énergie du bois pour 2005 a été réalisée pour la première fois en 2006 sur la base d'un nouveau modèle harmonisé (OFEV, 2006). Les données de la consommation des ménages ont été coordonnées avec les perspectives énergétiques de la Confédération.

Avec 3'518 degrés-jours K de chauffage (Dj), l'année 2005 fut nettement plus froide que 2004 (3'339 Dj). Signalons ici qu'un Dj représente l'écart entre la température moyenne intérieure souhaitée et la température moyenne extérieure pour chaque jour d'une année calendrier. Cette valeur explique l'augmentation effective de l'énergie finale, à savoir la consommation brute de bois, de l'année 2005. Cette année-là, la consommation effective de bois d'énergie a atteint 3,4 millions de m³, ce qui correspond à une énergie finale de 33,6 pétajoules (PJ). En ne tenant pas compte des installations d'incinération des ordures, cette grandeur s'élève à presque 3,1 millions de m³ (30,3 PJ). La figure 12 présente la répartition de la consommation finale totale par agent énergétique en 2005.

Figure 12 : Consommation finale totale par agent énergétique (2005)



Source : OFEN, Statistique énergétique globale, dans : OFEV (2006).

Le nombre de chauffages au bois a légèrement augmenté entre 2004 et 2005, avec quelque 2'500 nouvelles installations (+0,4%). Toutes catégories confondues, les installations en place

totalisent aujourd'hui presque 700'000 chauffages, soit environ 1% de plus qu'en 1990. La puissance totale installée, toutes catégories confondues, a légèrement diminué entre 1990 et 2005, pour s'établir à quelque 11'000 MW. Notons que le recul esquissé depuis 1996, année record, est allé de pair avec la maigre augmentation enregistrée par les chauffages automatiques et avec le repli qu'ont connu les chauffages d'immeubles.

2.16 Commerce extérieur du bois

En 2005, la part du commerce extérieur de bois et de produits en bois à l'ensemble du commerce extérieur de la Suisse est restée relativement stable. En valeur, la part des importations a été de 4,2% et celle des exportations de 2,4%. Le bilan du commerce extérieur de bois et des produits en bois affiche un déficit de 2,5 milliards de francs, soit 10,3% de plus qu'en 2004. En effet, la hausse de la valeur des importations a été plus forte que celle des exportations.

Au niveau du commerce extérieur des bois ronds, les exportations de grumes de résineux ont diminué en 2005 de 10,5% en valeur et en quantité, alors qu'elles avaient augmenté de 21% en 2004, après deux années de recul. Notons qu'en 2003 encore, le volume des livraisons de grumes a dépassé d'environ 55% celui d'avant la tempête Lothar de 1999. Comme en 2004, trois quarts des grumes ont été exportés vers l'Italie (42%) et l'Autriche (33%). Les exportations vers la France ont augmenté à 22,6%. En hausse de 12%, les exportations de grumes feuillues sont parties pour 85% vers l'Italie.

En 2005, les volumes de sciages importés et exportés ont progressé de 11,5% et 3,8%. Avec 56%, l'Italie reste le principal destinataire des exportations de sciages suisses. Les plus gros importateurs de sciages sont l'Allemagne (39%) et l'Autriche (21%). Les 220'000 m³ de sciages exportés ont une valeur de 58 millions de francs ; quant aux 416'000 m³ importés, ils représentent 241 millions de francs.

Au niveau du commerce extérieur de dérivés du bois, les exportations de panneaux de particules et de fibres sont restées stables en 2005, tant en valeur qu'en quantité. La valeur et le volume importés ont crû de 3%. Les exportations de placages et contreplaqués ont tendance à stagner ces dernières années, alors que les importations ont progressé de 2,7% l'année passée.

Comme dans la plupart des pays, la pâte de bois est produite pour le marché intérieur, d'où le commerce faible avec d'autres pays. Concernant la cellulose, depuis quelques années déjà, les importations suisses (en volume) sont quatre fois plus élevées que les exportations. Cependant, le prix moyen par tonne de cellulose exportée est nettement plus élevé que celui de la cellulose importée. Quant au commerce extérieur de papier et de carton, celui-ci a été relativement équilibré en termes de valeur ces dernières années. La valeur des importations a toutefois légèrement augmenté durant les trois dernières années alors que celle des exportations a diminué. Notons encore qu'en 2005, les volumes de papier exportés ont dépassé de 19% les volumes importés.

Finalement, en ce qui concerne le commerce de bois tropicaux, on constate que depuis les années 1990, le volume des importations de bois ronds tropicaux est en recul constant (1'640 tonnes en 2005 par rapport à 11'876 tonnes en 1990) représentant environ 2,2% de l'importation de grumes. Les importations de sciages tropicaux (13'729 tonnes) représentent environ 5,7% de toutes les importations de sciages. Notons que l'Allemagne (41%) et la France (26%) sont depuis longtemps les partenaires les plus importants dans le commerce des sciages tropicaux (Direction générale des douanes, dans : OFEV, 2006).

2.17 Bilan du bois

Le « bilan du bois » comprend les assortiments du bilan du bois brut, à savoir les grumes, le bois d'industrie, le bois de feu et les sous-produits de scierie (dès 1990 : y compris plaquettes et particules de bois). Sur la période 1991-2005, la consommation indigène moyenne de bois brut a été de 4,3 millions de m³ et la récolte indigène moyenne d'environ 5 millions de m³. Depuis des années (1989), les exportations de bois brut l'emportent sur les importations. Notons encore qu'en 2000, sous l'effet de Lothar, la consommation indigène de bois brut a été de 5,2 millions de m³ (non compris : 1,5 millions de m³ des stocks du bois de Lothar) et la récolte indigène de 9,2 millions de m³ (OFS, Statistique forestière et AFD, Statistique du commerce extérieur, dans : OFEV, 2006). Pour une vue d'ensemble schématique de la filière du bois en Suisse (moyenne 1995-1999), voir OFS et OFEFP (2004, p. 39) ou OFEFP (2003c).

2.18 Importance dans l'économie

En 2004, l'OFS a introduit une nouvelle statistique de synthèse : les comptes économiques de la sylviculture (CES). Leur objectif principal est l'analyse du processus de production (création de valeur) et du revenu primaire issu de la gestion des forêts et des prestations forestières. La valeur ajoutée brute de la sylviculture pour 2005 est estimée à quelque 300 millions de francs (OFS, dans : OFEV, 2006).

En 2001, le PIB de la Suisse s'est élevé à environ 414 milliards de francs. Pour la même année, la valeur ajoutée brute (dépenses salariales, y compris les prestations sociales, intérêts, loyers, profits, plus les amortissements) de l'économie forestière et de l'industrie du bois a atteint environ 7,6 milliards de francs. La contribution de ces deux secteurs au PIB a été d'environ 1,8%. Même si cette part peut paraître faible, elle a été comparable à celle provenant de la production d'aliments, de tabac, d'alcool, de la fabrication de produits métalliques ainsi que de l'industrie horlogère (OFS et OFEFP, 2004).

Toujours pour 2001, la valeur ajoutée brute de l'économie forestière, rapportée à la production de bois, s'élevait à environ 460 millions de francs. Toutefois les autres fonctions de la forêt, comme la fonction protectrice ou sociale, ne sont pas prises en compte dans ce calcul. La plus grande part de la valeur ajoutée (7,1 milliards de francs) est créée dans l'échelon de transformation qui va du produit semi-fabrique (incluant les produits semi-fabriqués importés) au produit fini. Notons ici que l'économie de la forêt et du bois joue un

rôle particulièrement important dans les régions de montagne et dans les Préalpes où les secteurs secondaire et tertiaire ne sont que faiblement développés. Le tableau 2 donne un aperçu de l'importance de l'économie forestière et de l'industrie du bois dans l'économie suisse.

Tableau 2 : Valeur ajoutée dans la branche du bois

Secteur	1995			2001		
	Total [mio. fr.]	Par travailleur [fr.]	Part du PIB [%]	Total [mio. fr.]	Par travailleur [fr.]	Part du PIB [%]
Economie forestière						
Valeur ajoutée brute	491	82'518	0,14	457	92'428	0,11
Valeur ajoutée	434	73'033	0,12	395	79'853	0,10
Economie du bois						
Valeur ajoutée brute	8'048	92'248	2,21	7'108	90'724	1,72
Valeur ajoutée	7'128	81'709	1,96	6'383	81'468	1,54
Economie des forêts et du bois						
Valeur ajoutée brute	8'538	91'628	2,35	7'565	90'825	1,83
Valeur ajoutée	7'562	81'156	2,08	6'778	81'372	1,64
PIB aux prix du marché	363'329	91'935		413'866	99'823	

Remarque : Le calcul de la valeur ajoutée brute et de la valeur ajoutée en 1995 et 2001 se fonde sur les mêmes bases. La comparaison entre les deux années est en soi consistante, mais ne peut être comparée à des calculs antérieurs.

Source : OFS, dans : OFEFP (2004c) et propres calculs.

2.19 Faune et chasse

Évidemment, la faune et la chasse sont étroitement liées à la forêt. Selon les résultats de la statistique fédérale de la chasse 2005, mise en œuvre par l'OFEV (division Gestion des espèces, section Chasse, faune sauvage et biodiversité en forêt), le nombre d'ongulés est resté stable en 2005 (OFEV, 2006). Si les effectifs des chevreuils et des chamois restent dans la moyenne de ces dix dernières années, ceux des cerfs sont en légère hausse. Le sort de certains petits mammifères semble cependant plus préoccupant.²³ Notons que d'une manière générale, l'exploitation cynégétique des espèces d'ongulés suit les principes du développement durable, c'est-à-dire que ces populations ne sont pas chassées outre mesure en Suisse et représentent une structure par âge et par sexe équilibrée.

2.20 Forêt protectrice

La LFo constitue la base légale de la protection contre les catastrophes naturelles telles que les avalanches, les glissements de terrain, l'érosion et les chutes de pierre (art. 1 al. 2 LFo). On peut rajouter encore à cette liste l'endiguement forestier de torrents, dont l'importance a fortement augmenté ces dernières années (cf. art. 19 LFo). Ce même article demande aux cantons d'assurer la protection de la population et des biens d'une valeur notable contre toutes

²³ La statistique fédérale de la chasse peut être consultée à l'adresse suivante : www.wildtier.ch/stat-chasse.

ces catastrophes. En vertu des articles 36 et 38, la Confédération alloue des indemnités pour les frais ainsi occasionnés aux cantons.

Au cours des années, la Suisse a pu développer une certaine stratégie de défense contre les dangers naturels. Aujourd'hui, on parle ainsi d'une gestion intégrale du risque qui englobe trois phases principales : maîtrise d'une catastrophe (intervention et remise en état provisoire) ; régénération après une catastrophe (remise en état définitive et reconstruction) ; prévention contre la prochaine catastrophe (prévention et préparation). Notons que la Confédération n'intervient qu'au moment de la régénération et de la prévention. Cette dernière peut être planifiée à moyen et long terme pendant que les mesures de régénération dépendent de la catastrophe et ne sont pas planifiables.

Enfin, signalons que ces dernières années, la Confédération a investi en moyenne 90 millions de francs par an dans la protection contre les dangers naturels. Environ 40% de cette somme ont été utilisés pour maintenir ou améliorer l'effet protecteur des forêts (subventions pour les soins aux forêts protectrices). D'ailleurs, même si le risque de dommage a augmenté, la Confédération a prévu de verser moins de fonds en faveur des forêts protectrices à l'avenir, d'où la nécessité d'utiliser de manière encore plus efficace les ressources limitées (OFEV, 2006).

3 Concept de performance et sa mesure

Le chapitre 3 est consacré au concept de performance et à sa mesure. Il présente les trois méthodes de mesure de l'efficacité utilisées dans le cadre de ce travail, dont deux paramétriques (MCO et SFA) et l'autre non paramétrique (DEA). Le chapitre conclut sur une discussion des choix méthodologiques.

3.1 Performance et efficacité

La performance occupe une place centrale dans les mécanismes de contrôle (La Villarmois, 2001) puisqu'elle constitue, ensemble avec la mesure et l'évaluation, les trois mécanismes fondamentaux identifiés par Ouchi (1979). Dans le domaine de la recherche en gestion ce concept est même capital, l'objectif de nombreux travaux étant l'identification de paramètres ayant une influence sur la performance organisationnelle, laquelle recouvre des concepts aussi divers que l'efficacité, l'efficacité ou la productivité. Alors que l'efficacité constitue un élément clé, « le mystère de la performance » semble loin d'être clarifié (Galambaud, 2002). Une des difficultés réside dans le caractère ambigu des définitions, comme soulevé par Campbell (1977) qui a pu identifier dans une large revue de littérature 30 critères différents de performance.

Dans une étude récente, Morin *et al.* (1994) arrivent à identifier quatre grands courants de pensée en matière de performance. Il s'agit de l'école des relations humaines qui a posé en particulier le problème de l'intégration des objectifs individuels et des objectifs organisationnels, des théories classiques qui privilégient les critères économiques, de l'approche politique de l'organisation qui renvoie surtout à la satisfaction des différents groupes externes tels les bailleurs de fonds, les clients, la société et les organismes régulateurs, et enfin de l'approche systémique qui définit l'organisation comme un système dont la finalité est la survie. A partir de ces quatre courants de pensée, les auteurs arrivent ensuite à identifier quatre dimensions (sociale, économique, politique et systémique) qui sont précisées de la façon suivante :

- La valeur des ressources humaines concerne les effectifs de l'organisation et représente la valeur ajoutée par la qualité de la main-d'œuvre dans le rapport avec le travail et l'organisation.
- L'efficacité économique exprime le rapport entre la quantité produite et les ressources utilisées pour atteindre cette production – dimension qui sera au cœur de ce travail.
- La légitimité de l'organisation auprès des groupes externes.
- Et finalement, la pérennité de l'organisation qui reflète le degré auquel la stabilité et la croissance de l'organisation ont des chances d'être maintenues au cours de l'épreuve du temps.

Le tableau 3 montre les différentes dimensions et critères de l'efficacité organisationnelle identifiés. Il est évident qu'il existe des interrelations entre les différentes dimensions. De

plus, il apparaît que le modèle quadridimensionnel de Morin *et al.* (1994) pourrait être réduit aux seules dimensions objective – efficacité économique et pérennité – et subjective – légitimité et ressources humaines – de la performance (La Villarmois, 2001).

Tableau 3 : Les quatre dimensions de la performance organisationnelle

<p style="text-align: center;">Valeur des ressources humaines</p> <p>Mobilité du personnel Moral du personnel Rendement du personnel Développement du personnel</p>	<p style="text-align: center;">Efficacité économique</p> <p>Economie des ressources Productivité</p>
<p style="text-align: center;">Légitimité de l'organisation auprès des groupes externes</p> <p>Satisfaction des bailleurs de fonds Satisfaction de la clientèle Satisfaction des organismes régulateurs Satisfaction de la communauté</p>	<p style="text-align: center;">Pérennité de l'organisation</p> <p>Qualité du produit Rentabilité financière Compétitivité</p>

Source : Morin *et al.* (1994).

En économie, c'est le concept d'efficacité qui est utilisé, la productivité en étant un indicateur. Dans ce travail, nous définirons l'efficacité comme la capacité à atteindre des objectifs, et c'est la définition économique de l'efficacité qui se réfère au ratio *output/input* qui sera retenue. Un accroissement de cette dernière peut résulter soit de l'optimisation de l'utilisation de ressources qui passe par l'augmentation de la production sans accroissement des coûts, soit de la délivrance d'un niveau de production ou de service donnée en minimisant les dotations factorielles (Desreumaux, 1992).

Il est important de garder à l'esprit la distinction entre efficacité et efficacité (Israel, 1996). Le concept d'efficacité est plus large et englobe la capacité d'une institution à définir et mettre en œuvre des objectifs opérationnels adéquats. Dans cette perspective, le critère d'efficacité se réfère à la capacité d'une organisation à se conformer à ses propres exigences. Mais l'efficacité peut aussi être mesurée au regard d'exigences externes à l'institution (par exemple, contribution des institutions au système social dans son ensemble). Quant au concept d'efficacité, il se réfère seulement à la manière dont les ressources disponibles sont utilisées pour réaliser les objectifs définis, sans se soucier de la question de savoir si ces objectifs ou ces buts sont adéquats. D'un point de vue purement technique, une institution efficace est celle qui affiche un taux élevé d'extrants par rapport aux intrants. En ce sens, une organisation peu efficace peut être relativement efficace si elle réalise ses objectifs, même à un coût élevé. A l'inverse, mais avec des inconvénients plus sensibles, une institution peut être considérée comme efficace du seul point de vue de sa rentabilité, mais avec des objectifs inadéquats (par exemple, une usine peut produire plus d'engrais qu'il n'est nécessaire).²⁴

²⁴ De nombreux auteurs ont défini efficacité et efficacité. Voir, par exemple, Hofer et Schendel (1978).

La pièce maîtresse de l'analyse économique de l'efficacité organisationnelle est la fonction de coût ou son équivalent, la fonction de production. Dans le cadre de ce travail, nous nous focalisons sur la fonction de production. Ceci est probablement plus adéquat pour le domaine de la production de bois dans lequel nous sommes confronté à un seul output et un mélange d'inputs. En effet, la fonction de production modélise le (seul) output maximal une organisation pourrait fournir, étant donné sa combinaison en inputs (Jacobs *et al.*, 2006, pp. 10-11).

La fonction de coût combine tous les inputs en une seule mesure (coûts) et ne modélise pas le mélange d'inputs utilisés ou leurs prix. Dans la pratique, les coûts engendrés par une organisation pourraient être plus élevés que ceux déterminés par la fonction de coût, et cela pour trois raisons. Premièrement, l'organisation pourrait acquérir les inputs à un prix supérieur à celui du marché (inefficacité coût). Deuxièmement, étant donné les prix pratiqués, elle pourrait utiliser un mélange inefficace d'inputs (inefficacité allocative). Troisièmement, elle pourrait ne pas fournir l'output maximal atteignable compte tenu de ses inputs (inefficacité technique).

L'inefficacité peut être définie comme l'ampleur dans laquelle les coûts d'une organisation dépassent ceux prévus par la fonction de coût ou l'ampleur dans laquelle son output reste en dessous de celui prévu par la fonction de production. Comme l'inefficacité est par nature non observable, les estimations de l'efficacité doivent être dérivées de manière indirecte, après la prise en compte de phénomènes observables. En gros, cela implique le processus suivant :

1. Des phénomènes observables, comme les inputs et outputs, sont mesurés.
2. Une forme de relation entre ces phénomènes est spécifiée (ici, une fonction de production).
3. Un comportement efficace est ensuite pronostiqué sur la base de la définition de l'efficacité technique.
4. La différence entre les données observées de chaque organisation (ici, les exploitations forestières publiques) et l'optimum atteignable selon la fonction de coût ou (ici) la frontière d'efficacité est calculée.
5. La différence (ou une part de celle-ci) est considérée comme de l'inefficacité.

3.2 Efficacité productive

L'efficacité productive (ou technique) d'une exploitation forestière représente sa capacité à utiliser de manière optimale la technologie existante, c'est-à-dire sa capacité à combiner de façon optimale les différents facteurs de production à disposition. L'efficacité productive est ainsi une notion physique qui n'intègre pas les coûts de production, contrairement à l'efficacité allocative qui prend en compte la structure des prix.

Déjà à ce stade, trois questions peuvent être posées (Fried, Lovell et Schmidt, 1993, p. 4). Il s'agit de savoir combien d'outputs et d'inputs, et lesquels, devraient être inclus dans

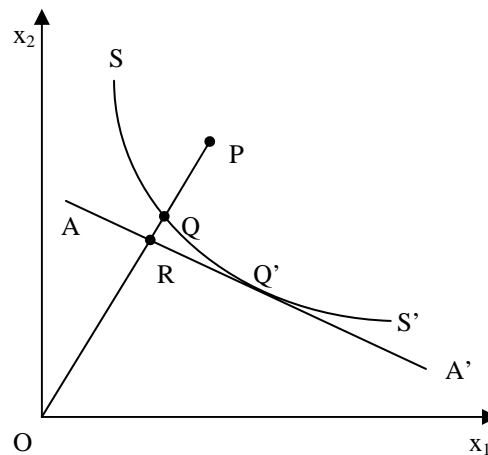
l'analyse ? Comment les pondérer dans le processus d'agrégation ? Et comment le potentiel de l'unité de production devrait être déterminé ? Pendant la première moitié du 20^{ème} siècle, Knight (1933, pp. 9-10) a déjà abordé les premières deux questions en notant que si tous les outputs et inputs étaient inclus, et comme ni de la matière ni de l'énergie peuvent être créées ou détruites, alors toutes les unités devraient atteindre le même score de productivité égalisant l'unité. Suite à ce constat, Knight proposait de redéfinir la productivité comme étant le ratio de l'output utile par rapport à l'input. En élargissant la redéfinition de Knight au ratio d'output utile par rapport à l'input utile et en représentant l'utilité par des poids qui reflètent les prix du marché, une mesure économique moderne de la productivité peut être générée. En ce qui concerne la troisième question, l'objectif sera d'y répondre de manière plus complète dans les sections qui suivent.

Koopmans (1951, p. 60) a proposé une définition formelle de l'efficacité productive. D'après lui, un producteur est techniquement efficace si un accroissement d'un output quelconque nécessite une réduction au moins d'un autre output ou un accroissement d'au moins un input, et si une réduction d'un input quelconque nécessite un accroissement au moins d'un autre input ou une réduction d'au moins un output. Ainsi, un producteur techniquement efficace pourrait produire les mêmes outputs avec au moins une quantité inférieure d'un input ou utiliser les mêmes inputs afin de produire plus d'au moins un output.

Debreu (1951) et Farrell (1957) ont introduit une mesure de l'efficacité productive définie comme étant égale à 1 moins la réduction maximale équi-proportionnelle de tous les inputs qui permet toujours d'assurer la production continue des outputs donnés. Un score égal à l'unité indique l'efficacité technique car aucune réduction équi-proportionnelle d'input n'est faisable. Un score inférieur à l'unité nous indique l'importance de l'inefficacité technique. Notons que le même raisonnement s'applique à une expansion équi-proportionnelle d'output avec des inputs donnés.²⁵ Les principes de base de l'approche de la mesure de l'efficacité productive proposée par Farrell sont illustrés par la figure 13 (Farrell, 1957, p. 254).

²⁵ Signalons que l'efficacité productive (ou technique) au sens de Debreu-Farrell est nécessaire mais non suffisante à l'obtention d'une efficacité productive au sens de Koopmans (efficacité parétienne). Ceci est lié à l'existence possible de variables d'écart (« slacks ») dans le cadre de la mesure de l'efficacité productive comme proposée par Debreu et Farrell (Fried, Lovell et Schmidt, 1993, p. 13-14).

Figure 13 : Mesure de l'efficacité de Farrell



Source : Farrell (1957, p. 254).

L'isoquant SS' présente les différentes combinaisons des facteurs de production 1 et 2 qu'une firme parfaitement efficiente peut utiliser pour produire une unité d'output. Ainsi, le point Q représente une firme techniquement efficiente, utilisant les deux facteurs dans les mêmes proportions x_1/x_2 que la firme située au point P ; mais la firme Q produit l'output unitaire avec OQ/OP en moins de chaque facteur que la firme P . Le ratio OQ/OP est défini comme étant le niveau d'efficacité technique de la firme située en P . Ainsi, ce ratio est de 1 pour une firme parfaitement efficiente (se situant sur l'isoquant SS'), et diminue lorsque les quantités d'inputs pour un même niveau de production deviennent de plus en plus grandes.

Pour qu'une firme soit économiquement efficiente, il est également nécessaire qu'elle utilise les différents facteurs de production dans les bonnes proportions, étant donné leurs prix relatifs. En supposant que les marchés de tous les facteurs sont compétitifs, ceux-ci peuvent être représentés par la droite d'isocoût AA' . Cette dernière indique le coût minimum de production d'une unité d'output au point de tangence entre la droite AA' et l'isoquant SS' (le point Q' sur la figure 13). Ainsi, c'est Q' , et non pas Q , qui est le point optimal de production. En effet, les coûts de production en Q' ne représentent que la fraction OR/OQ de ceux au point Q . Ce ratio est alors défini comme une mesure de l'efficacité-prix, ou efficacité allocative, au point Q . Comparé à la firme située en P , la firme parfaitement efficiente (techniquement et allocativement), celle située en Q' , montre des coûts qui sont une fraction OR/OP de ceux de cette première firme. Le ratio OR/OP , qui correspond au produit de l'efficacité technique et de l'efficacité allocative, donne la mesure de l'efficacité économique globale de la firme située en P .²⁶

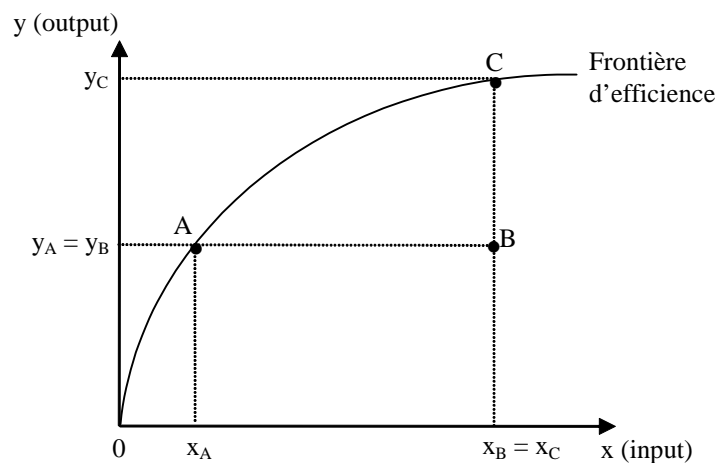
²⁶ Pour une revue exhaustive de la littérature au sujet de la mesure de l'efficacité technique, voir, par exemple, Amara et Romain (2000).

3.2.1 Frontière d'efficacité

Considérons N entreprises produisant un certain output à partir de m inputs. Dans ce contexte est dite inefficace toute entreprise fournissant une quantité d'output inférieure ou égale à celle d'une entreprise réelle ou virtuelle à l'aide de quantités d'inputs égales ou supérieures, l'inégalité ayant lieu au minimum pour l'un des éléments (output ou inputs). Selon cette définition, toute entreprise est soit efficace, soit inefficace.

Chacune des N entreprises peut être représentée par un point (ou observation) dans un espace à $m + 1$ dimensions, à savoir celui des m inputs et de l'output. Par définition, les entreprises efficaces, parmi celles qui sont étudiées, appartiennent à un ensemble appelé « frontière d'efficacité » ou frontière de production. La figure 14 illustre la définition de l'efficacité – et donc de l'inefficacité – dans le cas où $m = 1$ (cas mono-output, mono-input).

Figure 14 : Frontière d'efficacité



L'entreprise B (réelle) située à l'intérieur de la frontière d'efficacité correspond à un état réalisable, mais qui pourrait être amélioré car inefficace. En effet, avec une plus faible quantité d'inputs, il est possible de produire la même quantité d'outputs. C'est le passage de l'entreprise B à l'entreprise A (réelle ou virtuelle), située sur la frontière d'efficacité et considérée ainsi comme efficace, qui reflète cet accroissement d'efficacité dans l'utilisation des inputs avec la technologie existante. De même, l'entreprise C (réelle ou virtuelle) est efficace car elle utilise la même quantité d'inputs que B pour produire plus d'output. A noter qu'une observation située au-dessus de la frontière d'efficacité ne peut pas être atteinte sans changement dans la technologie de production en place.

3.2.2 Degré d'efficacité productive

Une fois la frontière d'efficacité déterminée, on peut mesurer le degré d'efficacité productive d'une entreprise individuelle. Prenons l'entreprise B de la figure 14. On peut mesurer son degré d'efficacité de deux manières :

- soit par le rapport de son propre output à celui (maximal) donné par la frontière (pour le même input), autrement dit par le rapport y_B/y_C , où C représente une entreprise efficiente ;
- soit par le rapport entre l'input (minimal) donné par la frontière (pour le même output) et son propre input, autrement dit par le rapport x_A/x_B , où A représente une entreprise efficiente.

La mesure d'efficacité telle qu'elle a été définie ci-dessus se base uniquement sur des inputs (main d'œuvre, capital, etc.). Or, il est clair qu'une entreprise opère dans un environnement plus ou moins favorable à la réalisation de sa production. L'inefficacité peut donc être en partie due à des facteurs relatifs à l'environnement. Ces facteurs ne sont pas des inputs traditionnels et sont supposés ne pas être sous le contrôle du manager. Il convient donc d'introduire dans le cadre d'analyse une ou plusieurs variables d'environnement afin d'obtenir le degré d'efficacité nette, c'est-à-dire épuré de l'influence de facteurs autres que les inputs à proprement parler. Parmi ces facteurs, on trouve par exemple les conditions topographiques et climatiques, les différences dans la propriété (publique ou privée) et les réglementations étatiques.²⁷

3.3 Détermination de la frontière d'efficacité

Il existe plusieurs méthodes pour déterminer la frontière d'efficacité. En gros, on fait la distinction entre les méthodes paramétriques et non paramétriques. Les méthodes paramétriques partent d'une hypothèse sur la forme fonctionnelle de la technologie de production (fonction de production). En général, on choisit des formes fonctionnelles relativement simples (ex. fonction de production « Cobb-Douglas »). Par contre, si l'on dispose de nombreuses données, on peut utiliser des fonctions plus sophistiquées et donc plus flexibles (ex. fonction de production « translog »). Dans le cadre de ce travail, le choix de la fonction de production se porte sur une fonction de Cobb-Douglas. L'une des raisons est la signification économique des coefficients qui peuvent être interprétés comme des mesures d'élasticité indiquant la réaction de la production par rapport à chacune des variables inputs utilisées dans le processus de production. Une autre raison est le risque considérable de multicolinéarité dû au nombre important de paramètres dans le modèle translog.²⁸ Dans ce contexte, Khanna (2006), par exemple, montre que la fonction de production Cobb-Douglas est préférable à une fonction translog pour expliquer la production de canne à sucre en Inde.

Une fois la forme fonctionnelle postulée, on se sert de techniques statistiques – notamment la méthode de la régression – pour « estimer » la fonction de production, autrement dit pour

²⁷ En ce qui concerne ces deux derniers facteurs d'inefficacités exogènes, voir Fried, Schmidt et Yaisawarng (1999). Notons que les différences dans la propriété sont internes à l'entreprise, mais les réglementations étatiques sont externes (néanmoins internes à la société, à la différence des conditions topographiques et climatiques).

²⁸ Ce risque se reflète ensuite dans un manque de précision dans l'estimation de l'efficacité technique (Resti, 2000).

déterminer les paramètres qui la caractérisent, et ceci sur la base des observations sur les quantités d'output et d'inputs d'un certain nombre d'entreprises. L'estimation des paramètres nécessite la spécification de la distribution des résidus aléatoires, notamment des erreurs inhérentes à la fonction de production et des termes caractérisant la distance par rapport à la frontière efficiente.

Les méthodes non paramétriques ne se fondent sur aucune hypothèse concernant la forme fonctionnelle de la technologie de production ou la distribution des résidus aléatoires. Ici l'étalon de mesure d'efficacité n'est pas un concept théorique ou un idéal, mais plutôt les réalisations des autres entreprises (« meilleure pratique »). Le degré d'efficacité est ainsi mesuré par la distance par rapport à la frontière de la meilleure pratique :

- soit on garde les inputs constants et on se demande de combien les outputs d'une entreprise donnée peuvent être accrus jusqu'à ce qu'elle se situe sur la frontière ;
- soit on garde les outputs constants et on se demande de combien les inputs de l'entreprise en question doivent être réduits jusqu'à ce qu'elle se situe sur la frontière.

Pour chacune des deux grandes familles de méthodes d'estimation de la frontière d'efficacité, la méthode appliquée au cours de ce travail est présentée ci-dessous. En ce qui concerne les méthodes paramétriques, on retient d'un côté la méthode des moindres carrés ordinaires décalés (MCO) qui consiste dans un premier temps à estimer la frontière d'efficacité, c'est-à-dire la fonction de production « moyenne »²⁹, par régression ordinaire (moindres carrés ordinaires) pour ensuite décaler cette frontière estimée par rapport à l'entreprise (en l'occurrence l'exploitation forestière) la plus efficiente. De l'autre côté, nous retenons la méthode SFA (« Stochastic frontier analysis ») dont la différence principale réside dans la prise en compte ou non d'éléments aléatoires qui ne sont pas liés à de l'inefficacité (erreurs de mesures ou événements incontrôlables). Formellement, ces deux méthodes se distinguent par l'interprétation que l'on fait du terme d'erreur. Du côté des méthodes non paramétriques, c'est l'analyse par enveloppement des données (DEA) qui est proposée. Celle-ci consiste à utiliser la programmation mathématique pour construire une frontière en fragments à partir de l'ensemble des données des entreprises. L'efficacité d'une entreprise est ensuite calculée par rapport à cette frontière.

3.3.1 Méthodes paramétriques

Comme la fonction de production n'est jamais connue en pratique, Farrell (1957) a proposé de l'estimer à partir de données d'échantillon, soit en utilisant une fonction technologique non paramétrique linéaire par morceau, soit une fonction paramétrique. La première proposition a

²⁹ Goldberger (1968) a précisé qu'une fonction de production Cobb-Douglas ajustée (après transformation logarithmique) fournit l'output conditionnel médian et non pas moyen. Ainsi, 50% des outputs des entreprises pour une combinaison d'inputs choisie devraient se trouver au-dessus de l'output prévu par la fonction Cobb-Douglas ajustée. Notons que ces remarques s'appliquent uniquement à court terme (Aigner et Chu, 1968, p. 837).

été reprise par Charnes, Cooper et autres, résultant dans le développement de l'approche DEA (voir section suivante). L'approche paramétrique a d'abord été reprise par Aigner et Chu (1968) résultant dans une technique d'estimation déterministe de la fonction de production frontière, avant de déboucher sur le développement du modèle de frontière stochastique.

Afriat (1972) a spécifié un modèle similaire à celui d'Aigner et Chu (1968). En se penchant sur le fondement statistique de l'estimation de frontière, il a proposé l'utilisation de la méthode de maximum de vraisemblance (MV) pour estimer la fonction frontière. Richmond (1974), après une première proposition de Winsten (1957) allant dans ce sens, a introduit la méthode des moindres carrés ordinaires corrigés (MCOOC)³⁰ ; liée à cette dernière, Gabrielsen (1975) et Greene (1980) ont proposé la méthode des moindres carrés ordinaires décalés (MCOOD)³¹.

Une des critiques majeures adressée à ces modèles de frontière déterministe est qu'on néglige la possibilité que la performance d'une firme puisse être affectée par plusieurs facteurs hors de son contrôle, tels les aléas climatiques, le mauvais rendement des machines, les pénuries des intrants et autres bruits de mesure. Le résultat est qu'on attribue ainsi tout écart que les firmes affichent par rapport à la frontière à de l'inefficience (technique) sans tenir compte de chocs aléatoires. Afin de combler cette lacune, une approche alternative, connue sous le nom de frontière stochastique, a été adoptée.³²

Aigner, Lovell et Schmidt (1977) et Meeusen et van den Broeck (1977) ont indépendamment proposé la fonction de production frontière stochastique (ou approche d'erreur composée), modèle amélioré par la suite par Jondrow, Lovell, Materov et Schmidt (1982). Les paramètres de cette frontière de production stochastique peuvent être estimés soit en utilisant la méthode de maximum de vraisemblance, soit en utilisant une variante de la méthode MCOOC. Notons encore que parmi les développements économétriques plus récents, on trouve les modèles s'appuyant sur des données de panel (Cornwell, Schmidt et Sickles, 1990 ; Battese et Coelli, 1992 ; Farsi et Filippini, 2003) et des travaux apportant des interprétations statistiques aux modèles non paramétriques (p.ex. Banker, 1993 ; Simar, 1996 ; Simar et Wilson, 1998 et 2000).

³⁰ En anglais : « Corrected Ordinary Least Squares » (COLS), terme attribué par Førsund, Lovell and Schmidt (1980). Cette méthode (voir 3.3.1.1) propose de rajouter $\hat{\mu}_i$ à β pour passer de (4'') à la frontière. Deux inconvénients surgissent : d'abord, il faut se donner la loi de probabilité de u et puis, il n'est pas certain, comme on ne dispose que d'estimations, que la frontière ne sera pas dépassée par une ou plusieurs entreprises. Signalons que dans la littérature le terme attribué à cette méthode peut également se référer à la méthode DOLS (*infra*).

³¹ En anglais : « Displaced Ordinary Least Squares » (DOLS) – mais aussi appelé COLS dans la littérature (*supra*), « Modified Ordinary Least Squares » (MOLS) ou « Shifted Ordinary Least Squares » (SOLS).

³² On va voir plus loin qu'il existe aujourd'hui aussi des techniques qui permettent de tenir compte de facteurs exogènes d'inefficience dans le cadre des modèles des frontières déterministes.

Dans ce qui suit, nous exposons d'abord la méthode des moindres carrés ordinaires décalés (MCOD)³³ présentée surtout par Greene (1980) sur la base de la méthode des MCOC proposée par Richmond (1974), puis celle de l'analyse de frontière stochastique (SFA).

3.3.1.1 Moindres carrés ordinaires décalés (MCOD)

Soit :

$$y^* = f(x, \alpha) \quad (1)$$

l'équation à estimer de la frontière d'efficacité, où x représente le vecteur des m inputs, α le vecteur des paramètres, et y^* le volume de production optimal, c'est-à-dire l'output maximal que les inputs x permettent d'obtenir. Pour des raisons de commodité, on transforme (1) en logarithme naturel :

$$\ln y^* = \ln f(x, \alpha) \quad (1')$$

La quantité effectivement produite, y , au moyen des inputs x , par une au moins des N entreprises considérées, est telle que $y \leq y^*$, compte tenu de la définition même de la frontière d'efficacité. On peut donc écrire :

$$\ln y = \ln f(x, \alpha) - u \quad (2)$$

autrement dit :

$$u = \ln y^* - \ln y \quad (2')$$

où $u \geq 0$ traduit des inefficiences productives.

Comme argumenté auparavant, on peut choisir pour $f(\cdot)$ une fonction de production Cobb-Douglas définie comme :

³³ De nombreuses études ont utilisé cette méthode. Pour une application concrète, voir par exemple Wagstaff (1989), Burgat et Jeanrenaud (1990), Filippini et Maggi (1993), Gathon et Pestieau (1995), Odeck (2001) et Brons *et al.* (2005).

$$f(x, \alpha) = a_0 \prod_{i=1}^m (x_i)^{\alpha_i} \quad (3)$$

où α_i représente l'élasticité de l'output par rapport à l'input i , autrement dit la variation en pour cent de l'output résultant d'une variation de 1 pour cent de l'input i . En remplaçant f d'après (3) dans (2), on obtient :

$$\ln y = \ln a_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln x_i - u \quad (4)$$

autrement dit :

$$\ln y = \alpha_0' + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln x_i - u \quad (4')$$

avec $\alpha_0' = \ln a_0$ (constante de l'équation).

A noter que l'équation (4') ne peut pas être estimée telle quelle par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) car la condition requise de la nullité de l'espérance mathématique de u n'est pas vérifiée ($E(u) > 0$). Or, en enlevant et en rajoutant $E(u) = \mu_u$ au côté droite de (4'), on obtient :

$$\ln y = \left(\alpha_0' - \mu_u \right) + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln x_i + (\mu_u - u) \quad (4'')$$

autrement dit :

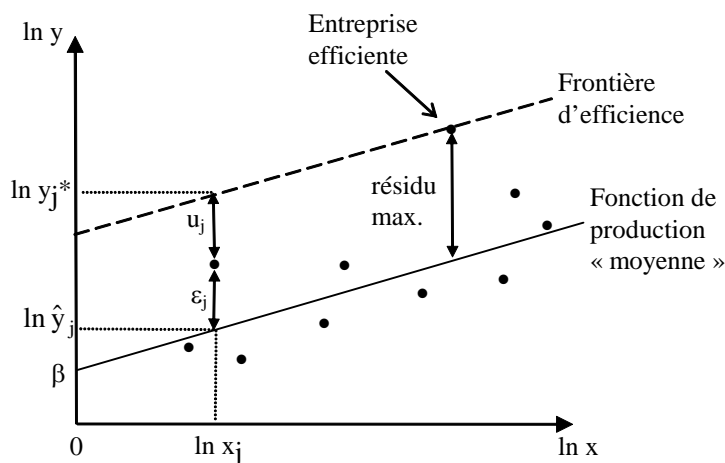
$$\ln y = \beta + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln x_i + \varepsilon \quad (4''')$$

où $\beta = \alpha_0' - \mu_u$ (constante) et $\varepsilon = \mu_u - u$ avec $E(\varepsilon) = E(\mu_u - u) = \mu_u - \mu_u = 0$.

Le résidu aléatoire ε est alors identiquement et indépendamment distribué avec une espérance mathématique nulle et une variance supposée constante. On peut donc appliquer la méthode

des moindres carrés ordinaires à l'équation (4''') pour estimer les paramètres β et α_i .³⁴ On obtient ainsi la fonction « moyenne » de production, puis on génère la frontière d'efficacité en ajoutant à l'estimation de β le résidu estimé le plus élevé. Aucune entreprise ne sera représentée par un point situé au-delà de la frontière et, selon toute vraisemblance, une seule entreprise réelle sera déclarée efficiente. La figure 15 illustre la détermination de la frontière d'efficacité à l'aide de cette méthode pour le cas d'un seul input ($m = 1$).

Figure 15 : La méthode des moindres carrés décalés



Le degré d'efficacité productive est mesuré par le rapport y/y^* de la quantité produite à celle qu'une entreprise efficiente (réelle ou virtuelle) aurait produit à l'aide des mêmes inputs, où y^* correspond au point frontière associé à y (cf. figure 15) :

$$y / y^* = \exp(-u) = \exp(\ln y - \ln y^*) \quad (5)$$

Pour obtenir directement le degré d'efficacité nette, on peut tenir compte des variables d'environnement dans l'équation (4'''), laquelle se trouve ainsi « augmentée ». Une démarche différente consiste à régresser les résidus u_j ($j = 1, \dots, N$) sur des variables d'environnement pour en séparer la partie expliquée par les variables d'environnement, r_j (Perelman et Pestieau, 1988).³⁵ Le nouveau résidu $u_j' = u_j - r_j$ provient de l'inefficacité productive proprement dite. Le degré d'efficacité nette pour l'entreprise j est donné par l'expression $\exp(-u_j') = \exp(-u_j + r_j)$. Celui-ci est donc supérieur ou égal au degré d'efficacité « brut »

³⁴ Notons qu'il n'est nécessaire de connaître ni la loi de probabilité de u , ni même μ_u .

³⁵ Voir aussi Deprins et Simar (1989) : d'une part, les auteurs introduisent dans le modèle des facteurs exogènes d'inefficacité à travers une structure loglinéaire pour la régression des résidus unilatères (propres à l'approche déterministe) sur ces nouvelles variables. D'autre part, ils analysent le problème de l'estimation du modèle obtenu par une méthode des moindres carrés non linéaires et par la méthode du maximum de vraisemblance pour quatre types de distribution unilatère (Gamma, Weibull, log-normale et log-logistique). Utilisant essentiellement les mêmes variables pour analyser les performances techniques de réseaux de chemin de fer, les conclusions de Deprins et Simar (1989) sont globalement similaires à celles décrites par Perelman et Pestieau (1988).

(c'est-à-dire non corrigé de l'influence des variables d'environnement) car $r_j \geq 0$ et donc $\exp(r_j) \geq 1$.³⁶ Enfin, on « norme » les valeurs obtenues afin d'assurer que le degré d'efficience nette ne dépasse pas l'unité (100 pour cent).

3.3.1.2 Analyse de frontière stochastique (SFA)

Selon la méthode MCO, tout écart à la frontière est entièrement attribué à de l'inefficience. Une frontière déterministe ne prend donc pas en compte le fait que les unités de production puissent être affectées par des éléments hors de leur contrôle et dont la survenance n'est pas prévisible. Comme mentionné, c'est sur la base des travaux de Aigner, Lovell et Schmidt (1977) et Meeusen et van den Broeck (1977) que l'approche stochastique d'une fonction de production s'est développée.

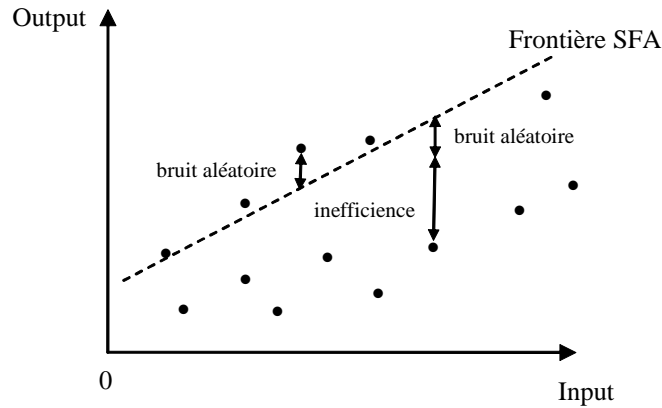
La particularité de cette approche réside dans le fait que le terme d'erreur ε lié à l'estimation de la frontière est divisé en deux parties indépendantes, soit une partie purement aléatoire v , distribuée de manière symétrique (*two-sided error term*) et une composante représentant l'inefficience technique u avec une distribution asymétrique positive (*one-sided error term*). Les composantes u et v sont indépendantes. Le terme d'erreur est donc :

$$\varepsilon_j = v_j - u_j \tag{6}$$

Les modèles ainsi estimés sont appelés modèles à erreur composée (*composed-error model*). La méthode demande ainsi d'émettre des hypothèses de distribution pour les deux composantes de l'erreur. La partie purement aléatoire est considérée comme suivant une distribution normale de moyenne nulle. Quant à la partie liée à l'inefficience, il existe plusieurs choix possibles de distributions non négatives, comme les distributions semi-normale (Aigner *et al.*, 1977), exponentielle (Meeusen et van den Broeck, 1977), normale tronquée (Jondrow *et al.*, 1982) ou Gamma (Greene, 1990). Le modèle utilisé sera donc appelé modèle normal/semi-normal, normal/exponentiel, normal/normal tronqué, etc. L'objectif est ainsi d'obtenir, à partir de l'estimation de ε , des estimations séparées de la partie aléatoire v et de celle liée à l'inefficience technique u . Notons dans ce contexte que certaines observations pourront se trouver au-dessus de la frontière de production (stochastique) à cause de l'ampleur du terme d'erreur (voir figure 16). Pour l'explication détaillée des différents modèles, voir par exemple Kumbhakar et Lovell (2003, pp. 72-90). Pour une discussion des avantages et inconvénients liés aux hypothèses de distribution de la composante représentant l'inefficience technique u , voir Coelli *et al.* (2005).

³⁶ Cette procédure pose néanmoins un problème d'ordre statistique (Malinvaud, 1969, pp. 25-28).

Figure 16 : La méthode de frontière stochastique



Si le terme d'erreur non-négatif suit une loi semi-normale, les hypothèses de distribution se présentent ainsi :

$$v_j \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (7)$$

$$u_j \sim N^+(0, \sigma_u^2) \quad (8)$$

De plus, u et v sont indépendants.

L'objectif est donc d'obtenir, à partir de l'estimation de ε , des estimations séparées de la partie aléatoire v et de celle liée à l'efficacité technique u . Les calculs nécessaires sont présentés ci-dessous pour le modèle normal/semi-normal.

La fonction de densité de v (loi normale) est :

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \exp\left\{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\} \quad (9)$$

Celle de u (loi semi-normale) est :

$$f(u) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2}\right\} \quad (10)$$

Etant donné l'hypothèse d'indépendance des deux termes d'erreur, la fonction de densité jointe est le produit des fonctions de densité marginales, donc :

$$f(u, v) = \frac{2}{2\pi\sigma_u\sigma_v} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\} \quad (11)$$

Comme $\varepsilon = v - u$, nous avons :

$$f(u, \varepsilon) = \frac{2}{2\pi\sigma_u\sigma_v} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{(\varepsilon + u)^2}{2\sigma_v^2}\right\} \quad (12)$$

En intégrant cette expression, on obtient la fonction de densité marginale du terme d'erreur général ε :

$$\begin{aligned} f(\varepsilon) &= \int_0^{\infty} f(u, \varepsilon) du \\ &= \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \left[1 - \Phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)\right] \exp\left\{-\frac{\varepsilon^2}{2\sigma^2}\right\} \\ &= \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) \Phi\left(-\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (13)$$

Où $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$. ϕ et Φ étant les fonctions de distribution et de densité de la loi normale centrée et réduite.

La fonction de densité $f(\varepsilon)$ est distribuée asymétriquement avec comme moyenne et variance :

$$E(\varepsilon) = -E(u) = -\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad (14)$$

$$V(\varepsilon) = \frac{\pi - 2}{\pi} \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad (15)$$

L'objectif est d'obtenir une estimation de l'efficacité technique pour chaque unité. Nous avons à disposition des estimations de $\varepsilon_j = v_j - u_j$ qui contiennent de l'information sur u_j . La difficulté réside dans l'extraction de cette information. Jondrow *et al.* (1982) ont montré que la distribution conditionnelle de u étant donné ε est :

$$f(u|\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_*} \exp\left\{\frac{(u - \mu_*)^2}{2\sigma_*^2}\right\} \Big/ \left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)\right] \quad (16)$$

Où $\mu_* = -\varepsilon\sigma_u^2/\sigma^2$ et $\sigma_*^2 = \sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2$. Les estimations de u_j s'obtiennent ainsi :

$$\begin{aligned} E(u_j|\varepsilon_j) &= \mu_{*j} + \sigma_* \left[\frac{\phi(-\mu_{*j}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*j}/\sigma_*)} \right] \\ &= \sigma_* \left[\frac{\phi(\varepsilon_j\lambda/\sigma)}{1 - \Phi(\varepsilon_j\lambda/\sigma)} - \left(\frac{\varepsilon_j\lambda}{\sigma}\right) \right] \end{aligned} \quad (17)$$

Une fois les estimations de u_j obtenues, l'efficience technique de chaque unité vaut :

$$EFF_j = \exp\{-\hat{u}_j\} \quad (18)$$

$$\text{où } \hat{u}_j = E(u_j|\varepsilon_j). \quad (19)$$

Notons qu'il existe plusieurs approches pour prendre en compte l'environnement avec la méthode SFA. Certaines d'entre elles incorporent directement les facteurs environnementaux dans l'estimation de la frontière alors que d'autres le font en deux ou plusieurs étapes. Les approches se distinguent par la manière de considérer l'impact des facteurs environnementaux sur l'efficience. Soit on suppose que ces facteurs influencent la technologie avec laquelle les inputs sont transformés en outputs, soit la technologie reste identique mais on suppose que les facteurs influencent directement l'efficience avec la laquelle les inputs sont transformés en outputs. Pour plus de détails, voir par exemple Kumbhakar et Lovell (2003, chapitre 7).

3.3.2 Méthode non paramétrique

La principale méthode non paramétrique de détermination de la frontière d'efficience est la méthode DEA (« Data Envelopment Analysis ») proposée par Charnes, Cooper et Rhodes (CCR) en 1978.³⁷ En partant des travaux de Farrell (1957), les auteurs généralisent le concept d'efficience de Pareto au contexte d'inputs et d'outputs multiples pour construire un programme d'optimisation mathématique dont la solution fournit une mesure de l'efficience relative d'unités similaires dans une population donnée. Les unités considérées ici, soit les

³⁷ Une autre méthode non paramétrique courante est l'analyse de l'enveloppe de libre disposition (FDH : « Free Disposal Hull »). Cette méthode (Deprins *et al.*, 1984), qui constitue un cas particulier de la méthode DEA, tend à produire des estimations moyennes d'efficience plus élevées que la méthode DEA.

unités décisionnelles (« Decision Making Unit » ou DMU)³⁸, prennent des décisions autonomes, en particulier concernant la production et les facteurs utilisés ; elles transforment, compte tenu de la technologie existante, des inputs en outputs.³⁹

En d'autres termes, la méthode DEA mesure l'efficacité (ou l'efficacités) d'une unité décisionnelle en calculant l'écart relatif qui sépare le point représentant la valeur des inputs et outputs observés et un point hypothétique sur la frontière de production. La méthode permet ensuite d'identifier les meilleures pratiques par rapport à l'ensemble des observations, c'est-à-dire la frontière de production, et de mesurer ainsi le degré d'efficacité de chaque unité relative à ces meilleures pratiques.

Le degré d'efficacité (E) est déterminé en maximisant le ratio de la somme des outputs pondérés rapportée à la somme des inputs pondérés pour chaque unité décisionnelle j , les coefficients de pondération étant déterminés par le programme d'optimisation. La valeur du ratio, calculé pour toutes les unités de la population considérée, pour une ou une suite de périodes de temps, est nécessairement comprise entre 0 et 1. Les unités décisionnelles sur la frontière ont par définition une efficacité égale à 1 ; les unités inefficaces ont un score d'efficacité inférieur à l'unité ($E < 1$). Ainsi, pour chaque unité décisionnelle j (Badillo et Paradi, 1999, p. 31), le degré d'efficacité est calculé de la façon suivante :

$E_j =$ somme des outputs pondérés / somme des inputs pondérés, ou :

$$E_j = \frac{u_1 y_{1j} + u_2 y_{2j} + \dots}{v_1 x_{1j} + v_2 x_{2j} + \dots} = \frac{\sum_r u_r y_{rj}}{\sum_i v_i x_{ij}} \quad (20)$$

où

u_r	=	pondération attribuée à l'output r
y_{rj}	=	quantité de l'output r de l'unité j
v_i	=	pondération attribuée à l'input i
x_{ij}	=	quantité de l'input i pour l'unité j

Le problème réside dans le fait de trouver un groupe commun de pondération pour déterminer l'efficacité relative. Or, CCR admettent que les unités décisionnelles puissent évaluer différemment leurs inputs et outputs, choisissant ainsi des pondérations différentes (Emrouznejad, 1995-2001). On cherche donc à maximiser la valeur d'efficacité relative de chaque unité, sous la condition que le groupe de pondération obtenu de cette manière pour

³⁸ Il peut s'agir de firmes, d'institutions diverses ou de départements au sein d'un même organisme ; dans le cadre de ce travail, les DMU sont constituées des exploitations forestières.

³⁹ Pour retracer l'historique de la mesure de l'efficacité dans la théorie microéconomique, voir Piot (1994, pp. 16-20). Pour un aperçu détaillé quant aux origines de la méthode DEA, voir Førsund et Sarafoglou (2002).

chaque unité soit aussi admissible pour toutes les autres unités incluses dans le calcul. L'approche DEA construit une enveloppe linéaire par morceaux qui représente la frontière de production de la meilleure pratique révélée, c'est-à-dire l'output maximum que l'on peut obtenir empiriquement de n'importe quelle DMU dans la population observée, étant donné son niveau d'inputs (Kim, 2003, p.112).

Sous ces conditions, l'efficacité d'une unité j_0 peut être obtenue comme solution du problème suivant : maximiser E_{j_0} , sous la contrainte que $E_j \leq 1$ pour toutes les unités de la population considérée. Tous les coefficients de pondération doivent être strictement positifs, ceci pour éviter qu'un input ou qu'un output quelconque soit ignoré.⁴⁰

3.3.2.1 Les modèles DEA de base

Afin de mesurer l'efficacité d'une DMU, deux orientations sont possibles selon l'information disponible : l'efficacité technique est mesurée en utilisant les quantités de facteurs et de produits observées ; l'introduction de l'environnement-prix des agents dans l'analyse permet une décomposition de la mesure de l'efficacité en un terme technique et un terme allocatif (Piot, 1994, pp. 20 ss). Comme déjà signalé et pour les différentes raisons évoquées (voir aussi 3.4.1), l'analyse dans le cadre de ce travail porte sur la première orientation.

Comme l'approche de Farrell (1957) révèle certaines limites (technologie monoproduit à rendements d'échelle constants, caractéristiques radiales de la mesure) pour la mesure de l'efficacité de technologies plus complexes, plusieurs développements ont été proposés afin d'y trouver des remèdes. Les différents modèles DEA de base sont les suivants (Badillo et Paradi, 1999, pp. 50-51)⁴¹ :

- Le modèle du ratio CCR (1978) qui propose une évaluation objective de l'efficacité globale, identifie les sources et estime les montants des inefficiences ainsi identifiées.
- Le modèle BCC (Banker, Charnes et Cooper, 1984) qui distingue entre les inefficiences techniques et les inefficiences d'échelle en estimant l'efficacité technique pure à l'échelle donnée d'opérations et en identifiant si des possibilités de rendements d'échelle croissants, décroissants ou constants sont présentes.
- Les modèles DEA multiplicatifs (Charnes *et al.*, 1982 et 1983) qui fournissent un enveloppement log-linéaire ou une interprétation Cobb-Douglas par morceaux du processus de production.
- Le modèle DEA additif (Charnes *et al.*, 1985a) et le modèle additif étendu (Charnes *et al.*, 1987) qui relie l'analyse DEA aux premières analyses de l'inefficacité de Charnes et

⁴⁰ Pour une discussion plus approfondie sur la flexibilité dans le choix des pondérations, voir Boyd et Färe (1984).

⁴¹ Pour une comparaison des différents modèles DEA de base sous forme de tableau, voir Charnes *et al.* (1994, p. 45).

Cooper (1959) et dans ce processus, relie les résultats d'efficacité au concept économique d'optimalité de Pareto.

Les deux premiers modèles seront présentés plus en détail dans ce qui suit.

3.3.2.1.1 Le modèle CCR

Soit n unités décisionnelles ; chaque observation, DMU_j ($j = 1, \dots, n$), consomme des quantités différentes de m inputs x_{ij} ($i = 1, \dots, m$) afin de produire s outputs y_{rj} ($r = 1, \dots, s$). La construction de CCR permet de réduire cette situation d'outputs et d'inputs multiples de chaque DMU en une situation monoproduit-monofacteur fictive. Pour une DMU donnée, le ratio obtenu mesure l'efficacité technique. Afin de garantir que celui-ci soit toujours inférieur ou égal à 1, un ensemble de contraintes est posé. Le problème de programmation mathématique dans le cadre du modèle du ratio CCR devient alors :

$$\begin{aligned} \text{Max } h_o(u, v) &= \frac{\sum_{r=1}^s u_r y_{ro}}{\sum_{i=1}^m v_i x_{io}} \\ \text{sous } \frac{\sum_{r=1}^s u_r y_{rj}}{\sum_{i=1}^m v_i x_{ij}} &\leq 1 \quad j = 1, \dots, n \\ u_r, v_i &\geq 0 \end{aligned} \tag{21}$$

où u_r et v_i sont les poids déterminés par la solution du problème, c'est-à-dire par les données sur toutes les DMU utilisées comme ensemble de référence, et x_{io} et y_{ro} les valeurs observées de la DMU_o , la DMU à être évaluée. Comme la forme de ratio ci-dessus permet un nombre infini de solutions (si (u^*, v^*) est optimal alors $(\alpha u^*, \alpha v^*)$ pour $\alpha > 0$ l'est aussi), la transformation développée par Charnes et Cooper (1962) pour la programmation linéaire fractionné sélectionne une solution représentative (c'est-à-dire la solution (u, v) pour laquelle $\sum_{i=1}^m v_i x_{io} = 1$) dans chaque classe d'équivalence. Le problème de programmation linéaire équivalent est donc le suivant (le changement des variables de (u, v) en (μ, ν) est un résultat de la transformation par Charnes et Cooper) :

$$\text{Max } z = \sum_{r=1}^s \mu_r y_{ro}$$

sous

$$\sum_{r=1}^s \mu_r y_{rj} - \sum_{i=1}^m v_i x_{ij} \leq 0 \quad (22)$$

$$\sum_{i=1}^m v_i x_{io} = 1$$

$$\mu_r, v_i \geq 0$$

Le programme linéaire dual⁴² de (22) est le suivant :

$$\theta^* = \text{Min } \theta$$

sous

$$\sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j \leq \theta x_{io} \quad i = 1, \dots, m \quad (23)$$

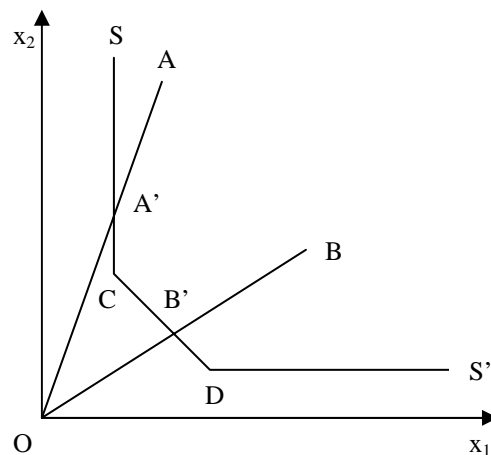
$$\sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j \geq y_{ro} \quad r = 1, \dots, s$$

$$\lambda_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, n$$

⁴² Note explicative : Pour chaque programme linéaire (PL) il est possible de formuler un PL associé utilisant les mêmes données, et la solution du PL originel (appelé primal) ou associé (appelé dual) fournit la même information sur le problème qui est modélisé. La méthode DEA ne constitue pas une exception à cela. Le modèle dual est construit en attribuant une variable (variable duale) à chaque contrainte dans le modèle primal et en construisant un nouveau modèle basé sur ces variables. A noter que le modèle primal a $n + m + s + 1$ contraintes pendant que le modèle dual ait $m + s$ contraintes. Comme n , le nombre d'unités, est normalement considérablement plus grand que $m + s$, le nombre d'inputs et outputs, on s'aperçoit que le modèle primal aura beaucoup plus de contraintes que le modèle dual. De manière générale, pour des programmes linéaires, l'existence d'un nombre plus élevé de contraintes augmente le degré de difficulté d'un problème à résoudre. Ainsi, pour cette raison, on résout normalement le modèle DEA dual plutôt que le primal. Signalons encore qu'à partir de la théorie de la programmation linéaire on sait que les valeurs des variables duales résultant de la solution d'un modèle dual sont identiques aux prix fictifs (prix ombres) dans le modèle primal (Emrouznejad, 1995-2001).

où θ^* donne la mesure de l'efficacité technique (orientée input) de la DMU_o , selon la définition de Farrell (1957). Les éléments positifs du vecteur optimal λ_o^* identifient l'ensemble des producteurs localisés sur la frontière de production, par rapport auxquels la DMU_o est comparée. Si une contraction radiale du vecteur des inputs est possible pour une DMU, son score d'efficacité θ^* est strictement inférieur à 1, indiquant que la DMU_o est dominée par la frontière ; sinon il vaut 1 et la DMU_o se trouve sur la frontière. θ^* correspond donc à la mesure radiale de l'efficacité technique de Farrell qui projette une DMU techniquement inefficace sur la frontière de l'ensemble de production. Comme déjà mentionné, celle-ci ne coïncide pas toujours avec la définition de l'efficacité technique de Koopmans (1951).

Figure 17 : Mesure de l'efficacité et variables d'écart en inputs



Afin d'illustrer ce problème, nous nous référons à la figure 17. Les observations A et B sont techniquement inefficaces car elles se situent à l'intérieur de la surface enveloppe (frontière d'efficacité) déterminée par le modèle DEA employé. La résorption de l'inefficacité en inputs au sens de Farrell consiste à projeter ces observations sur la frontière le long d'un rayon issu de l'origine. En A' et B' , les deux firmes produisent la même quantité d'output, tout en consommant moins des deux facteurs de production. Toutefois, seule la firme B' est un point techniquement efficace au sens de Koopmans. En effet, pour la firme A' , la quantité consommée de l'input 2 peut être réduite d'un montant CA' tout en produisant la même quantité d'output. Ceci est connu comme « input slack » (variable d'écart en input) dans la littérature.⁴³

3.3.2.1.2 Le modèle BCC

Jusqu'à présent, nous avons raisonné avec une hypothèse de rendements d'échelle constants (« constant returns to scale » : CRS) comme dans le modèle initial de CCR (1978). Cependant, cette hypothèse est seulement adéquate si toutes les DMU opèrent à une échelle

⁴³ Pour une orientation output, voir Coelli *et al.* (1998, pp. 158-159).

optimale. Par exemple, un marché en concurrence imparfaite ou des contraintes au niveau financier peuvent être des raisons pour qu'une entreprise ne produise pas à une échelle optimale.

Banker, Charnes et Cooper (1984) ont proposé une extension du modèle DEA à rendements d'échelle constants au cas des rendements d'échelle variables (« variable returns to scale » : VRS). En effet, l'utilisation de la spécification des rendements d'échelle constants dans une situation où les entreprises n'opèrent pas toutes à l'échelle optimale, résulte dans des mesures d'efficacité brouillées par les efficacités d'échelle. L'emploi de la spécification des rendements d'échelle variables permet de déterminer l'efficacité technique dépourvue des effets d'échelle. Le problème de programmation linéaire à rendements d'échelle constants peut facilement être adapté au cas des rendements d'échelle variables en introduisant une contrainte additionnelle de convexité dans le programme (23) qui est :

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \quad (24)$$

De même, une hypothèse de rendements d'échelle non croissants (« non-increasing returns to scale » : NIRS) peut être faite sur la technologie de production en ajoutant au modèle (23) la contrainte suivante :

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j \leq 1 \quad (25)$$

Enfin, une hypothèse de rendements d'échelle non décroissants (« non-decreasing returns to scale » : NDRS) peut être faite sur la technologie de production en ajoutant au modèle (23) la contrainte :

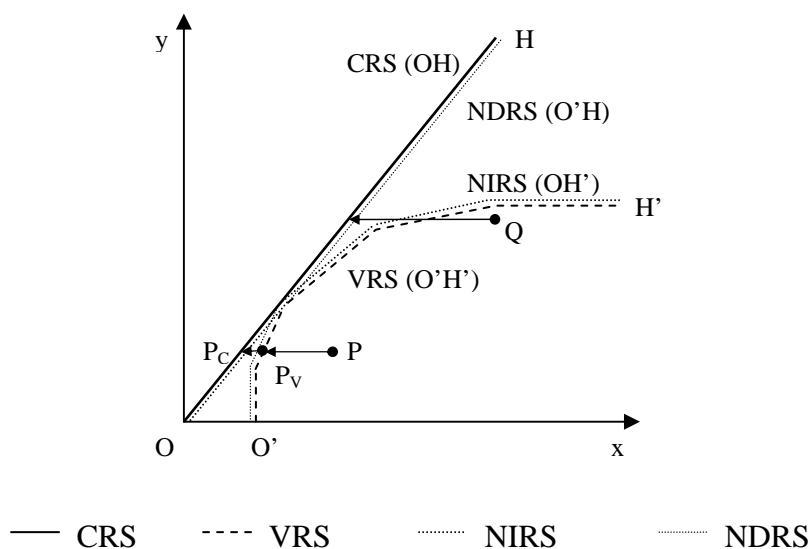
$$\sum_{j=1}^n \lambda_j \geq 1 \quad (26)$$

Notons que la contrainte de convexité dans le cadre des rendements d'échelle variables ($\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$) assure principalement qu'une DMU inefficace soit uniquement comparée à des DMU de taille similaire. Par contre, l'hypothèse faite dans le cadre des rendements d'échelle non croissants ($\sum_{j=1}^n \lambda_j \leq 1$) assure qu'une DMU inefficace ne soit pas comparée à des DMU qui sont substantiellement plus grandes qu'elle-même, mais pourrait être comparée à des DMU plus petites qu'elle-même. Inversement, l'hypothèse faite dans le cadre des rendements d'échelle non décroissants ($\sum_{j=1}^n \lambda_j \geq 1$) assure qu'une DMU inefficace ne soit pas comparée à

des DMU qui sont substantiellement plus petites qu'elle-même, mais pourrait être comparée à des DMU plus grandes qu'elle-même. L'absence de la restriction de convexité dans le cadre des rendements d'échelle constants permet en effet qu'une DMU soit comparée à des DMU substantiellement plus larges ou petites qu'elle-même.

Signalons que la comparaison de la mesure de CCR (rendements d'échelle constants) avec les autres mesures (rendements d'échelle non croissants ou variables) permet de définir une mesure d'efficacité d'échelle. Lorsque l'entreprise a atteint son échelle de production de long terme qui est une situation d'équilibre compétitif où le profit économique est nul, l'efficacité d'échelle vaut 1. Sinon l'entreprise se trouve dans une situation intermédiaire où les rendements d'échelle peuvent être croissants ou décroissants (Banker, 1984).

Figure 18 : Rendements d'échelle de la frontière DEA



La figure 18 présente les différents cas de rendements d'échelle de la frontière DEA et illustre l'inefficacité d'échelle dans le cadre d'un seul input et d'un seul output. En présence de rendements d'échelle constants, l'inefficacité technique du producteur P correspond à la distance PP_C . Cependant, sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables, l'inefficacité technique correspondrait seulement à PP_V . La différence entre ces deux mesures de l'efficacité technique ($PP_C - PP_V$) est due à l'inefficacité d'échelle. On constate ainsi que la mesure de l'efficacité technique sous l'hypothèse des rendements d'échelle constants se trouve décomposée en deux éléments : l'efficacité technique « pure » et l'efficacité d'échelle.

La frontière représentant la situation de rendements d'échelle non croissants (NIRS) est également présentée sur la figure 18. La nature des inefficiences d'échelle (dus à la présence de rendements d'échelle croissants ou décroissants) pour une DMU particulière peut être déterminée en vérifiant si le taux de l'efficacité technique NIRS correspond au taux de l'efficacité technique VRS. S'ils sont inégaux (comme c'est le cas en P), alors on est en présence de rendements d'échelle croissants. S'ils sont égaux (comme c'est le cas pour Q),

alors on est en présence de rendements d'échelle décroissants (Coelli *et al.*, 1998, pp. 150-152).

3.3.2.1.3 *Les modèles multiplicatifs*

Par opposition à l'enveloppement linéaire par morceaux permis par la majorité des modèles DEA, les modèles DEA multiplicatifs permettent de représenter l'ensemble des possibilités de production par des segments log-linéaires par morceaux ou Cobb-Douglas par morceaux. En plus des propriétés qui relient cette extension à la forme fonctionnelle simple, usuelle en économétrie, les mesures multiplicatives d'efficacité qui en résultent représentent d'autres avantages avec les extensions aux outputs et inputs multiples. Par exemple, le modèle multiplicatif invariant en unités de Charnes *et al.* (1983) est le résultat de l'application du modèle additif (*infra*) aux logarithmes des valeurs originelles des données.⁴⁴

3.3.2.1.4 *Le modèle additif*

Le modèle additif a été développé par Charnes *et al.* (1985a) en réponse à la différence existant entre la définition de l'efficacité au sens de Farrell et de Koopmans (également appelé efficacité au sens de Pareto-Koopmans). Les auteurs remplacent la mesure radiale de l'efficacité technique de Farrell (1957) par une mesure additive de variables d'écart. Celle-ci assure qu'une DMU ne soit pas classée comme étant efficace si une variable d'écart quelconque en input ou en output contient une composante positive. Mais l'utilité du modèle additif pour mesurer l'efficacité est limitée car la fonction objective correspond à la somme des variables d'écart en input et en output qui sont exprimées en unités hétérogènes (Ray, 2004, chapitre 5).⁴⁵

3.3.2.2 *Extensions du modèle DEA*

Cette section a pour but de présenter brièvement quelques extensions des modèles DEA de base. L'accent sera mis sur les extensions utilisées dans le cadre de ce travail, c'est-à-dire le traitement des variables environnementales et le concept de « superefficacité ».

3.3.2.2.1 *Variables environnementales*

Le terme « environnement » est utilisé ici pour décrire des facteurs qui pourraient avoir une influence sur l'efficacité d'une firme. Ces facteurs ne sont pas des inputs (outputs)

⁴⁴ Pour plus de détails, voir Charnes *et al.* (1994, pp. 29-31) ou, pour une traduction en français, Badillo et Paradi (1999, pp. 57-59).

⁴⁵ Voir également Charnes *et al.* (1994, pp. 26-29) ou, en français, Badillo et Paradi (1999, pp. 53-57).

traditionnels et sont supposés ne pas être sous le contrôle du manager (variables non discrétionnaires) (cf. 3.2.2).

Une des méthodes possibles pour tenir compte de variables environnementales dans le cadre d'une analyse DEA consiste à inclure ces variables directement (« approche mono-étape ») dans la formulation de programmation linéaire (Bessent et Bessent, 1980 ; Ferrier et Lovell, 1990). Dans ce cas (Banker et Morey, 1986a (*infra*)), la ou les variables non discrétionnaires sont incluses soit en tant qu'inputs, soit en tant qu'outputs, ensemble avec les inputs et outputs ordinaires, mais l'optimisation porte uniquement sur ces derniers. Ainsi, il devient nécessaire de connaître à l'avance la direction de l'impact de chaque variable non discrétionnaire sur la performance du producteur.⁴⁶ Pour tenir compte des variables environnementales catégorielles (Banker et Morey, 1986b), on restreint la comparaison aux producteurs se trouvant dans une même ou plus haute (ou dans une même ou plus basse) catégorie. L'établissement de ces catégories réduit la taille de l'ensemble de référence et ainsi la capacité discriminatoire du modèle. Notons encore que ces deux approches sont purement déterministes et ne prennent donc pas en compte le bruit statistique affectant la performance du producteur.⁴⁷

D'autres approches existantes pour l'intégration d'effets environnementaux dans le cadre de l'approche DEA sont décrites dans Fried *et al.* (2002, pp. 159-160). Ainsi, l'approche typique en deux étapes suit une analyse DEA en première étape basée sur des inputs et outputs ordinaires, suivie d'une analyse de régression en deuxième étape (plusieurs études utilisent des moindres carrés ordinaires (MCO), d'autres un modèle Tobit) qui essaye d'expliquer la variation des scores d'efficacité obtenus en première étape par un vecteur de variables environnementales observables. En utilisant les coefficients de régression estimés, on peut ajuster ensuite les scores d'efficacité pour correspondre à un niveau commun d'environnement, par exemple les moyennes de l'échantillon (Coelli *et al.*, 1998, p. 170). Comme la régression MCO peut prédire des scores supérieurs à l'unité, les scores seront normés à 1 (100%). Timmer (1971) a été le premier à proposer cette approche et plusieurs études l'ont améliorée par la suite en utilisant des techniques de régression à variable dépendante limitée (comme les scores d'efficacité sont bornés et atteignent souvent leur limite supérieure). McCarty et Yaisawarng (1993) sont allés encore plus loin en utilisant les résidus (interprétés comme des indicateurs d'efficacité managériale) de la régression en deuxième étape (obtenus par un modèle Tobit à équation unique) pour ajuster les scores d'efficacité de la première.⁴⁸ Le désavantage est que les indicateurs managériaux (les résidus) ne sont plus compris entre zéro et un, ne fournissant donc plus une mesure d'amélioration potentielle. Fried *et al.* (1993) ont élargi le champ de l'analyse de la régression en deuxième étape en l'appliquant aux variables d'écart (« slacks ») de la première étape (plutôt qu'aux scores d'efficacité radiaux).⁴⁹ Enfin, Lissitsa *et al.* (2005) évitent le problème des variables censurées en utilisant les scores de la superefficacité (*infra*) qui ne sont pas bornés par 1.

⁴⁶ Quand on n'est pas sûr de la direction de l'impact des variables environnementales, celles-ci peuvent être incluses dans la formulation de programmation linéaire sous forme d'égalité.

⁴⁷ Pour plus de détails sur ces approches, voir Coelli *et al.* (1998, pp. 167 ss) et Adolphson *et al.* (1991).

⁴⁸ Voir aussi Bhattacharyya *et al.* (1997).

⁴⁹ Notons que les producteurs efficaces au sens de Koopmans en première étape ne pourront pas être inclus dans la deuxième étape. Ainsi, il n'est pas possible de déterminer si leur efficacité en première étape est due à l'efficacité managériale ou à un environnement favorable.

Ainsi, il devient possible d'appliquer la méthode des MCO à ces données. C'est l'approche retenue dans le cadre de ce travail (pour le modèle Tobit, voir annexe 3).

Pastor (1995) a proposé une autre variante de l'approche en deux étapes proposant une double application de la méthode DEA. Dans une première étape, il utilise soit une DEA orientée inputs appliquée aux inputs et aux variables environnementales, soit une DEA orientée outputs appliquée aux outputs et aux variables environnementales. Pastor (1995) remplace ensuite les inputs ou les outputs par leurs projections radiales afin d'éliminer l'effet des variables environnementales. Dans la deuxième étape, il utilise de nouveau la méthode DEA appliquée à une base de données élargie composée des observations initialement efficaces, des observations initialement inefficaces et les projections radiales des observations initialement inefficaces. Une comparaison des scores d'efficacité obtenus en deuxième étape des observations initialement inefficaces avec ceux des projections radiales des observations initialement inefficaces montre l'impact des variables environnementales sur la performance des producteurs.

Il est également possible d'élargir le modèle de base en deux étapes comme Fried *et al.* (1999) l'ont fait pour aboutir à une procédure en quatre étapes. Ici une évaluation DEA initiale est suivie d'une analyse de régression utilisant le modèle Tobit afin d'obtenir des prévisions sur les effets des variables environnementales sur l'évaluation de la performance pendant la première étape. Pendant la troisième étape, les données initiales sont adaptées pour tenir compte des effets environnementaux, et l'évaluation DEA est répétée (étape 4). Le mérite de cette approche est que la deuxième étape est stochastique. Le désavantage de cette approche est que l'ajustement des données prend en compte les variables environnementales mais pas l'effet du bruit statistique.

Finalement, afin d'écarter l'effet des variables environnementales et du bruit statistique de la performance des producteurs, Fried *et al.* (2002)⁵⁰ proposent une approche en trois étapes. Dans la première étape, les auteurs appliquent la méthode DEA aux données d'inputs et d'outputs pour obtenir une première évaluation de la performance des producteurs. Cette évaluation ne tient pas compte des effets environnementaux et du bruit statistique sur la performance des producteurs. Pour cela, les auteurs proposent une analyse de frontière stochastique en deuxième étape pour attribuer la variation de la performance des producteurs en première étape aux effets environnementaux, à l'inefficacité managériale et au bruit statistique. Dans la troisième étape, Fried *et al.* (2002) ajustent les inputs et les outputs afin de prendre en compte les effets environnementaux et le bruit statistique détectés pendant la deuxième étape. L'analyse en première étape est ensuite répétée en appliquant la méthode DEA aux données ajustées.

⁵⁰ Il s'agit d'une version retravaillée de Fried *et al.* (1999).

3.3.2.2.2 *Superefficience*⁵¹

Les modèles DEA de base – le modèle CCR dans le cas des rendements d'échelle constants et le modèle BCC dans le cas des rendements d'échelle variables – fournissent des mesures d'efficience technique d'une firme par rapport aux autres firmes à l'intérieur d'un même échantillon. Les firmes qui apparaissent techniquement inefficentes peuvent être classées en fonction de leurs scores d'efficience obtenus. Mais les firmes qui apparaissent comme étant efficaces sont toutes classées au même rang par ce critère. Andersen et Petersen (1993) proposent un modèle qui permet de classer les firmes qui ont obtenu des scores d'efficience technique de 100% par un des modèles DEA standards.⁵²

Mathématiquement, le modèle de superefficience est identique aux modèles DEA de base, sauf que l'unité à évaluer n'est pas incluse dans l'ensemble de référence. Le score de superefficience d'une firme inefficente ne sera pas différent du score d'efficience standard car une firme inefficente ne peut pas être une firme de référence pour elle-même. De l'autre côté, une firme efficace pourrait obtenir un score de superefficience supérieur à un. Un score de superefficience élevé indique qu'une firme est bien au-delà ses pairs et devrait donc être hautement classée. Notons qu'un score très élevé pourrait indiquer une valeur extrême dans l'utilisation d'un des inputs rendant la firme en question incomparable aux autres firmes de l'échantillon. Ainsi, le concept de superefficience permet également d'identifier de telles unités (Lissitsa *et al.*, 2005).⁵³

3.3.2.2.3 *Autres extensions*

D'autres extensions possibles concernent la mesure de l'efficience allocative. En effet, si l'information sur les prix est disponible et si un objectif de comportement comme la minimisation du coût peut être appliqué, alors il est possible de mesurer l'efficience allocative ainsi que l'efficience technique. Cette approche permet d'obtenir une information sur la manière dont le producteur alloue ses ressources productives, c'est-à-dire dans quelles proportions il établit son panier de biens pour un système de prix donné (Piot, 1994, p. 30).⁵⁴

L'introduction de contraintes pour tenir compte de fixités de court terme de certains inputs et outputs (variables non discrétionnaires) a été proposée par Banker et Morey (1986a). En effet, le modèle BCC suppose que tous les facteurs de production peuvent s'ajuster lors de la résorption de l'inefficience technique de manière radiale. La prise en compte de fixité va modifier la mesure de l'efficience technique car seuls les facteurs variables vont pouvoir s'ajuster. La différence obtenue entre les mesures selon le degré de fixité reflète les conséquences de ces contraintes sur l'efficience des firmes (Piot, 1994, pp. 28-29).

⁵¹ En anglais : « superefficiency ».

⁵² Voir aussi Torgersen *et al.* (1996).

⁵³ Pour plus de détails par rapport au modèle de superefficience, voir Andersen et Petersen (1993) et Ray (2004, pp. 95 ss).

⁵⁴ Pour plus de détails, voir également Coelli *et al.* (1998, pp. 162 ss).

L'affaiblissement de l'hypothèse de monotonie ou libre disposition des inputs et outputs dû à des effets de congestion a été suggéré par Färe et Grosskopf (1983). L'enveloppe des observations qui vérifie toujours l'hypothèse de convexité ne possède plus les extensions horizontale et verticale à chaque extrémité de la frontière de production comme c'était le cas pour la figure 17. Ces segments de droite se situent plus vers l'intérieur de l'ensemble des possibilités de production, ce qui aura pour conséquence une réduction de la surface de celui-ci. De telles régions congestionnées de la frontière peuvent survenir lorsqu'il existe, par exemple, des contraintes institutionnelles (cadre légal, réglementaire, etc.) limitant l'utilisation de certains biens (Piot, 1994, p. 25-26).⁵⁵ L'affaiblissement de l'hypothèse de monotonie va modifier la mesure de l'efficacité technique pour les DMU se trouvant dans une région congestionnée. L'influence de la congestion sur l'efficacité d'une unité de production particulière est appelée mesure de l'efficacité structurelle (Färe *et al.*, 1985).

Enfin, quand les observations portent sur plusieurs périodes (série temporelle) et un des objectifs constitue l'analyse d'un changement de l'efficacité dans le temps (analyse sur données de panel), il est possible d'effectuer une analyse DEA dans le temps similaire à la méthode de la moyenne mobile où une unité décisionnelle à chaque période différente est traitée comme si c'était une unité « différente » (Charnes *et al.*, 1994). La technique d'analyse « window » a été développée par Charnes *et al.* (1985b) et appliquée empiriquement par exemple par Asmild *et al.* (2004) et Webb (2003). Si d'un côté cette technique permet de générer un nombre plus élevé de points de données initialement retenus par l'analyse DEA, elle ne se prête qu'à l'analyse de bases de données d'une taille d'échantillon relativement faible, raison pour laquelle elle n'a pas été retenue dans le cadre de ce travail.⁵⁶ Signalons aussi que l'analyse « window » suppose implicitement que des influences d'ordre stochastique restent les mêmes à travers toutes les unités temporelles observées ; de même, on admet que les progrès technique et d'apprentissage par rapport à la période précédente soient connus pour les périodes qui suivent, d'où un choix de fenêtres temporelles relativement étroites à conseiller (Gubi, 2006).

D'autres extensions concernent le traitement plus approfondi des variables d'écart (Ray, 2004, chapitre 7), l'analyse en deux étapes (« second-stage regression ») des scores d'efficacité obtenus à l'aide des modèles DEA afin de prendre en compte des variables environnementales (exogènes) à l'activité de production (Ray, 1988 ; Simar et Wilson, 2003) et l'invariance des scores d'efficacité obtenus à l'aide des modèles DEA (Ali et Seiford, 1990). Signalons encore que plusieurs auteurs consacrent des chapitres entiers aux extensions des modèles DEA de base (Ray, 2004, chapitre 4 ; Coelli *et al.*, 1998, chapitre 7 ; Charnes *et al.*, 1994, chapitre 3).

⁵⁵ Par exemple, la limitation de l'utilisation de substances nocives, présentant un danger pour la santé et l'environnement. Ainsi, dans le contexte de la Directive communautaire concernant les nitrates (Directive 91/676/CEE du Conseil concernant la protection des eaux contre la pollution par les nitrates à partir de sources agricoles), les produits azotés ne sont plus librement disponibles, que ce soit dans leur utilisation ou dans leur production, pour un producteur soumis aux normes européennes.

⁵⁶ Pour d'autres faiblesses, voir Cooper *et al.* (2006).

3.4 Choix méthodologiques

Trois thèmes seront abordés dans cette section. Premièrement, il s'agit d'expliquer pourquoi c'est l'efficacité technique qui sera retenue dans le cadre de l'analyse de ce travail à la place de l'efficacité allocative. Deuxièmement, on va contraster l'approche paramétrique avec l'approche non paramétrique. Et troisièmement, seront présentées quelques réflexions selon lesquelles l'approche déterministe, en l'occurrence la méthode MCO, semble préférable à l'approche stochastique (et ML).

3.4.1 Efficacité technique versus efficacité allocative

Pour répondre à la première question, on peut commencer par se référer à CCR (1978, p. 443). Les auteurs notent que leur mesure d'efficacité risque d'afficher des signes de faiblesse quand elle est appliquée au secteur privé. La raison est la présence d'un marché concurrentiel et plus particulièrement la liberté de déploiement des ressources d'une industrie à l'autre. L'appréciation de telles possibilités demanderait alors l'introduction de prix ou d'autres moyens de pondérations afin d'évaluer des alternatives non comparables autrement.

En effet, les mesures proposées par CCR (1978) ont été destinées initialement à évaluer des activités d'entités non lucratives participant à des programmes publics. Dans ce cadre-là, les managers des DMU ne sont pas libres de réorienter les ressources vers d'autres programmes plus profitables ou attractifs. La mesure en question vise donc à évaluer les réalisations ou les possibilités de conservation de ressources pour chaque DMU avec les ressources qui lui sont attribuées. Il s'agit donc plutôt d'une mesure de « distance » que de « direction » vu ce qui a été (et pourrait être) réalisé.

D'après Farrell (1957, pp. 260-261), l'efficacité allocative d'une firme dépend de la mesure des inputs et de l'ensemble des firmes faisant partie de l'analyse. Elle est beaucoup plus sensible à l'introduction de nouvelles firmes que l'efficacité technique ; en outre, elle est très sensible à des erreurs d'estimation des prix des facteurs et, de ce fait, devient relativement instable. Farrell (1957) relativise pourtant ces propos en remarquant qu'en présence d'un grand nombre d'observations et d'informations correctes sur les prix, la mesure de l'efficacité allocative peut devenir relativement fiable.

A part ces difficultés, Farrell (1957) soulève à juste titre la question de savoir si une efficacité allocative élevée est effectivement souhaitable. En effet, il se peut que la meilleure politique d'une firme soit de travailler temporairement bien au-delà de l'output optimum (par exemple, en période d'expansion ou en cas de demande momentanément élevée), même si cela entraîne une efficacité allocative plus faible. De même, une firme qui adapte ses inputs en fonction des prix du passé ou futurs n'est pas forcément inefficace. A court terme, l'efficacité allocative d'une firme mesure sa capacité d'adaptation à un ensemble de prix particuliers, permettant ainsi d'obtenir une bonne mesure de son efficacité à s'adapter aux prix des facteurs uniquement dans un contexte statique.

L'efficacité allocative devient ainsi une mesure à la fois instable et d'interprétation hasardeuse. Son mérite réside dans le fait d'épargner l'efficacité technique de ces défauts plutôt que dans une utilité intrinsèque quelconque. Du point de vue du planificateur, l'efficacité technique d'une firme indique le gain certain qui peut être atteint en « stimulant » le management, pendant que l'efficacité allocative indique le gain qui, sous certaines hypothèses sur la structure future des prix, peut être obtenue en faisant varier les ratios des inputs.⁵⁷ *Last but not least*, signalons aussi qu'il n'était tout simplement pas possible d'obtenir toutes les données par rapport à l'environnement-prix des agents permettant une analyse complète de l'efficacité allocative des exploitations forestières publiques en Suisse.

3.4.2 Approche paramétrique versus approche non paramétrique

La méthode DEA peut en effet être considérée comme un changement de paradigme par rapport à la méthode de régression (Badillo et Paradi, 1999, p. 32). Car si la régression permet de mesurer une tendance centrale, l'analyse DEA, quant à elle, donne la possibilité d'identifier la meilleure pratique. Quelques avantages et inconvénients des deux méthodes sont brièvement abordés ici.

Par rapport à la méthode DEA, l'approche économétrique habituelle présente plusieurs désavantages (Seiford et Thrall, 1990, pp. 28-29). Elle ne fournit que des résidus et indique des valeurs moyennes qui ne font habituellement pas partie de l'ensemble des données. En outre, les approches fondées sur la régression permettent difficilement d'obtenir un jugement synthétique sur la performance et d'identifier clairement les sources d'inefficacité. Enfin, la régression ajuste une fonction sur la base du comportement moyen, nécessitant une spécification préalable de la forme fonctionnelle, et est limitée à un seul output (variable dépendante).

Par opposition, l'approche par la programmation mathématique apparaît comme étant un moyen plus solide pour l'estimation d'une frontière d'efficacité, permettant des interprétations claires. Alors que les procédures statistiques sont basées sur les tendances centrales, la méthode DEA correspond à un processus basé sur les extrêmes. La méthode DEA analyse chaque DMU séparément par rapport à l'ensemble des données et détermine l'efficacité de chaque unité par rapport au groupe de pairs ayant la « meilleure pratique ». Étant une méthode non paramétrique d'estimation, aucune hypothèse *à priori* sur la forme analytique de la fonction de production n'est nécessaire. De plus, il est possible de prendre en compte de multiples outputs (et inputs) et d'évaluer simultanément la contribution de toutes les variables à la mesure de l'efficacité. Enfin, on a vu que l'introduction de variables environnementales dans le modèle DEA est relativement simple.

⁵⁷ Notons dans ce contexte la volatilité relativement élevée des prix du bois rendant une planification difficile. Par exemple, d'après la Direction générale des douanes, les prix des bois exportés (bois ronds d'épicéa et de sapin) ont chuté de 38% en 2000 (après Lothar) par rapport à l'année précédente (OFS, 2002, pp. 24-25).

Néanmoins, les forces d'une approche peuvent devenir les faiblesses de l'autre. Par exemple, comme la méthode DEA n'a besoin que d'une seule observation par DMU (pour chaque input et output), elle peut s'avérer plus sensible à des erreurs de données. En outre, comme la procédure d'estimation repose sur des points extrêmes, elle peut être très sensible à la sélection des variables et la spécification du modèle. Notons toutefois qu'Ahn et Seiford (1993) ont pu démontrer l'insensibilité de la méthode DEA par rapport à la sélection du modèle ainsi qu'à l'agrégation et la désagrégation des variables.⁵⁸ Enfin, la capacité à discriminer entre les DMU diminue avec l'augmentation du nombre des inputs et outputs. Ainsi, un nombre suffisamment élevé de facteurs classera toutes (ou presque toutes) les DMU comme étant efficaces. Notons dans ce contexte que la condition « nombre d'observations beaucoup plus grand que l'espace input/output » ($n \gg m + s$) n'est pas suffisant pour assurer la discrimination parmi les DMU afin de déterminer leur efficacité.⁵⁹

Pour rassembler les forces des deux approches, les développements théoriques récents rapprochent de plus en plus les deux méthodes. Un exemple d'un tel rapprochement est donné par les mesures de significativité économique développées par Varian (1990). Afin de tester le comportement d'optimisation, l'auteur propose de mesurer l'écart par rapport à l'optimisation en utilisant la fonction objective estimée et de voir si cet écart est significatif d'un point de vue économique (et non pas statistique). Dans le cas du consommateur, l'objectif devrait donc être d'évaluer l'ampleur de l'écart entre le niveau d'utilité effectivement atteint avec le choix observé et le niveau maximal d'utilité que l'agent aurait pu atteindre si son choix de consommation avait été optimal.⁶⁰ Finalement, l'intégration partielle des approches paramétriques et non paramétriques réalisée par Sengupta (1990) dans le cadre de son modèle DEA stochastique témoigne de la disparition lente des frontières entre ces deux approches.

Les résultats obtenus par Resti (2000) et Mortimer (2002) montrent d'ailleurs que ni l'approche DEA ni les approches économétriques ne révèlent un avantage absolu pour l'une ou l'autre des méthodes. Néanmoins, il semble que le choix d'une des méthodes se justifierait plus dans certaines situations spécifiques que dans d'autres, dépendant, par exemple, du nombre d'unités dans l'échantillon ou de l'importance de l'inefficacité et du bruit dans les données. D'ailleurs, un certain risque est lié à une simplification trop importante de ces situations spécifiques (définies à travers des facteurs clés de l'environnement de technologie et de production simulé, comme, par exemple, la dimensionnalité de l'espace input/output, les économies d'échelle et d'envergure, l'hétérogénéité des unités de production, l'extension des erreurs de mesure et des chocs aléatoires, etc.) qui les éloignent finalement trop du monde réel.⁶¹

⁵⁸ Toutefois, le modèle s'est avéré sensible par rapport au choix des variables.

⁵⁹ Banker *et al.* (1984) suggèrent l'existence d'une relation 1:7 entre variables considérées et unités observées.

⁶⁰ L'article de Varian (1990) propose pour cela une méthode de test qui abandonne toute référence à l'écart entre les quantités observées et optimales pour privilégier une évaluation des modèles en termes de *money metric utility* (Varian, 1995), c'est-à-dire de niveaux d'utilité exprimés en équivalent monétaire.

⁶¹ Pour une revue de 41 comparaisons tirées du monde réel (DEA vs analyse de frontière stochastique/analyse de frontière déterministe), voir Mortimer (2002). Voir également Norman et Stoker (1991) pour une comparaison entre les méthodes basées sur la régression et la méthode DEA.

Enfin, rappelons que chacune des méthodes utilisées dans le cadre de ce travail (MCOD, SFA et DEA) pour la détermination de l'efficacité des exploitations forestières publiques suisses possède ses propres particularités et caractéristiques. Les principales différences par rapport aux résultats à obtenir sont brièvement résumées ici.⁶²

Premièrement, en appliquant la méthode paramétrique MCOD, il apparaît normalement une seule exploitation forestière efficace – l'observation se trouvant sur la frontière de production –, alors qu'avec la méthode SFA, aucune observation ne doit se trouver sur la frontière ou peut même la dépasser. De l'autre côté, il en existe un nombre relativement important d'exploitations efficaces lorsqu'on utilise la méthode non paramétrique (DEA). Ce résultat explique largement la sensibilité des scores d'efficacité relative dépendant des exploitations identifiées comme benchmarks par la méthode paramétrique déterministe. Une analyse de modèles « épurés » permettra d'illustrer ce phénomène. Cette caractéristique donne donc un avantage à la méthode stochastique car elle est généralement moins sensible aux observations extrêmes. De son côté, la méthode non paramétrique paraît moins sensible aux observations extrêmes dans le cadre de l'analyse des benchmarks que la méthode paramétrique déterministe.

Deuxièmement, l'analyse DEA ne compare généralement que des observations « comparables », c'est-à-dire des exploitations qui ne présentent pas de trop grandes différences dans leur output ou leur consommation d'inputs. Par exemple, si l'on ne trouve dans les observations qu'une seule très grande exploitation, celle-ci sera forcément « efficace », même si elle travaille en réalité de manière peu efficace, car il n'y aura pas de comparaison possible (autre exploitation dont la production serait voisine).

Troisièmement, les exploitations qui présentent des caractéristiques atypiques (par exemple, une combinaison de facteurs de production très particulière comme une faible consommation de l'un des inputs et une très forte consommation d'un autre) ne seront pas dominées et par conséquent jugées efficaces. La méthode DEA met ce genre d'exploitation au bénéfice du doute (exploitation efficace par défaut). Par les méthodes paramétriques (MCOD et SFA) toutes les exploitations sont comparées entre elles afin de déterminer celle qui se trouve sur/près de la frontière.

Quatrièmement, en appliquant la méthode DEA, pour un nombre d'observations donné, plus le nombre d'inputs et d'outputs augmente, plus il y aura d'exploitations efficaces. En effet, l'accroissement du nombre de variables réduit le risque pour une exploitation d'être dominée.

Finalement, en s'appuyant sur la méthode DEA, la mesure de l'efficacité s'effectue par rapport à une observation réelle. Une exploitation particulière a donc la possibilité de comparer concrètement sa situation à celle d'une exploitation réelle (exploitation la plus

⁶² Voir Burgat et Jeanrenaud (1990) analysant l'efficacité de la collecte des déchets ménagers en Suisse. Dans ce travail, les auteurs s'appuient sur une méthode paramétrique (MCOD) et une méthode non paramétrique (FDH : « Free Disposal Hull »).

dominante). Dans le cadre des méthodes paramétriques (MCO et SFA), la comparaison peut sembler plus abstraite car elle se fait en général par rapport à une exploitation imaginaire (observation virtuelle).

3.4.3 Frontière déterministe versus frontière stochastique

Revenons ensuite au troisième thème. En effet, même si le modèle stochastique comme proposé à l'origine par Aigner *et al.* (1977) et Meeusen et van den Broeck (1977) est « statistiquement » identifiable, c'est-à-dire que les paramètres du modèle sont identifiables à partir des observations, on n'obtient au départ qu'une estimation du terme d'erreur constitué de deux composantes (le terme purement résiduel et l'inefficience technique d'une firme). Le résultat final, c'est l'obtention d'une efficacité moyenne du secteur analysé.

Afin de contourner la difficulté à trouver par la suite l'inefficience technique de chaque firme, Jondrow *et al.* (1982) proposent alors une méthode basée sur la distribution conditionnelle du terme représentant l'inefficience technique d'une firme étant donné le terme d'erreur (à deux composantes) (cf. 3.3.1.2). Rappelons aussi que la densité de probabilité du terme d'erreur aura souvent une expression compliquée, car elle représente la somme d'une distribution sur \mathcal{R} (pour le terme purement résiduel) et d'une distribution unilatérale (pour le terme représentant l'inefficience technique). Mais la critique principale envers le modèle de frontière stochastique concerne l'absence de justification *a priori* du choix d'une forme de distribution particulière quelconque (distribution de type Gamma, Weibull, semi-normale ou exponentielle) des termes représentant l'inefficience technique (Coelli *et al.*, 1998).

Par opposition aux modèles stochastiques, les modèles déterministes (paramétriques) offrent l'avantage de leur simplicité. En outre, des développements plus récents tiennent compte de facteurs exogènes qui ne sont pas sous le contrôle de la firme (Deprins et Simar, 1989). L'intégration de ces facteurs, caractérisés par le terme purement résiduel dans les modèles stochastiques et pouvant expliquer une partie de l'inefficience, a permis d'écarter une des principales critiques envers ces modèles. Signalons aussi que Schmidt (1976) a pu montrer que la méthode des moindres carrés fournissait des estimateurs convergents de tous les paramètres excepté la constante. Ainsi, si le terme constant ne relève pas d'une importance intrinsèque et que l'estimation de la fonction de production frontière ne constitue pas un but en soi, alors la méthode des MCO peut être considérée comme appropriée.⁶³

En outre, même si l'avantage de l'approche stochastique réside dans la flexibilité du modèle grâce à la présence du terme purement résiduel (c'est cette composante qui donne une interprétation stochastique à la frontière), il ne faut pas sous-estimer les désavantages liés aux complications analytiques qui viennent d'être mentionnées. Ainsi une des raisons pour lesquelles l'approche déterministe semble préférable à l'approche stochastique est justement liée aux difficultés inhérentes à cette dernière pour estimer les inefficiences (Deprins et Simar,

⁶³ En effet, la fin poursuivie dans le cadre de ce travail est la mesure de l'efficacité (technique) elle-même.

1989, p. 120 ss) en comparaison à l'approche déterministe. Remarquons aussi que l'application de différentes méthodes au sein de ce travail constitue d'abord un outil de comparaison, permettant, le cas échéant, de consolider les résultats obtenus.

Enfin, dans sa revue systématique de la littérature anglophone sur les comparaisons directes entre la méthode DEA et les analyses de frontière stochastique et déterministe (*supra*) – les deux alternatives paramétriques les plus souvent utilisés –, Mortimer (2002) cite plusieurs auteurs qui mettent en question l'avantage comparatif de l'approche stochastique par rapport à l'approche déterministe (paramétrique). Ainsi, Ruggiero (1999) et Ondrich et Ruggiero (2001) montrent dans leurs études de simulation que même en présence d'erreurs de mesure importantes et pour n'importe quelle taille de l'échantillon, l'analyse de frontière déterministe performe aussi bien, voire mieux, que l'analyse de frontière stochastique (SFA). Dans chaque cas, la méthode SFA n'a pas été capable de séparer avec précision le bruit résiduel et l'inefficience, mettant ainsi en question un des points supposés forts de cette méthode, c'est-à-dire la capacité à faire face au bruit stochastique. Enfin, Whiteman (1999) montre dans ses études sur des entreprises électriques, de gaz naturel et de télécommunication que l'existence de l'erreur stochastique apparaît comme n'ayant qu'un faible impact sur les estimations de l'efficience technique.

4 Etat des connaissances

La mesure de la productivité et de l'efficacité des organisations publiques a reçu de plus en plus d'attention au cours des dernières années. De nombreuses études ont été menées dans des domaines aussi variés que, par exemple, les services financiers (voir, par exemple, Drake et Hall, 2003 ; Mukherjee *et al.*, 2003 ; Lozano-Vivas *et al.*, 2002), les soins de la santé (Siciliani, 2006 ; Hollingsworth, 2003 ; Steinmann et Zweifel, 2003 ; Crivelli *et al.*, 2002), les transports (Pels *et al.*, 2003 ; Pina et Torres, 2001) et l'éducation (Schenker-Wicki et Hürlimann, 2006 ; Mayston, 2003 ; Jesson *et al.*, 1987). De même, dans le domaine de l'agriculture, un nombre important d'études a été réalisé afin de mesurer l'efficacité d'exploitations agricoles (voir, par exemple, Ferjani, 2006 ; Gocht et Balcombe, 2006 ; Latruffe *et al.*, 2005 ; Bayarsaihan et Coelli, 2003 ; Piot, 1994).

Quant au secteur forestier, même s'il a suscité un certain intérêt parmi les économistes, relativement peu d'études ont été consacrées à l'analyse de l'efficacité des exploitations forestières publiques. On peut expliquer cela par le fait que d'une part, l'accès aux données – si elles existent – peut s'avérer difficile, et d'autre part, la structure du secteur peut fortement varier selon les pays, rendant une telle étude plus ou moins pertinente.

Sekot et Hoffmann (2007) utilisent la méthode DEA pour mesurer l'efficacité technique et allocative de 76 grandes exploitations forestières autrichiennes (surface forestière supérieure à 500 ha) sur la période 1997-2001. Le modèle (orienté input et sans orientation⁶⁴) comporte quatre variables inputs, caractérisant le facteur travail et les coûts liés à la puissance, et trois variables outputs décrivant les revenus en provenance des assortiments de bois et autres revenus ; peu d'attention est portée toutefois à l'influence de variables environnementales. Les résultats pour les scores d'efficacité et les efficacités d'échelle sont globalement bons, mais des potentiels d'amélioration sont identifiés au niveau des coûts et du personnel. Les auteurs estiment que l'analyse DEA constitue un instrument intéressant et utile pour une analyse scientifique élargie des exploitations forestières.

Sowlati (2005) propose un survol récent d'applications DEA dans le domaine de l'économie forestière et du bois. Même si dans le domaine de l'économie du bois, comme dans d'autres domaines, l'analyse d'exploitations a fait l'objet de plusieurs études, les applications directement liées aux exploitations forestières se limitent le plus souvent aux analyses d'unités administratives d'exploitations forestières publiques. De même, le Centre d'étude des niveaux de vie (CSLS), organisation canadienne à but non lucratif, a publié un survol de la littérature recensant des études du monde entier qui portent sur la productivité dans le secteur des produits forestiers (CSLS, 2003). Cependant, comme la recherche a été limitée aux études publiées en anglais, la plupart des études recensées portent sur le secteur des produits forestiers canadien et américain. Tous les secteurs industriels du bois sont couverts. Les études ont été regroupées en quatre sections : général ; exploitation du bois ; scieries, produits de bois et de bois d'œuvre ; pâte à papier et papier. Parmi les six études traitant de

⁶⁴ Les modèles sans orientation permettent un ajustement du côté des inputs ainsi que du côté des outputs (voir, par exemple, Charnes *et al.*, 1994, pp. 65-71).

l'exploitation du bois, nous allons mentionner celles de Greene, Jackson et Culpepper (2001), Barreto, Amaral, Vidal et Uhl (1998), Kant et Nautiyal (1997) et Wear (1994).

Aoyagi et Managi (2004) analysent l'impact des subventions sur l'efficacité et la production du secteur forestier au Japon en appliquant la méthode DEA et différents modèles économétriques. Leurs résultats montrent que l'efficacité de la gestion forestière décroît en moyenne sur une période de 25 ans allant de 1975 à 2000. L'étude indique une variation importante des scores d'efficacité à travers les préfectures avec un potentiel d'économies en outputs d'environ 40% en moyenne. Les résultats économétriques semblent soutenir l'hypothèse de l'effet négatif des subventions gouvernementales sur la performance du secteur forestier. En effet, les préfectures plus fortement subventionnées indiquent généralement des scores d'efficacité statistiquement significativement plus bas.

Sur la base de données de panel couvrant la période de 1977 à 1995, Hailu et Veeman (2003) analysent l'efficacité technique, les changements technologiques et le gain global de productivité de l'industrie de la récolte dans six provinces de la zone boréale canadienne. La technologie de production est représentée à l'aide d'un modèle DEA. L'approche empirique a révélé des différences importantes dans l'efficacité des activités de récolte parmi les différentes régions. Les résultats d'une analyse Tobit sur les différences d'efficacité montrent que les caractéristiques de la ressource forestière telles que la densité et la proportion des essences feuillues avaient des effets positifs. En outre, des rendements d'échelle positifs ont été détectés. Enfin, les auteurs ont trouvé que la productivité globale dans l'industrie de la récolte en forêt boréale a progressé à un taux annuel moyen de 1,56%.

Greene, Jackson et Culpepper (2001) examinent l'activité de récolte du bois en Géorgie (Etats-Unis) sur la période 1987 à 1997. Les auteurs trouvent que la période étudiée a été marquée par de lourds investissements et que la productivité du capital a été presque constante pendant que celle du travail a augmenté d'environ 80%. Barreto, Amaral, Vidal et Uhl (1998) ont analysé la faisabilité technique, l'efficacité et la rentabilité des meilleures pratiques de récolte du bois dans la forêt pluviale amazonienne de l'est en comparant les opérations de récolte du bois planifiées et non planifiées. Sur la base de ratios input-output, les auteurs trouvent que la productivité du travail a été plus faible dans le cadre d'opérations de récolte planifiées car les bûcherons essaient généralement de minimiser les dommages aux autres arbres. En même temps, la productivité du capital a été plus élevée dans le cadre de ces opérations de récolte à cause des pertes de temps et des déchets de bois réduits.

LeBel et Stuart (1998) ont utilisé différents modèles DEA pour mesurer l'efficacité technique de 23 entrepreneurs forestiers dans le sud-est des Etats-Unis sur une période de six ans, transformant des inputs (capital, biens de consommation et travail en dollars) en output (tonnes de bois). Globalement, les entrepreneurs forestiers étudiés ont été relativement efficaces, mais certains ont été beaucoup moins efficaces que d'autres. En outre, les auteurs ont pu montrer clairement que le taux d'utilisation des capacités et l'échelle d'opération ont un impact sur l'efficacité technique des entrepreneurs. Shiba (1997) s'est interrogé sur l'efficacité des performances managériales et techniques des activités forestières au Japon en appliquant la méthode DEA. Selon le modèle utilisé l'efficacité des associations des propriétaires de forêts peut fortement varier.

Kant et Nautiyal (1997) ont étudié la structure de production de l'industrie canadienne des opérations forestières sur la période 1964-1992 à l'aide de la théorie duale de la production et des coûts. Sur la base d'une fonction de coût translog, les auteurs arrivent à montrer que la structure de production est homogène mais qu'elle n'est pas sujette à l'élasticité unitaire de substitution. En effet, le calcul des élasticités de Morishima montre que la substitution du capital par la main d'œuvre ou l'énergie est plus facile que la substitution de la main d'œuvre ou de l'énergie par le capital. Les auteurs observent également des économies d'échelle substantielles dans le coût des opérations forestières. En outre, le taux de changement technique a été négatif pour toutes les années d'où des taux de croissance annuels de la productivité totale des facteurs rarement positifs. Ceci pourrait être une conséquence des conditions changeantes sur les sites de récolte.

Enfin, Wear (1994) a développé une approche basée sur les nombres indices pour mesurer des variations en inputs et outputs et pour déterminer la productivité totale des facteurs dans le secteur de la production de bois dans le sud des Etats-Unis pour la période 1952-1985. Les résultats montrent que le taux de croissance annuel moyen de la productivité totale des facteurs a été beaucoup plus faible dans le cas des propriétaires forestiers industriels que pour les propriétaires privés. Cependant, l'auteur remarque que ce résultat est probablement le fruit d'erreurs de mesure liées à la classification du terrain forestier exploitable. Notons encore que, pour des raisons climatiques, Wear (1994) déconseille d'assimiler la productivité totale des facteurs au changement technologique dans l'industrie du bois.

A côté de ces études, d'autres auteurs se sont penchés sur les questions de productivité et d'efficacité dans des activités plus larges que l'exploitation du bois ou des activités en aval. Salehirad et Sowlati (2007) étudient l'efficacité et la productivité des scieries de la Colombie-Britannique entre 1990 et 2002 en se servant de la méthode d'enveloppement des données (DEA) et de l'indice de Malmquist de la productivité globale des facteurs. Les résultats montrent que les scieries ont profité d'une efficacité d'échelle élevée et que la cause principale de leur inefficacité est plutôt d'ordre technique. En outre, la productivité des scieries a augmenté pendant la période analysée, principalement dû aux mouvements de la frontière de production (« progrès technologique »). Dans une étude antérieure, Salehirad et Sowlati (2005) ont analysé la performance des scieries de la Colombie-Britannique pour l'année 2002 en utilisant la méthode DEA. La consommation de billes de bois et l'utilisation de la main-d'œuvre ont été utilisées comme inputs et la production de bois d'œuvre et de copeaux comme outputs des modèles. Malgré une efficacité d'échelle appréciable, seulement 7% des scieries étaient globalement efficaces. Les résultats indiquent des possibilités d'amélioration de l'efficacité par l'augmentation de la production et l'utilisation de moins de main-d'œuvre. De plus, des tests statistiques non paramétriques révèlent que l'efficacité moyenne des scieries varie considérablement selon la région forestière en Colombie-Britannique.

Marinescu *et al.* (2005) ont développé un modèle d'allocation des ressources forestières aux différentes entreprises de produits forestiers en utilisant la méthode DEA. L'objectif a été de tester le potentiel de cette méthode comme outil d'aide aux décisions multicritères d'allocation des bois. Helvoigt et Grosskopf (2005) ont appliqué la méthode DEA aux scieries de l'Etat de Washington afin d'examiner l'efficacité technique et l'efficacité d'échelle dans cette industrie. Les auteurs ont trouvé des taux d'efficacité différents selon la région

examinée et la présence d'une inefficience d'échelle modeste pour l'industrie dans son ensemble.

Bogetoft *et al.* (2003) ont analysé l'efficacité du service de consultation danois « Danish Forestry Extension » destiné aux propriétaires forestiers en utilisant la méthode DEA. Les résultats montrent que l'inefficience est largement répandue et qu'elle pourrait être réduite à travers des fusions. Toutefois, la part dominante de l'inefficience est d'origine technique. Zhang (2002) a étudié des données panel de 40 bureaux forestiers en Chine, dans la province du Heilongjiang, dans le contexte des réformes économiques dans le pays. En appliquant la méthode DEA, l'efficacité technique a été décomposée en efficacité technique pure et efficacité d'échelle. Les résultats montrent que l'efficacité des bureaux forestiers a augmenté d'environ 25 pour cent en moyenne suite aux réformes économiques.

Yin (2000) étudie l'efficacité productive dans le secteur mondial de la pâte kraft blanchie de résineux en comparant les résultats obtenus par l'approche de la frontière stochastique (SFA) à ceux obtenus par la méthode DEA. En déterminant l'efficacité technique et l'efficacité allocative pour 102 moulins à pâte dans 10 pays différents, l'auteur montre que les scores d'efficacité-coût déterminés par l'approche stochastique sont généralement plus élevés que les scores obtenus par la méthode DEA. En outre, il s'avère que l'inefficience-coût est principalement la conséquence d'un mélange inapproprié en inputs (inefficience allocative) et non pas celle de la conversion inadéquate d'inputs en outputs (inefficience technique). L'auteur montre également que les deux méthodes ne classent pas toujours tous les producteurs dans le même ordre. Finalement, pendant que les niveaux d'efficacité-coût varient dans les différentes régions, la plupart des producteurs présentent d'importantes opportunités d'amélioration. Notons encore que l'auteur utilise un output (production) et quatre inputs (fibres, énergie, travail, matériel).

Kao (2000a) propose un programme non-linéaire fractionnel superposé au modèle DEA afin de résoudre un problème d'allocation de budget parmi les sous-districts d'un district forestier à Taiwan. L'objectif est d'accroître l'efficacité agrégée des sous-districts. Kao (2000b) emploie la méthode DEA et l'indice de productivité Malmquist pour mesurer l'amélioration de la performance de huit districts forestiers à Taiwan entre deux périodes, soit 1989 et 1992. Comme les variables d'écart représentent un produit important dans le cadre d'une analyse DEA, Kao (1994) propose, à l'exemple des districts forestiers taiwanais, une formule modifiée de la méthode DEA. En effet, indiquant de combien les facteurs (inputs ou outputs) associés aux variables d'écarts doivent être ajustés théoriquement afin d'éliminer toutes les inefficiences, tous les facteurs ne sont pas généralement sous le contrôle absolu de l'entreprise. Ainsi, pour rendre le modèle plus réaliste, des bornes ont été imposées sur chaque facteur. Signalons que l'auteur utilise quatre inputs (budget, travail, superficie, stock initial) et trois outputs (produit, stock moyen, loisir). Kao *et al.* (1993) et Kao et Yang (1991) ont mesuré l'efficacité relative de la gestion des districts forestiers à Taiwan à l'aide de la méthode DEA. Enfin, Kao et Yang (1992) ont mesuré l'efficacité des districts forestiers à Taiwan dans le contexte de leur réorganisation en appliquant la méthode DEA.

Viitala et Hänninen (1998) ont évalué l'efficacité des six principales activités de 19 conseils forestiers publics en Finlande à l'aide de la méthode DEA sous l'hypothèse de rendements

d'échelle constants. Par exemple, dans le cadre de l'activité formation et vulgarisation, les auteurs utilisent un input (coût total) et trois outputs (assistance en face-à-face en nombre de propriétaires forestiers, réunions de vulgarisation en groupe en nombre de propriétaires forestiers et formation pour le personnel des conseils forestiers en jours). Une approche en deux étapes, en recourant au modèle de Tobit, sert ensuite à examiner les principaux déterminants de l'efficacité. L'étude a montré qu'il y a une variation substantielle de l'efficacité parmi les différents conseils forestiers avec un potentiel d'économies d'intrants de 20% en moyenne. Parmi les facteurs sous contrôle, le style de management et le travail d'appui apparaissent comme étant associés à l'efficacité. Joro et Viitala (1999), en se basant sur les mêmes données que Viitala et Hänninen (1998), ont comparé différentes approches de restriction de pondération des variables d'intrant et d'output. Comme l'étude ne contient que 19 conseils forestiers, le grand nombre d'outputs utilisés (15 outputs par rapport à un seul input) aurait provoqué des difficultés de calcul. Ainsi, après avoir choisi une approche alternative, le but a été de restreindre l'apport de chaque output sur le résultat de l'efficacité. L'étude a montré qu'en utilisant la méthode DEA les résultats de l'efficacité sont fortement dépendants des pondérations attribuées aux différents intrants et outputs.

Enfin, Carter et Cabbage (1995) ont estimé une fonction frontière stochastique en utilisant des données de firmes actives dans l'industrie de pâte dans le sud des Etats-Unis en 1979 et 1987. Les résultats montrent que l'efficacité technique moyenne de l'industrie (60%) a été relativement constante sur les deux périodes, mais que le déplacement de la frontière dû au progrès technique a été en moyenne de 1,8% par année sur cette période. Les facteurs explicatifs de la différence d'efficacité entre les firmes ont été le capital humain, la technologie utilisée et l'échelle de production ; néanmoins, l'influence relative de ces facteurs a changé au cours du temps.

En Suisse, parmi de rares études économiques du secteur de la forêt et en dehors des études auxquelles le présent auteur a participé, aucune n'a cherché à établir l'efficacité des exploitations forestières publiques. Néanmoins, depuis l'ouragan Lothar et dans le cadre de la nouvelle péréquation financière (NPF) dans le domaine de la loi sur les forêts (contrats de prestations), on enregistre une augmentation du nombre d'études consacrées à l'économie forestière suisse.

Schönenberger *et al.* (2009) et Mack et Schönenberger (2008) ont analysé à l'aide de la méthode DEA l'efficacité technique des exploitations forestières publiques suisses sur la base d'un panel équilibré formé de 300 exploitations sur la période 1998-2003. L'accent est mis sur une analyse de l'impact des subventions sur l'efficacité des exploitations forestières au niveau national et cantonal. L'étude, qui s'appuie également sur un nombre important d'entretiens menés dans des exploitations, démontre d'importantes différences en termes d'efficacité entre cantons et exploitations. Les résultats sur les effets des subventions sont moins tranchés. Toutefois, il semble qu'au niveau national, l'aide financière ait plutôt exercé un effet négatif sur l'efficacité des exploitations.

Dans une autre étude récente, Hofer et Altwegg (2006) examinent, sur la base du compte forestier d'exploitation d'Economie forestière Suisse, les caractéristiques des 25% d'entreprises forestières qui sont encore bénéficiaires. Une recherche détaillée porte ensuite

sur les facteurs de succès de 14 entreprises forestières réparties sur les quatre principales régions forestières. Comme la vente de bois rond procure des recettes généralement basses, les entreprises qui s'en sortent bien par rapport aux moyennes régionales sont celles qui maîtrisent leurs coûts, principalement au niveau du 2ème échelon de production. A la recherche de benchmarks, les auteurs montrent, entre autre, que l'engagement d'entrepreneurs a normalement un effet positif et que ce sont souvent les exploitations annexes qui améliorent les résultats de la production du bois. En outre, les entreprises forestières rentables utilisent leurs compétences spécifiques de manière ciblée dans des travaux pour des tiers. En même temps, il s'avère qu'un élargissement des activités permet de mieux rentabiliser les machines et les installations et de réduire leur coût d'utilisation. Finalement, l'étude montre, sur la base du concept de tableau de bord prospectif, de quelle manière les entreprises forestières peuvent élaborer une stratégie consistante et profitable axée sur les domaines finances, produits/clients, processus internes et collaborateurs.⁶⁵

Seeland *et al.* (2004) ont étudié les facteurs influençant la compétitivité des entreprises forestières suisses. De manière générale, la compétitivité des entreprises forestières publiques paraît entravée par leur faible dépendance économique face à la production de bois. Comparés à d'autres pays, le niveau élevé des salaires et les faibles prix sur le marché du bois constituent des facteurs limitant le développement d'initiatives entrepreneuriales. Enfin, le développement incertain du secteur forestier ne constitue pas une perspective rentable pour la génération plus jeune de participer à la création d'entreprises forestières.

Schönenberger *et al.* (2004) ont étudié les flux financiers et les bénéficiaires des subventions accordées pour la remise en état de la forêt suite à l'ouragan Lothar. Le groupe de travail « Rentabilité et exploitations forestières » de l'Office fédéral de l'environnement, des forêts et du paysage (OFEFP) a présenté, dans le cadre du Programme forestier suisse (PFS), les facteurs qui rendent difficile une utilisation rationnelle et efficiente du bois et propose différentes stratégies afin d'améliorer la situation actuelle dans l'économie forestière (OFEFP, 2003d).

Enfin, Peter *et al.* (2001) ont réalisé une étude de branche qui porte sur l'économie forestière et l'économie du bois. L'élaboration d'un tableau input-output à trois dimensions, basé sur des données de 1995 et actualisé en 2000 pour estimer un état fictif pour l'an 2003 après Lothar, a permis de clarifier les interdépendances réciproques dans l'économie forestière et du bois.

La présente recherche tente de combler une lacune, à savoir l'étude d'efficience des exploitations forestières publiques en Suisse, et ceci en appliquant deux différentes techniques de mesure, une paramétrique et l'autre non paramétrique, afin de tirer des conclusions fiables.

⁶⁵ Tableau de bord prospectif (TBP), en anglais balanced scorecard (BSC), introduit par R. Kaplan et D. Norton en 1992. Il s'agit d'une méthode pour mesurer les activités d'une entreprise en termes de vision et de stratégies pour donner aux managers une vision compréhensible de la performance de leur activité. Cf. Kaplan, R.S. et D.P. Norton (1992), « The Balanced Scorecard: Measures that Drive Performance », *Harvard Business Review*, vol. 70 (1), pp. 71-79.

5 Dédution des hypothèses sur les différences d'efficience

Sur la base de la revue de la littérature précédente (chapitre 4), les hypothèses de travail sont déduites dans ce qui suit. De plus, elles seront complétées par des hypothèses basées sur des réflexions propres concernant l'efficience des exploitations et les scores obtenus à travers les deux méthodes utilisées. Les hypothèses sont réparties en trois groupes : caractéristiques de l'exploitation, structure organisationnelle, autres hypothèses.⁶⁶

5.1 Caractéristiques de l'exploitation

H1 : La taille d'une exploitation forestière a un impact positif sur son efficience.

On s'attend à ce que des exploitations plus grandes puissent bénéficier des économies d'échelle. Même si cette hypothèse fait régulièrement l'objet d'analyses portant sur des exploitations agricoles (Brázdik, 2006 ; Lissitsa et Odening, 2005 ; Latruffe *et al.*, 2005), elle est rarement examinée de près dans le cadre des exploitations forestières (Hofer et Altwegg, 2006). Dans ce même contexte, on peut s'attendre à ce que des exploitations plus grandes arrivent plus facilement à tirer parti du progrès technique et à réaliser des investissements de rationalisation. En outre, d'autres avantages peuvent se présenter comme l'obtention de prix de marché plus élevés, la négociation de prix d'intrants ou l'accès aux marchés plus favorables (Latruffe *et al.*, 2004). Il s'agira donc de déterminer et d'identifier les rendements d'échelle des exploitations forestières publiques suisses.

H2 : La situation géographique d'une exploitation affecte son efficience.

On suppose que la région dans laquelle se trouve une exploitation influence son degré d'efficience. Plus précisément, on s'attend à ce que les exploitations des régions alpines (climat, altitude, pentes, fertilité des terres, essences, desserte des routes, etc.) soient désavantagées par rapport à celles du Plateau. De même, les régions Jura et Préalpes semblent offrir des conditions plus difficiles que le Plateau. On s'attend donc à ce que des exploitations dans ces régions soient moins efficaces que des exploitations en dehors de ces régions.⁶⁷ Notons dans ce contexte que les exploitations préalpines et alpines reçoivent généralement plus de subsides que leurs consœurs du Jura ou du Plateau (ceci est partiellement dû aux fonctions protectrices plus importantes des forêts préalpine et alpine), mais ce serait aller trop loin d'en conclure sur un effet négatif sur leur efficience.⁶⁸

⁶⁶ Les premiers deux groupes sont ceux proposés par Latruffe *et al.* (2004) dans leur analyse des déterminants de l'efficience technique des exploitations agricoles de cultures et d'élevages en Pologne. Les mêmes auteurs proposent encore un troisième groupe – grandeurs socio-économiques – qui n'a pas été retenu ici.

⁶⁷ Voir Hofer et Altwegg (2006, p. 18) pour une caractérisation (essences, part des grumes, récolte de bois en m³/ha) des exploitations « BAR » selon les régions.

⁶⁸ En effet, les études d'Aoyagi et Managi (2004), pour le cas du Japon, et de Schönenberger *et al.* (2009), Mack et Schönenberger (2008) et Schönenberger *et al.* (2004), pour le cas de la Suisse, semblent montrer l'existence d'une relation négative entre le montant des subsides accordés et l'efficience des exploitations forestières.

H3 : Le type d'essences (feuillus et résineux) et assortiments de bois (grumes, bois d'industrie, bois de feu) influent sur l'efficacité des exploitations.

Comme les méthodes de production employées peuvent être différentes selon les types d'arbres (cf. 6.3), on peut s'attendre à ce que la répartition des essences et assortiments de bois aient une influence sur l'efficacité des exploitations. Cependant, pour ne pas trop alourdir les modèles utilisés et pour éviter une diminution importante du pouvoir discriminatoire dans le cadre de l'analyse DEA, les différents groupes d'essences et d'assortiments n'ont pas été retenus dans la détermination de l'efficacité des exploitations. Toutefois, l'analyse des exploitations efficaces (comparées aux exploitations non efficaces) permettra d'identifier leurs caractéristiques aussi au niveau des essences et des assortiments. D'ailleurs, la prise en compte de la situation géographique d'une exploitation (hypothèse 2) est censée prendre en compte les différences régionales existantes, aussi au niveau des essences et assortiments.

H4 : Lothar a eu un effet positif sur l'efficacité (technique) des exploitations touchées par l'ouragan.

En effet, vu les grandes quantités de bois à évacuer dans un laps de temps relativement court, on peut admettre que l'efficacité (technique) des exploitations touchées par Lothar ait augmenté par rapport à celles qui n'ont pas été touchées par l'ouragan. C'est-à-dire que si l'on suppose que les inputs n'ont pas augmenté dans les mêmes proportions que la quantité de bois à exploiter, on peut s'attendre à ce que la productivité globale des facteurs ait augmenté chez les exploitations concernées. Rappelons dans ce contexte que la « récolte des bois » imposée par une tempête n'est pas fondamentalement différente d'une exploitation normale, seule son degré d'intensité varie. En effet, le peuplement forestier dévasté par une tempête est en grande partie utilisable car le bois des arbres renversés est un produit exploitable (Baur *et al.*, 2003).

H5 : Un accroissement élevé du volume de bois a un effet positif sur l'efficacité d'une exploitation.

Similaire au raisonnement dans le cadre de l'hypothèse 4 (Lothar), un accroissement important du volume de bois devrait avoir un impact positif sur l'efficacité d'une exploitation. En effet, on peut supposer que l'efficacité (technique) des exploitations se trouvant dans une région caractérisée par un accroissement élevé de bois soit plus grande que celle des exploitations se trouvant dans une région caractérisée par un accroissement relativement faible. C'est-à-dire que si l'on admet que les inputs ne vont pas augmenter dans les mêmes proportions que la quantité de bois à exploiter, on peut s'attendre à ce que la productivité globale des facteurs sera plus élevée chez les exploitations se trouvant dans une région caractérisée par un accroissement élevé de bois. La question subsidiaire qu'on peut se poser est de savoir si les exploitations jouissant de conditions d'environnement favorables (en l'occurrence un accroissement élevé du volume de bois sur leur territoire) en « profitent » vraiment.

Notons que dans la forêt suisse, le volume de bois de tige en écorce s'est accru de 99 millions de m³ depuis le premier IFN (1983-1985). Pour un intervalle d'inventaire de 10,1 ans, cela correspond à 9,8 millions de m³ par an. L'accroissement annuel moyen varie entre 5,0 m³/ha au Sud des Alpes et 14,7 m³/ha dans la région économique « centre du Plateau » (OFEV, 2006). D'ailleurs, quand la modélisation ne permet pas de tenir compte explicitement de ces différences à travers les régions, on admet qu'elles sont implicitement reflétées dans la variable caractérisant les différentes régions forestières (impact fortement positif sur l'efficacité des exploitations sur le Plateau et moins fort dans les autres régions).

H6 : La densité du réseau de routes et de chemins exerce un effet positif sur l'efficacité d'une exploitation forestière.

On s'attend à ce qu'un réseau routier dense ait un impact positif sur l'efficacité d'une exploitation. D'un côté, le bois est plus facilement accessible ; de l'autre côté, l'extraction du bois est facilitée. Néanmoins, comme la variable « desserte totale des routes » est exprimée en deux mesures différentes, elle n'a pas été retenue (cf. section 6.3). En effet, même s'il est parfois possible de distinguer entre les deux mesures, il reste des cas ambigus qui nous ont poussés à ne pas retenir cette variable. Toutefois, on admet qu'elle est implicitement reflétée dans la variable caractérisant les différentes régions forestières (accès périlleux en montage et moins difficile sur le Plateau).

5.2 Structure organisationnelle

H7 : La structure de propriété a une influence sur l'efficacité d'une exploitation.

Il se peut que la structure de propriété ait un effet sur l'efficacité des exploitations. Par exemple, le mode de fonctionnement plutôt « privé » des bourgeoisies, recevant généralement moins de subventions car déjà excédentaires, pourrait avoir un effet positif sur l'efficacité d'une exploitation. Toutefois, vu le nombre important de catégories de propriétaires (bourgeoisies, communes, Confédération, corporations de droit public, plusieurs propriétaires, etc.), cette variable n'a pas été retenue dans la détermination de l'efficacité des exploitations forestières. Néanmoins, l'analyse détaillée des exploitations efficaces (comparées aux exploitations non efficaces) permettra d'identifier leurs caractéristiques aussi au niveau des catégories de propriétaires.

H8 : Le recours à des prestations de tiers est une caractéristique d'une exploitation efficace.

Même si le recours à des entreprises spécialisées dans la récolte du bois ne garantit pas à lui seul le succès d'une exploitation, il s'avère quand même comme étant un facteur essentiel (Hofer et Altwegg, 2006). Dans le même raisonnement, on suppose qu'une exploitation efficace possède un parc de véhicules propres relativement modeste et que le nombre d'employés propres est plutôt faible. Enfin, on s'attend à ce qu'une exploitation efficace se caractérise également par des coûts administratifs bas, faisant recours, par exemple, aux organisations de commercialisation du bois.

H9 : Les dépenses en formation et formation continue dans la production de bois ont un impact positif sur l'efficacité d'une exploitation.

La formation et le perfectionnement dans le secteur forestier ne servent pas seulement à améliorer la sécurité des exploitations forestières mais également leur efficacité. Les dépenses y consacrées devraient donc être positivement liées à l'efficacité d'une exploitation.

H10 : Les investissements exercent un effet positif sur l'efficacité d'une exploitation.

On s'attend à ce que les montants investis dans les entreprises forestières aient un impact positif sur l'efficacité d'une exploitation forestière. L'acquisition de nouvelles technologies (véhicules, machines, outillages forestiers, etc.) devrait permettre à une exploitation de travailler de manière plus efficace.

5.3 Autres hypothèses

H11 : Une exploitation techniquement efficace est aussi une exploitation rentable.

Après avoir déterminé l'efficacité d'une exploitation forestière, on cherche à analyser la relation entre son efficacité et sa rentabilité (définie ici à travers son résultat dans la production de bois). A priori on pourrait supposer qu'une exploitation efficace soit aussi rentable. Mais en réalité, ce n'est souvent pas le cas. En effet, des facteurs environnementaux hors du contrôle d'une exploitation peuvent fortement influencer son résultat comptable. D'un côté, une exploitation rentable peut être gérée de manière efficace ou bien elle peut profiter d'un environnement bénin. De l'autre côté, une exploitation déficitaire peut être mal gérée ou tout simplement être exposée à un environnement défavorable.

L'objectif est de classer les exploitations sur une matrice efficacité/rentabilité similaire à une grille produits/marchés d'Ansoff (Ansoff, 1957) ou une matrice BCG (Boston Consulting Group)⁶⁹ afin de déterminer leurs futures stratégies de croissance (Emrouznejad, 1995-2001). Les exploitations efficaces et réalisant un résultat positif sont considérées comme les vedettes et devraient fournir des exemples de bonne gestion ; elles se trouvent probablement aussi dans un environnement favorable. Les entreprises « dormantes » sont profitables, mais ceci est plutôt dû à un environnement favorable qu'à une bonne gestion. Les exploitations peu efficaces et peu rentables ont du potentiel pour améliorer leur efficacité et ainsi leur résultat d'exploitation. Enfin, les exploitations efficaces mais peu rentables sont victimes d'un environnement défavorable.

⁶⁹ Matrice proposée à la fin des années 1960 par le Boston Consulting Group (BCG) pour évaluer chaque activité d'une entreprise (matrice d'allocation de ressources au sein d'un portefeuille d'activités).

H12 : L'efficacité des exploitations forestières publiques en Suisse a augmenté pendant la période étudiée (1998 à 2003).

Dans un contexte de fortes pressions sur les finances publiques, avec comme conséquence une réduction des subventions, un déficit chronique des exploitations forestières publiques et une pression de la part des prix du bois, l'amélioration de l'efficacité des exploitations doit toujours être un objectif primordial. C'est pour cela, et dans l'intérêt de l'économie forestière suisse dans son ensemble, qu'il serait souhaitable que l'efficacité des exploitations ait augmenté pendant la période analysée. D'après l'hypothèse 4, l'ouragan Lothar aurait dû avoir un effet positif sur l'efficacité. Reste à savoir si toutes les exploitations ont su en tirer « profit » pour améliorer leur efficacité de manière durable. Cependant, vu la structure des données – il s'agit d'un panel non équilibré – il sera difficile voire impossible de tirer des conclusions fiables sur l'évolution de l'efficacité des exploitations.

Notons dans ce contexte que plusieurs auteurs argumentent en faveur d'une diminution de la productivité dans le temps dans le secteur forestier. Les principales raisons avancées sont des conditions du terrain de plus en plus difficiles (Kant et Nautiyal, 1997) et une qualité plus faible des produits (Barbour et Kellog, 1990). Ainsi, même si la technologie utilisée s'améliore dans le temps, le déplacement des opérations d'exploitation vers des sites plus difficiles peut provoquer une diminution de la productivité dans le secteur forestier. Ainsi, l'innovation, définie ici comme l'introduction d'une nouvelle machine ou d'un nouveau procédé, peut être compensée par une perte de productivité due à des terrains aux conditions de récolte plus pénibles (Lantz, 2005). D'ailleurs, Martinello (1985) a pu montrer que le changement technologique a augmenté les coûts dans divers secteurs de l'industrie forestière canadienne, dont l'exploitation du bois.

H13 : Les deux méthodes utilisées (paramétriques et non paramétriques) pour déterminer l'efficacité productive des exploitations forestières publiques suisses permettent d'aboutir à des résultats cohérents.

Pour les raisons développées antérieurement (chapitre 3), on peut s'attendre à ce que les méthodes non paramétrique (DEA) et paramétrique stochastique (SFA) fournissent des scores d'efficacité plus élevée que la méthode paramétrique déterministe (MCO). Mais les résultats obtenus à travers ces méthodes devraient rester pour autant comparables. Dans le cas contraire, la pertinence des résultats obtenus serait fortement mise en question.

6 Analyse empirique de l'efficacité

Le chapitre 6 est consacré à l'analyse empirique de l'efficacité des exploitations forestières publiques en Suisse. Après une brève présentation du choix méthodologique, la base de données et le traitement des données seront discutés. Puis sera exposé le choix des variables de la production forestière. Cette section est suivie par la présentation des résultats des analyses paramétrique et non paramétrique de l'efficacité. Suivent ensuite une analyse des exploitations efficaces (benchmarks), une analyse de l'efficacité d'échelle et des rendements d'échelle, un examen de la relation entre efficacité et régions forestières, une analyse de la relation entre efficacité et rentabilité, et finalement une comparaison des résultats paramétriques et non paramétriques. Deux conclusions intermédiaires complètent ce chapitre.

6.1 Choix méthodologique

Afin de mesurer l'efficacité productive des exploitations forestières publiques en Suisse, pour identifier les déterminants de l'efficacité et pour analyser l'éventuel impact de l'ouragan Lothar sur l'efficacité des exploitations, les deux types de méthodes décrites ci-dessus seront appliquées. L'objectif est ainsi d'éviter des biais méthodologiques et de tirer des conclusions plus fiables. Pour les estimations par la méthode paramétrique déterministe, le logiciel utilisé est *Eviews*, pour la méthode paramétrique stochastique, c'est le logiciel *Frontier*, développé par Tim Coelli à l'University of New England en Australie, qui est utilisé. Pour la méthode non paramétrique DEA, c'est le logiciel *EMS*, développé par Holger Scheel à l'Université de Dortmund en Allemagne, qui sera utilisé.⁷⁰

Pour estimer la frontière de production de bois des exploitations forestières, une approche à orientation input de mesure d'efficacité sera appliquée. Pour cela, supposons qu'un producteur minimise son coût sous la contrainte d'un niveau de production donné. Ainsi, parmi toutes les combinaisons des facteurs qui donnent le même niveau de production \bar{Q} , le producteur adoptera celle qui coûte le moins. En effet, l'orientation input semble être plus appropriée car le niveau de la production (exploitation annuelle) est déterminé par la planification forestière (puissance ou « Hiebsatz » en allemand) selon les critères du développement durable. Le choix de l'orientation peut également être justifié par le faible degré de contrôle des exploitations par rapport à la diversification de leur production. Autrement dit, une exploitation forestière a généralement plus de contrôle sur ses inputs que sur ses outputs.

⁷⁰ Pour une revue de différents logiciels DEA (et de frontière stochastique), voir Herrero et Pascoe (2002).

6.2 Base de données et traitement des données

6.2.1 Base de données

Les données utilisées dans la présente étude sont fournies par l'Economie forestière Suisse (EFS) qui entretient depuis 1968 un compte d'exploitation (CE) standardisé d'environ 700 exploitations forestières.⁷¹ Ces exploitations « BAR », appelées ainsi selon le nom allemand du CE (« Betriebsabrechnung »), sont des entreprises publiques respectivement des corporations de droit public. En Suisse, des grandes exploitations forestières privées n'existent guère et ne sont pas prises en compte.

La période examinée va de 1998 à 2003. Elle couvre les deux années précédant l'ouragan Lothar et les trois à quatre années de réparation des dégâts primaires ou secondaires (bostryche). Les données ont été mises à disposition par l'EFS qui a organisé et effectué (aussi en présence de l'auteur de cette étude) leur extraction.⁷² Le nombre d'observations disponibles permet *a priori* une application de méthodes statistiques et économétriques qui combinent l'analyse chronologique (dans le temps) et synchronique (dans l'espace) sur des données relativement fiables et détaillées (CE).⁷³ Toutefois, l'échantillon du CE présente quelques caractéristiques dont il convient de tenir compte :

- il n'est pas représentatif de la Suisse (par exemple, la Suisse romande est sous-représentée). Une analyse par canton semble difficile, la faisabilité d'une analyse par région forestière dépend du nombre d'observations respectif ;
- le nombre d'exploitations qui ont été touchées par Lothar n'est pas connu (seulement 3 à 4% des surfaces). Au préalable, il sera nécessaire de localiser ces exploitations pour les identifier et pour connaître leurs caractéristiques, soit unité par unité, ou par exemple par leur volume de production en 2000 relatif aux plans fixés avant l'ouragan Lothar ;
- une autre contrainte tient au fait qu'une partie des exploitations fonctionnent encore dans le cadre d'une année fiscale différente de l'année civile (octobre à septembre), ce qui engendre un chevauchement des années d'analyse.

Si la valorisation des données CE bute malheureusement sur le manque de représentativité des exploitations concernées, les comptes d'exploitation restent la meilleure source de données centralisée disponibles pour des analyses de détail.⁷⁴ En collaboration avec l'Office fédéral de

⁷¹ Pour tous les détails concernant le compte d'exploitation, voir EFAS (1996).

⁷² Le système BAR/CE (« Betriebsabrechnungsprogramm »), comme utilisé jusqu'en 2003, n'est pas vraiment une base de données moderne (dBase sous Dos), chaque information doit être extraite séparément. Depuis 2004, un nouveau programme pour une comptabilité analytique est mis en place (« ForstBAR.04 »), remplaçant l'ancien système BAR.

⁷³ Pour comparer l'évolution de l'efficacité technique des exploitations forestières dans le temps, une analyse chronologique des données de panel sera retenue. Une autre possibilité serait de procéder à des estimations groupées selon les années, par exemple 1998/1999, 2000/2001 et 2002/2003.

⁷⁴ L'OFS travaille aujourd'hui sur un échantillon de 200 exploitations pour les besoins de statistique (réseau d'exploitations pilotes, REP).

la statistique (OFS), les données extraites de la base de données seront aussitôt vérifiées par rapport à leur fiabilité.

A côté des données générales qui sont nécessaires pour caractériser une exploitation forestière singulière ou plus précisément une unité de décompte (UD), il s'agit de variables liées au deuxième échelon de production (coupe de bois, débardage, soins culturels, transport au/depuis le lieu de stockage, autres activités et exploitations accessoires) qui concerne les travaux en relation avec la récolte des bois pouvant fournir un revenu provenant du bois.⁷⁵ La recherche porte sur plus de 400 UD qui peuvent regrouper comptablement plusieurs exploitations, ce qui représentent 25% environ de la surface forestière suisse.

Les variables qui sont potentiellement utiles à la détermination de l'efficacité productive sont réparties en trois groupes, soit les variables qui décrivent la production (outputs), celles qui servent à mesurer les ressources utilisées (inputs), et enfin les variables d'environnement qui traduisent la plus ou moins grande difficulté à fournir le service. La liste complète des variables d'output, d'input et d'environnement se trouve dans l'annexe 1 et leurs statistiques correspondantes (valeurs minimale et maximale, moyenne et écart-type) sont fournies pour les années 1998 à 2003 dans l'annexe 2.⁷⁶ Les principales variables caractérisant les exploitations forestières publiques, leurs abréviations ainsi que leurs unités, figurent au tableau 4.

Tableau 4 : Principales variables caractérisant les exploitations forestières publiques

Variable	Abréviation	Unité
<i>Variables d'output :</i>		
Exploitation annuelle au total	EX	m ³
Résultat production de bois	Résultat PDB	francs
<i>Variables d'input :</i>		
Personnel de production de bois	P	heures
Véhicules total	V	heures machine
Prestation de tiers PDB	PRT	francs
Administration PDB	ADM	francs
<i>Variables d'environnement :</i>		
Contributions et subventions (PDB)	S	francs
Surface forestière productive	SFPR	ha
Accroissement total	ACR	silves ⁷⁷

⁷⁵ Le premier échelon de production, qui n'est pas considéré dans ce travail, comprend le martelage ainsi que les travaux en relation avec la création de peuplements et les soins aux jeunes peuplements, ne fournissant en règle générale aucun revenu provenant du bois.

⁷⁶ Pour une description détaillée des postes d'exploitation (PEX), voir EFAS (1996).

⁷⁷ Mesure du stock de bois sur pied estimé en m³.

6.2.2 Traitement des données

6.2.2.1 Remarques générales

Au total, les données fournies par l'EFS/OFS portent sur 411 exploitations forestières en 1998, 387 exploitations en 1999, 377 exploitations en 2000 ainsi qu'en 2001, 368 exploitations en 2002 et 349 exploitations en 2003. Les exploitations forestières sans exploitation pendant l'année en question, soit parce qu'il n'y a effectivement pas d'exploitation, soit parce qu'il s'agit de données manquantes, sont écartées d'office. Sont concernées trois exploitations en 1998, quatre exploitations en 1999, une exploitation en 2000, quatre exploitations en 2001, trois exploitations en 2002 et quatre exploitations en 2003.

Puis on vérifie si une des conditions suivantes est vérifiée :

- 1) $P = V = 0$
- 2) $P = PRT = 0$
- 3) $V = PRT = 0$
- 4) $ADM = PRT = 0$

C'est-à-dire une exploitation sans personnel propre dans la production de bois et, simultanément, sans véhicules propres est écartée. On suppose ainsi qu'un nombre minimal de facteurs de production propres est nécessaire pour générer un output. De même, une exploitation qui n'utilise pas un des facteurs de production sans le compenser par des prestations externes (main-d'œuvre ou véhicules) ne sera pas prise en considération. Enfin, il a été vérifié qu'une exploitation qui n'a pas recours à des prestations de tiers et, simultanément, n'engendre pas de frais administratifs, ne soit pas prise en compte. En effet, si on admet que chaque exploitation nécessite un minimum de travail administratif qui peut être, le cas échéant, sous-traité, alors la sous-traitance nécessitera bel et bien le recours à des prestations de tiers.

Tableau 5 : Nombre d'exploitations forestières retenues, 1998-2003

Année	Nombre total	Sans exploitation	$P = V = 0$	$V = PRT = 0$	Final
1998	411	3	4	3	401
1999	387	4	5	2	376
2000	377	1	8	0	368
2001	377	4	9	2	362
2002	368	3	8	0	357
2003	349	4	8	0	337

Ont été ainsi écartées sept exploitations en 1998 et en 1999, huit exploitations en 2000, onze exploitations en 2001, et huit exploitations en 2002 ainsi qu'en 2003. Notons que toutes les exploitations écartées le sont car elles remplissent soit la première condition, soit les conditions 1) et 3) ; par contre, aucune exploitation ne vérifie les conditions 2) ou 4). Notons qu'ainsi aucune exploitation ne fonctionne sans personnel dans la production de bois. Le nombre total d'exploitations retenues s'élève donc à 401 en 1998, 376 en 1999, 368 en 2000,

362 en 2001, 357 en 2002 et 337 en 2003 (tableau 5). Un résumé statistique des principales variables caractérisant ces exploitations pour les années 1998, 2000 et 2003 figure au tableau 6.

Tableau 6 : Analyse descriptive des principales variables caractérisant les exploitations

	Unité	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n = 401)					
Exploitation annuelle au total	m ³	3'193	3'128	26	26'172
Résultat PDB	Fr.	61'004	195'733	-484'714	2'142'578
Personnel PDB	h	3'338	3'670	2	32'874
Véhicules total	hm	394	934	0	11'219
Tracteur forestier 40-80 CH	hm	217	339	0	2'753
Prestations de tiers PDB	Fr.	84'917	97'002	0	722'570
Administration PDB	Fr.	45'657	43'541	0	316'115
Contributions et subventions PDB	Fr.	-92'128	114'550	-1'098'506	0
Surface forestière productive	ha	618	579	12	5'546
Accroissement total	sv	3'376	3'265	0	32'488
2000 (n = 368)					
Exploitation annuelle au total	m ³	5'339	8'799	21	82'083
Résultat PDB	Fr.	59'630	225'308	-1'043'926	2'355'701
Personnel PDB	h	3'410	4'672	6	42'181
Véhicules total	hm	453	1'047	0	9'807
Tracteur forestier 40-80 CH	hm	239	426	0	3'383
Prestations de tiers PDB	Fr.	209'628	501'193	212	7'400'202
Administration PDB	Fr.	50'193	57'846	0	608'707
Contributions et subventions PDB	Fr.	-165'849	429'728	-6'568'946	0
Surface forestière productive	ha	675	617	12	5'546
Accroissement total	sv	3'619	3'394	118	30'495
2003 (n = 337)					
Exploitation annuelle au total	m ³	3'230	2'884	42	22'727
Résultat PDB	Fr.	62'156	143'202	-210'746	1'828'578
Personnel PDB	h	2'475	2'368	4	22'330
Véhicules total	hm	370	759	0	7'460
Tracteur forestier 40-80 CH	hm	211	307	0	2'185
Prestations de tiers PDB	Fr.	114'232	154'868	0	1'565'283
Administration PDB	Fr.	46'330	42'492	0	292'787
Contributions et subventions PDB	Fr.	-129'932	186'670	-1'630'214	0
Surface forestière productive	ha	668	565	12	4'095
Accroissement total	sv	3'527	3'005	118	30'495

6.2.2.2 Remarques relatives à la mesure de l'efficience

Premièrement, comme dans le cadre des méthodes paramétriques la fonction de production « moyenne » est estimée sous forme logarithmique, les valeurs zéro des variables d'input sont remplacées par 1. De même, des complications techniques dans le cadre de l'analyse non paramétrique DEA peuvent justifier cette démarche.

Deuxièmement, comme dans le cadre de la méthode paramétrique (MCOD) la frontière d'efficience est déterminée en général par une seule observation, un contrôle particulièrement attentif a été effectué par rapport aux exploitations servant comme benchmarks. Plus précisément, pour déterminer la frontière d'efficience dans le cadre des modèles de base 1 et 2

définis ci-dessous, des modèles corrigés seront proposés pour les cas où une exploitation servant comme benchmark ne recourt pas à l'ensemble des inputs définis par le modèle.⁷⁸ Autrement dit, sera ainsi retenue la première exploitation avec des valeurs non nulles pour toutes les variables utilisées dans le modèle. Ceci afin d'écartier le risque de retenir une exploitation à tort comme benchmark, faussant les scores d'efficacité relative de toutes les autres exploitations. Les modèles ainsi corrigés seront appelés « modèles épurés », dont la distribution s'approche raisonnablement d'une gaussienne. Une comparaison des résultats « bruts » et « épurés » est présentée de cas en cas pour rendre attentif à la sensibilité des méthodes utilisées face aux valeurs extrêmes. Notons que le nombre d'exploitations ainsi « exclues » peut varier entre zéro et dix selon l'année et le modèle utilisé. Enfin, remarquons qu'on est bien conscient du risque d'exclure un véritable benchmark, mais un tel procédé permet au moins une comparaison plus réaliste et pratique pour la plus grande partie des exploitations qui font usage de tous les inputs entrant dans le processus de production.

6.3 Choix des variables de la production forestière

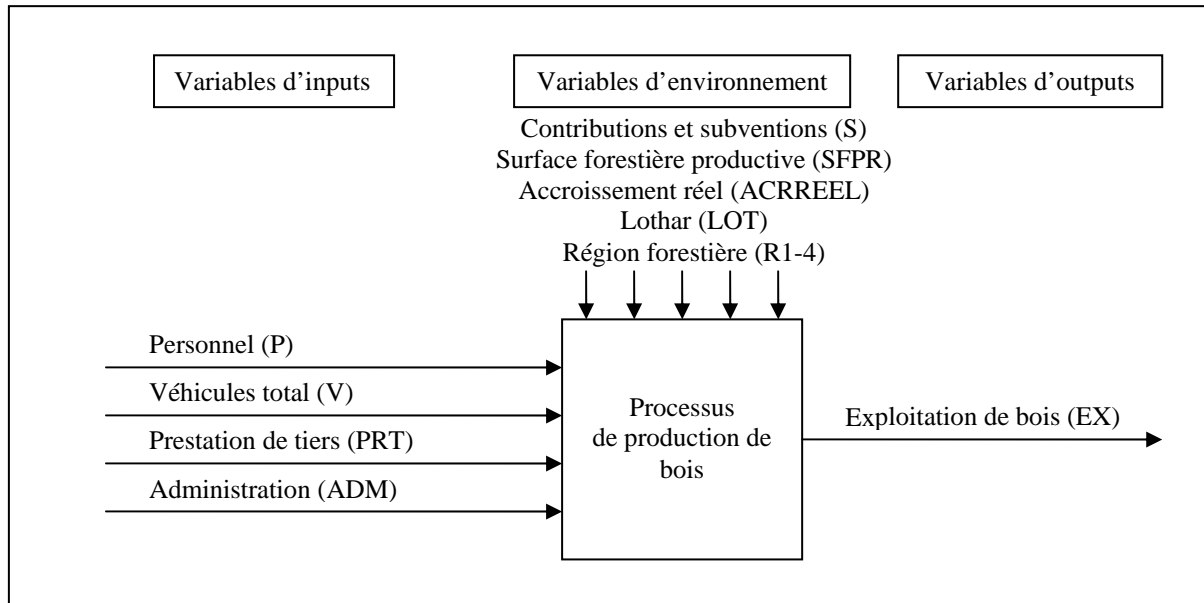
L'identification des variables d'inputs, d'outputs et d'environnement qui entrent dans le processus de production constitue un élément clé. En effet, les variables d'inputs qui sont prises en compte dans le cadre de l'analyse de l'efficacité devraient inclure tous les facteurs de production qui ont une influence sur le résultat de production, tout en évitant des comptages à double. De l'autre côté, l'output devrait refléter la production totale d'une exploitation qui a été atteinte par celle-ci pendant une période considérée. Enfin, les variables d'environnement devraient prendre en compte la plus ou moins grande difficulté d'une exploitation à réaliser ses objectifs. La figure 19 donne un aperçu des variables d'inputs, d'outputs et d'environnement qui sont prises en compte dans le cadre de l'analyse de l'efficacité des exploitations forestières publiques en Suisse.

La variable d'output choisie est l'exploitation annuelle au total en m³ de bois (EX). Cette variable ne distingue ni les groupes d'essences (résineux, feuillus), ni les assortiments de bois (grumes, bois d'industrie et bois de feu). Cependant, on est conscient que les méthodes de production employées (inputs) peuvent être différentes selon les types d'arbres. C'est le cas par exemple des épicéas qui se trouvent concentrés dans les régions hautes, alpines ou préalpines, et dont l'accessibilité est plus difficile qu'en plaine (Plateau), où l'on peut retrouver une large part d'arbres feuillus. Néanmoins, la prise en compte des essences et/ou des assortiments dans la détermination de l'efficacité des exploitations forestières signifierait un alourdissement considérable des modèles utilisés, sans garantie d'obtenir vraiment un résultat plus fin. En outre, même si dans le cadre de la méthode non paramétrique (DEA) la prise en compte de plusieurs outputs (dans le cas présent : deux essences fois les trois assortiments principaux) ne pose aucun problème particulier, il ne faut pas perdre de vue la diminution importante du pouvoir discriminatoire du modèle. Signalons ensuite que presque 80% de la récolte totale de bois en Suisse sont constitués de résineux et environ 60% de

⁷⁸ Dans le cadre des modèles 2 « régions » et « Lothar » servant principalement comme outils de comparaison par rapport aux résultats obtenus par la méthode non paramétrique DEA, ce procédé n'a pas été appliqué.

grumes résineux. Enfin, l'introduction de la variable « région » (*infra*) est censée prendre en compte les différences régionales existantes.

Figure 19 : Principales variables retenues dans la détermination de l'efficacité d'une exploitation forestière publique (2ème échelon de production)



Les variables d'inputs « traditionnelles » qui ont été retenues sont les suivantes : Le facteur de production travail est reflété dans la variable personnel de production de bois (P), mesurée en heures de travail, et qui recense tout le personnel qui a été affecté à la production de bois (deuxième échelon de production). La variable véhicules total (V), exprimée en heures machines, est une variable proxy pour le facteur capital d'une exploitation. Elle résume la durée d'utilisation des véhicules, toutes catégories confondues, dans la production de bois. Ici, les tracteurs forestiers (TRF) d'une puissance allant de 40 à 80 chevaux forment la catégorie la plus importante ; il s'agit de véhicules spécialement développés pour la forêt comme par exemple les tracteurs articulés. A cause de l'hétérogénéité des unités de mesure des différentes machines employées (par exemple, tronçonneuses, fraises, etc.), celles-ci n'ont pas pu être agrégées et donc n'ont pas pu être retenues de façon agrégée dans les modèles. Seule la surface forestière (en ha) desservie par câble-grue a été retenue. Comme cette variable indique la plus ou moins grande difficulté de l'accès aux forêts, elle est considérée comme une variable environnementale.

La variable prestation de tiers (PRT), mesurée en francs, se réfère aux prestations (personnel et/ou matériel) achetées à des entreprises forestières externes (externalisation ou outsourcing) ; sont uniquement prises en compte les prestations de tiers se référant à la production de bois. Enfin, les dépenses d'administration (ADM), mesurées en francs, contiennent toutes les tâches administratives se référant à la production de bois (vente de bois, décomptes de coupes, contrôles d'usage, planification du travail, cotisations au Fonds suisse d'entraide de la sylviculture et de l'économie du bois (FdB), cotisations aux associations, impôts sur la fortune, amortissements et intérêts calculatoires pour le plan économique).

Finally, among the environmental variables, we find contributions and subsidies (in francs) at the level of wood production (S) primarily concerning the processing of felled and damaged wood (primary damage), as well as the prevention of secondary damage (fight against bark beetle). Then, we find the productive forest area (SFPR), expressed in hectares. A priori, the forest area should be considered as an input « traditional » (land factor). But since it has been decided to retain only the productive area – it is the one that is determinant for wood exploitation – and not the total area which also includes the unproductive forest area (e.g. low density, protected area), it has been classified as an environmental variable. In fact, the size of the productive forest area depends primarily on environmental factors that are not under the control of an exploitation. Moreover, an exploitation cannot generally decide freely on the size of the productive forest area it wishes to exploit.

Wood growth per hectare productive or real wood growth (ACRREEL) of the volume of wood, measured by the number of silvicultural plots per hectare (surface of 100 m by 100 m), seems to be a better indicator than total growth; it has therefore been preferred to the latter. This variable represents the natural growth of wood per year, or almost the potential yield over a long period (abstraction made of specific long-term objectives pursued by forest exploitation, taking into account the existing structure of the forest, in terms of species and/or age). Let us recall that the average annual growth can vary strongly from one region to another, ranging from 5 m³/ha in the South of the Alps to almost 15 m³/ha in the economic « plateau center ».

Effective wood cuts in m³ serve as a proxy variable to determine if an exploitation has been affected by Lothar or not. More precisely, the binary variable Lothar (LOT), introduced since 2000, identifies the exploitations affected by the Lothar storm on December 26, 1999 by comparing effective cuts after Lothar and the ordinary annual cut of an exploitation before Lothar. If the effective cut exceeded 25%, it is admitted that the exploitation in question has been affected by Lothar (and then the binary variable takes the value « 1 »); otherwise, it is concluded that it has not been affected by the storm (and the binary variable takes the value « 0 »). A cartographic verification has been carried out in addition to corroborate the results.

Finally, to capture the important differences between the regions and to describe thus the homogeneity of each of them, the main forest regions (Jura, Plateau, Préalpes, Alps) will be introduced under the form of « dummy » variables (R1, R2, R3, R4). In fact, the location of an exploitation can have an important impact on its working conditions and therefore on its technical efficiency. Note that the BAR data are distributed in these four regions into sub-regions (e.g. Alps: north-west, center, north-east, south-west, south-east, south); a regrouping has therefore been carried out. The number of exploitations per region and the number of those affected by Lothar according to the definition above is presented in table 7.

Tableau 7 : Nombre annuel d'exploitations par région et touchées par Lothar

Année	Jura	Plateau	Préalpes	Alpes	Lothar
1998	83	144	48	126	-
1999	77	131	46	122	-
2000	74	129	39	126	173
2001	67	127	41	127	88
2002	68	125	37	127	62
2003	64	124	30	119	77

Remarquons encore que d'autres variables, comme les dépenses en formation et formation continue au deuxième échelon de production ou la surface forestière desservie par câble-grues ont été testées. Sur la période de six ans analysée, ces premiers semblent indiquer un léger impact positif et significatif uniquement en 2002. Une explication pourrait être que les dépenses en formation et formation continue visent surtout la sécurité au lieu de travail et la qualité du travail fourni, et moins une augmentation de la quantité de bois à exploiter (variable expliquée). En ce qui concerne les installations de câble-grues, surtout présentes dans les régions alpines et préalpines, celles-ci ne se sont pas avérées significatives sur toute la période analysée. Ces deux variables, ainsi que la variable « desserte totale des routes » exprimée en différentes mesures, n'ont donc pas été retenues dans le cadre de l'analyse. Enfin, les montants investis n'ont pas non plus été retenus car ils englobent également les investissements effectués dans l'exploitation totale (et non pas seulement dans l'exploitation du bois). Signalons aussi que les données BAR permettent de distinguer les exploitations forestières publiques selon leur propriétaire. Néanmoins, cette distinction n'a pas été retenue car le nombre de catégories de propriétaires est trop élevé : par exemple, on y trouve les bourgeoisies (Bürgergemeinde, Ortsbürgergemeinde, Burgergut, Tagwen), les communes (commune politiques : politische Gemeinde und Einwohnergemeinde), la Confédération (Etat, forêt d'Etat), les corporations de droit public, des « institutions », des cloîtres, le district (Revier), plusieurs propriétaires (p.ex. 2 bourgeoisies, 1 commune, 1 forêt d'Etat, 1 commune ecclésiastique) et, même si c'est l'exception, aucun propriétaire. Ainsi, pour maintenir un pouvoir discriminatoire raisonnable des modèles (DEA), il a été décidé de ne pas poursuivre une distinction entre les différentes catégories de propriétaires dans ce travail.⁷⁹

6.4 Résultats de l'analyse paramétrique

6.4.1 Estimation de la fonction de production « moyenne »

Avant de déterminer l'efficacité productive des exploitations forestières publiques par la méthode des moindres carrés ordinaires décalés (MCO), la fonction de production « moyenne » est estimée. Cette étape n'est pas seulement nécessaire dans la détermination de l'efficacité par la méthode des MCO, mais elle permet également d'identifier l'influence des différentes variables d'inputs sur la production (output) et de se prononcer sur la présence d'économies ou de déséconomies d'échelle.

⁷⁹ Un raisonnement similaire s'applique aux différentes catégories d'employés (gardes forestiers, ouvriers permanents, apprentis, etc.).

Dans un premier temps (modèle 1), la fonction de production traditionnelle est estimée par la méthode des MCO en ne retenant que les facteurs de production comme variables explicatives, sans les variables d'environnement (tableau 8). L'output est l'exploitation annuelle au total en m³ (EX). Les inputs sont les suivants : personnel de production de bois (P), véhicules total (V), prestation de tiers (PRT) et administration (ADM).

Rappelons que la méthode de régression par les MCO suppose que la variance de l'erreur est constante. Cette hypothèse peut être violée en présence d'hétéroscédasticité. L'hétéroscédasticité peut par exemple se produire si la variation dans la production de bois est plus grande pour des exploitations recevant plus de subventions que pour les exploitations recevant peu de subventions. Elle peut aussi être observée lorsqu'une variable est asymétrique ou lorsqu'une variable est corrélée avec une variable omise. La présence d'hétéroscédasticité a été testée et vérifiée à l'aide d'un test de White (White, 1980). Pour tenir compte de ce phénomène, les régressions suivantes reposent sur des erreurs types robustes.

Tableau 8 : Estimation de la fonction de production moyenne (modèle 1)

Modèle 1

Variable expliquée : ln (EX)

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Var. explicatives						
const.	1.115	1.487	-0.859	0.305	0.772	1.550
	(3.586)***	(3.862)***	(-2.728)***	(0.691)	(2.245)**	(4.053)***
ln (P)	0.405	0.361	0.455	0.372	0.405	0.348
	(9.501)***	(8.050)***	(9.233)***	(6.891)***	(9.461)***	(9.853)***
ln (V)	0.026	0.031	0.018	0.029	0.020	0.024
	(2.789)***	(3.263)***	(1.369)	(1.901)*	(1.545)	(1.944)*
ln (PRT)	0.184	0.182	0.357	0.339	0.247	0.214
	(7.308)***	(6.201)***	(10.946)***	(8.424)***	(7.512)***	(7.405)***
ln (ADM)	0.141	0.138	0.116	0.071	0.110	0.117
	(3.695)***	(2.704)***	(3.355)***	(1.664)*	(3.023)***	(2.721)***
R ² ajusté	0.75	0.72	0.79	0.70	0.71	0.68
DW	1.48	1.50	1.12	1.26	1.32	1.32
No. obs.	401	376	368	362	357	337

Entre parenthèses, les valeurs de t.

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

De manière générale, vu la valeur relativement élevée du R² pour une estimation sur la base de données transversales, la qualité de l'estimation (modèle 1) est bonne sur toute la période analysée. Les valeurs de la statistique de Durbin-Watson (DW) laissent supposer un risque d'autocorrélation spatiale positive, ce qui paraît logique.⁸⁰ En effet, intuitivement, il semble

⁸⁰ L'autocorrélation spatiale est définie comme la corrélation, positive ou négative, d'une variable avec elle-même provenant de la disposition géographique des données. Pour des variables quantitatives, deux indices sont principalement utilisés pour tester la présence d'autocorrélation spatiale : l'indice de Moran (1950) et l'indice de Geary (1954). Toutefois, King et Evans (1988, 1986 et 1985) ont pu montrer que le test de Durbin-Watson (Durbin et Watson, 1950) peut également s'avérer adéquat pour détecter l'autocorrélation de premier ordre des

pertinent d'admettre que les exploitations proches appartenant à une même région forestière seront touchées par les mêmes phénomènes non modélisés par opposition à des exploitations éloignées d'une région. A part les coefficients attachés au facteur capital (véhicules total) qui ne sont pas significatifs à des niveaux conventionnels en 2000 et 2002, et la constante en 2001, tous les coefficients sont significatifs. En outre, ils ont les signes attendus.

Plus précisément, le coefficient attaché à une variable input qui explique la production, les deux variables étant exprimées en logarithme de leur niveau, correspond à l'élasticité de la production par rapport à l'input considéré. On constate que l'élasticité du facteur capital est beaucoup plus faible que celle du facteur travail (personnel de production de bois). Par exemple, en 1998, une augmentation de 1% du facteur capital (V) entraîne une augmentation de 0,026% de l'exploitation annuelle totale (variable expliquée). Par contre, une augmentation de 1% du facteur travail (P) entraîne une augmentation de 0,405% de l'exploitation annuelle (EX), soulignant l'importance du travail pour la production de bois, ou la primauté du travail dans ce secteur. En effet, comme l'économie forestière est traditionnellement intensive en travail, la disponibilité en travail détermine fortement le niveau d'output qui peut être obtenu par l'exploitation. De l'autre côté, ne s'agissant que d'une variable proxy pour le facteur capital (cf. section 6.3), la variable véhicules total (V) n'est vraisemblablement pas suffisante pour capter tout l'effet du capital sur la production, conduisant ainsi à une sous-estimation de l'élasticité. En outre, signalons qu'une partie du facteur capital se trouve également cachée dans la variable PRT (prestations de tiers).

L'élasticité de la production par rapport aux prestations de tiers (PRT) est estimée à 0,184 et celle par rapport à l'input administratif (ADM) à 0,141. L'élasticité d'échelle ($0,405 + 0,026 + 0,184 + 0,141 = 0,756$) est ainsi nettement inférieure à 1. Il semblerait donc que la production de bois augmente moins que proportionnellement par rapport aux inputs qui sont nécessaires (rendements décroissants).

Quand on regarde l'évolution dans le temps des coefficients des autres variables, on constate que le coefficient de l'input travail (P) diminue d'abord (de 0,405 en 1998 à 0,361 en 1999), puis augmente significativement suite à l'ouragan Lothar (0,455) avant de diminuer de nouveau (0,372 en 2001, 0,405 en 2002, mais seulement 0,348 en 2003). Ce résultat semble logique dans la mesure où un effort important a été nécessaire à l'occasion de Lothar. L'effet du facteur capital (V) sur la production est très faible voire nul pendant la période analysée. Soit la variable choisie (véhicules total) représente mal le facteur capital, soit les exploitations sont effectivement peu dépendantes par rapport au capital. Ce dernier argument pourrait d'ailleurs expliquer l'importance relative des prestations de tiers (PRT) dans la production forestière. Si le coefficient de l'input PRT est d'environ 0,18 en 1998 et 1999, il augmente très fortement suite à Lothar (0,36) avant de diminuer par la suite (0,339 en 2001, 0,247 en 2002 et 0,214 en 2003). Néanmoins, on remarque que l'élasticité de la production par rapport aux prestations de tiers reste supérieure aux années d'avant Lothar, indiquant une certaine tendance à la sous-traitance. En effet, si ces prestations ont été engagées en complément d'autres moyens, il n'est pas exclu qu'elles se soient en partie substituées aux facteurs de

écarts d'origine spatiale. Il a été donc décidé de retenir ici uniquement le test de DW ; une analyse plus fine devrait recourir aux outils spécifiques de la statistique spatiale (Anselin, 1988).

production existants du fait de leur plus grande productivité. Enfin, il est surprenant de voir que le coefficient attaché à l'input administratif diminue d'abord entre 1998 et 2001 (de 0,141 à 0,071), puis augmente par la suite (0,11 en 2002 et 0,117 en 2003). Ceci pourrait s'expliquer par un effort entrepris par les exploitations dans ce domaine, mais contrecarré ensuite par Lothar.

Afin de mettre en évidence l'influence des subventions (S) dans le processus de production de bois et pour mieux analyser par la suite leur effet sur l'efficacité des exploitations forestières, un modèle 1bis (modèle 1 plus la variable subventions) est estimé. Les résultats de l'analyse figurent au tableau 9.

On constate que l'élasticité de la production par rapport aux subventions (S) est négative et cela sur toute la période analysée (même si le coefficient devient non significatif en 2003). C'est-à-dire qu'en 1998 par exemple, une augmentation de 1% des subventions entraîne une diminution de 0,037% de la production. L'effet négatif des subventions sur la production devient de plus en plus marqué et s'avère particulièrement important en 2002, mettant en question le système de subventions en place. Que l'effet soit particulièrement fort en 2002 (une augmentation de 1% des subventions entraîne une diminution de 0,136% de la production) pourrait s'expliquer, par exemple, par une mise en place tardive ou des délais d'indemnisation longs dus à des complications administratives du système de subventions forfaitisées qui accompagnait la réparation des dégâts causés par Lothar. Autrement dit, les subventions versées suite à Lothar (décembre 1999) ont exercé leur plein effet en 2002, plus de deux ans après la survenance des dégâts. Enfin, en 2003, les subventions versées au niveau de la production de bois ne semblent pas jouer un rôle significatif, et cela malgré la sécheresse importante de cette année.

Les autres résultats n'appellent pas de commentaires particuliers. Signalons quand même une relation au moins indirecte qui semble exister entre les prestations de tiers (PRT) et les subventions (S). En effet, la prise en compte des subventions dans l'analyse renforce l'importance des prestations de tiers dans le processus de production de bois. Cela pourrait être lié à une acquisition moins efficace des prestations de tiers en présence de subventions. D'ailleurs, cette hypothèse semble se confirmer en 2003 où les subventions n'ont plus d'impact significatif sur la production de bois et où les prestations de tiers ont atteint un niveau bien inférieur par rapport aux trois années suivant Lothar (2000-2002). En outre, il est intéressant de constater que suite à la prise en compte des subventions, le problème d'autocorrélation spatiale semble s'affaiblir après Lothar (2000-2001). Cela laisse supposer que les subventions arrivaient néanmoins à atténuer dans une certaine mesure les conséquences néfastes de Lothar pour les exploitations touchées par l'ouragan par rapport à celles qui ne l'étaient pas. Par contre, pour les autres années (1998-1999 et 2003), les différences régionales existantes ne sont pas reflétées à travers les subventions accordées.

Tableau 9 : Estimation de la fonction de production moyenne (modèle 1bis)**Modèle 1bis**

Variable expliquée : ln (EX)

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Var. explicatives						
const.	1.157	1.513	-0.564	0.534	1.210	1.565
	(3.694)***	(3.910)***	(-1.866)*	(1.133)	(3.851)***	(4.147)***
ln (P)	0.427	0.373	0.496	0.405	0.452	0.353
	(10.027)***	(8.008)***	(9.814)***	(6.688)***	(10.585)***	(9.049)***
ln (V)	0.026	0.030	0.009	0.028	0.020	0.024
	(2.869)***	(3.176)***	(0.701)	(1.844)*	(1.574)	(1.923)*
ln (PRT)	0.206	0.197	0.390	0.386	0.328	0.218
	(6.972)***	(5.948)***	(11.878)***	(7.526)***	(10.534)***	(6.928)***
ln (ADM)	0.137	0.136	0.103	0.063	0.100	0.117
	(3.697)***	(2.687)***	(3.154)***	(1.544)	(2.807)***	(2.706)***
ln (S)	-0.037	-0.023	-0.073	-0.078	-0.136	-0.008
	(-3.031)***	(-2.059)**	(-6.193)***	(-2.719)***	(-5.023)***	(-0.326)
R ² ajusté	0.75	0.72	0.81	0.71	0.73	0.68
DW	1.56	1.55	1.31	1.46	1.58	1.33
No. obs.	401	376	368	362	357	337

Entre parenthèses, les valeurs de t.

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Dans un deuxième temps (modèle 2), on introduit les variables d'environnement dans la fonction de production (tableau 10). Il s'agit des subventions (S), de la surface forestière productive (SFPR), de l'accroissement réel du volume de bois (ACRREEL), de la variable binaire Lothar (LOT), introduite dès 2000, et des variables muettes « R » qui représentent les différentes régions forestières. L'introduction des variables représentant les régions devrait permettre d'atténuer le problème d'autocorrélation spatiale discuté plus haut en prenant mieux en compte l'homogénéité de chaque région. Rappelons que l'introduction d'une variable d'environnement est susceptible de modifier le degré d'efficacité, analysé ultérieurement, de chacune des exploitations considérées. Par exemple, celles qui travaillent dans un environnement défavorable (par exemple, une exploitation en région alpine ou un accroissement faible par hectare) voient leur degré d'efficacité s'améliorer.

Tableau 10 : Estimation de la fonction de production moyenne (modèle 2)

Modèle 2

Variable expliquée : ln (EX)

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Var. explicatives						
const.	0.808	0.719	-0.509	-0.941	-0.480	0.193
	(2.973)***	(1.997)**	(-2.035)**	(-3.820)***	(-1.607)	(0.670)
ln (P)	0.287	0.191	0.287	0.216	0.256	0.226
	(6.834)***	(6.089)***	(7.030)***	(5.166)***	(6.884)***	(7.384)***
ln (V)	0.005	0.010	0.006	-0.004	0.001	0.009
	(0.707)	(1.452)	(0.681)	(-0.395)	(0.145)	(1.066)
ln (PRT)	0.145	0.112	0.282	0.236	0.177	0.144
	(5.600)***	(4.401)***	(10.839)***	(9.547)***	(6.146)***	(4.743)***
ln (ADM)	0.079	0.055	0.048	0.018	0.027	0.032
	(2.834)***	(2.021)***	(2.017)**	(1.330)	(1.967)**	(2.307)**
ln (S)	-0.010	0.003	0.002	0.010	-0.021	0.012
	(-1.157)	(0.378)	(0.234)	(0.748)	(-0.656)	(0.638)
ln (SFPR)	0.407	0.550	0.287	0.513	0.538	0.501
	(8.105)***	(9.011)***	(5.488)***	(9.243)***	(8.433)***	(7.649)***
ln (ACRREEL)	0.087	0.300	0.375	0.530	0.564	0.491
	(1.447)	(2.096)**	(5.409)***	(7.933)***	(8.822)***	(7.673)***
LOT			0.478	0.647	0.437	0.365
			(8.221)***	(11.968)***	(7.652)***	(6.922)***
R2	0.163	0.170	0.154	0.141	0.123	0.064
	(3.312)***	(3.302)***	(2.726)***	(2.197)**	(2.319)**	(1.258)
R3	-0.235	-0.187	-0.120	-0.192	-0.092	-0.378
	(-3.401)***	(-2.725)***	(-1.320)	(-2.228)**	(-0.976)	(-3.524)***
R4	-0.601	-0.551	-0.633	-0.539	-0.436	-0.551
	(-7.021)***	(-5.501)***	(-8.525)***	(-6.911)***	(-5.752)***	(-8.441)***
R ² ajusté	0.83	0.87	0.91	0.87	0.87	0.85
DW	1.75	1.87	1.87	1.77	1.82	1.94
No. obs.	401	376	368	362	357	337

Entre parenthèses, les valeurs de t.

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Notons d'abord que les grandes lignes de l'interprétation donnée dans le cadre des modèles 1 et 1bis restent valables. La qualité de l'estimation, vu la valeur élevée du R^2 , est très bonne, et le problème d'autocorrélation spatiale rencontré plus haut semble avoir été corrigé. Toutefois, les variables véhicules total (V) et subventions (S) n'apparaissent plus comme étant significatives, et ceci sur toute la période analysée (1998-2003).⁸¹ D'un côté, ce résultat semble confirmer la faible dépendance par rapport au capital des exploitations forestières et/ou l'insuffisance de la variable V ; de l'autre côté, il met toujours en question l'efficacité et l'efficacité du système de subventionnement appliqué (cf. section 2.6). En effet,

⁸¹ Notons que des tests ont été effectués en remplaçant la variable V par la variable TRF (tracteurs forestiers) ; cette dernière s'est avérée significative au seuil de 10% en 1998, 1999 et 2003.

même si l'effet négatif disparaît, aucun effet (positif) significatif n'est à observer. Les coefficients des autres variables du modèle 1 (P, PRT, ADM) ne demandent pas de commentaire particulier. Suite à l'introduction des variables environnementales leur importance relative dans le processus de production diminue, mais l'évolution dans le temps ne change guère.

Les estimations des coefficients attachés à la surface forestière productive (SFPR) sont toutes fortement significatives. L'élasticité de la production par rapport à la surface forestière productive est positive et inférieure à 1. C'est-à-dire qu'en 1998 par exemple, une augmentation de la surface forestière productive de 1% entraîne une augmentation de 0,407% de la production. Cette valeur augmente à 0,55% en 1999 et reste supérieure à 0,5% après 2000. Cependant, en 2000, cette même valeur n'est que de 0,287%, s'expliquant probablement par des facteurs de production trop liés par les travaux de réparation dus à Lothar. Le coefficient attaché à l'accroissement réel (ACRREEL), significatif sur la période 1999-2003, est de 0,300 en 1999 mais de 0,564 en 2002. Les valeurs du coefficient (nettement inférieures à 1) semblent confirmer la sous-exploitation chronique de la forêt suisse qui produit environ deux fois plus de bois que les forestiers n'en exploitent (OFEV, 2006).

La variable Lothar (LOT), introduite dès 2000, s'avère fortement significative. La valeur largement positive du coefficient de LOT (1 = exploitation touchée par Lothar) est logique. Son interprétation est la suivante : pour une exploitation touchée par l'ouragan, la survenance de cet événement a provoqué en moyenne une augmentation de 47,8% de son exploitation annuelle en m³, et ceci indépendamment des subventions.⁸² Il est intéressant de constater que l'effet est encore plus marqué en 2001 (+64,7%), indiquant la difficulté à maîtriser les conséquences de l'ouragan pendant la seule année 2000. Au-delà de 2001, l'effet se fait de moins en moins sentir. Signalons que la récolte du bois en Suisse en 2003 a été supérieure de 13,1% à la quantité moyenne des années antérieures (1995-1999) à Lothar (OFEV, 2006).

Enfin, le modèle utilisé permet de saisir les changements d'ordonnée à l'origine associés aux changements de région ; la région forestière du Jura (R1) sert comme référence. Les coefficients attachés aux variables dummy caractérisant les régions forestières R2 à R4 sont en grande partie significatifs. Il est peu surprenant de constater qu'une exploitation située dans la région du Plateau (R2) se voit avantagée par rapport à une exploitation de la région forestière jurassienne. Cet avantage comparatif semble pourtant s'affaiblir avec Lothar voire disparaître en 2003 (coefficient non significatif au seuil limite de 10%). Cela pourrait s'expliquer par le fait que le Plateau a été particulièrement touché par l'ouragan, compensant le surplus de bois ainsi obtenu, et la sécheresse de 2003.

Les valeurs négatives des coefficients estimés de R3 (Préalpes) et R4 (Alpes) confirment les conditions d'exploitation plus difficiles dans ces régions. Dans le cas de la région des Préalpes, les coefficients sont significatifs, sauf pour les années 2000 et 2002. Une raison pourrait être l'augmentation involontaire et forcée de l'exploitation du bois suite à Lothar compensant partiellement l'effet négatif pesant sur une exploitation forestière située en région

⁸² A relever l'absence de corrélation entre les variables S (subventions) et LOT (Lothar).

préalpine. De nouveau, la sécheresse de 2003 pourrait en partie expliquer le coefficient négatif et très significatif de la même année. Finalement, dans le cas de la région forestière des Alpes, tous les coefficients sont fortement significatifs, laissant aucun doute sur les conditions d'environnement extrêmement difficiles de cette région.

Tableau 11 : Estimation de la fonction de production moyenne (modèle 2bis)

Modèle 2bis

Variable expliquée : ln (EX)

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance (sauf 1999)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Var. explicatives						
const.	0.767	0.686	-0.538	-0.905	-0.549	0.150
	(2.871)***	(4.199)***	(-2.171)**	(-3.700)***	(-2.044)**	(0.538)
ln (P)	0.289	0.202	0.295	0.215	0.253	0.238
	(6.943)***	(10.198)***	(7.964)***	(5.529)***	(7.314)***	(8.085)***
ln (PRT)	0.140	0.111	0.282	0.240	0.169	0.145
	(5.640)***	(7.792)***	(10.920)***	(9.861)***	(5.001)***	(4.727)***
ln (ADM)	0.079	0.054	0.047	0.018	0.027	0.033
	(2.821)***	(3.904)***	(1.980)**	(1.309)	(2.029)**	(2.264)**
ln (SFPR)	0.403	0.556	0.291	0.519	0.531	0.514
	(8.032)***	(16.358)***	(5.495)***	(9.311)***	(8.694)***	(8.516)***
ln (ACRREEL)	0.090	0.302	0.378	0.527	0.565	0.501
	(1.479)	(8.030)***	(5.459)***	(7.981)***	(8.822)***	(8.060)***
LOT			0.480	0.647	0.433	0.370
			(8.296)***	(11.858)***	(7.744)***	(7.145)***
R2	0.173	0.174	0.153	0.140	0.125	0.062
	(3.502)***	(3.521)***	(2.794)**	(2.193)**	(2.343)**	(1.207)
R3	-0.248	-0.191	-0.122	-0.181	-0.104	-0.373
	(-3.589)***	(-3.111)***	(-1.336)	(-2.076)**	(-1.154)	(-3.306)***
R4	-0.616	-0.550	-0.629	-0.528	-0.455	-0.543
	(-7.214)***	(-9.773)***	(-8.824)***	(-7.101)***	(-6.405)***	(-8.303)***
R ² ajusté	0.83	0.87	0.91	0.87	0.87	0.85
DW	1.75	1.87	1.87	1.78	1.81	1.94
No. obs.	401	376	368	362	357	337

Entre parenthèses, les valeurs de t.

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Omettant les variables V (véhicules total) et S (subventions), non significatives à des niveaux conventionnels, permet d'aboutir au modèle 2bis (tableau 11), statistiquement très acceptable et constituant notre spécification préférée. En faisant abstraction des variables omises, l'interprétation donnée dans le cadre des modèles 1 et 2 reste valable. Notons néanmoins que le modèle 2bis ne sera pas considéré dans le cadre de l'estimation de l'efficience nette des exploitations.

6.4.2 Estimation de l'efficacité productive (MCOD)

Les résultats de l'analyse de l'efficacité technique et nette des exploitations forestières (respectivement des unités de décompte du BAR), calculée à l'aide de la méthode des MCO, sont présentés dans cette section pour les années 1998 à 2003. Les modèles 1 et 2 proposés ci-dessus sont retenus pour cette analyse ; l'introduction des variables d'environnement dans le cadre du modèle 2 permet d'aboutir à l'efficacité nette. Comme le nombre d'exploitations analysées est relativement élevé et pour des raisons de confidentialité, une présentation individuelle des scores d'efficacité pour chaque exploitation ne pourra pas être réalisée dans ce travail. Dans ce qui suit, on présentera donc principalement les résultats d'ensemble. Une analyse plus approfondie des facteurs déterminants de l'efficacité suivra dans la section 6.7.

Les figures 20 à 22 montrent à l'aide d'histogrammes les scores d'efficacité technique obtenus par les exploitations forestières publiques suisses entre 1998 et 2003 sur la base du modèle 1. Dans un premier temps, les résultats portent sur l'ensemble des données retenues dans le cadre de l'analyse (modèle 1), puis servira comme benchmark la première exploitation utilisant tous les facteurs de production entrant dans le modèle (modèle 1 épuré) (*supra*).

Figure 20 : Degrés d'efficacité technique 1998 et 1999 (MCOD, modèle 1)

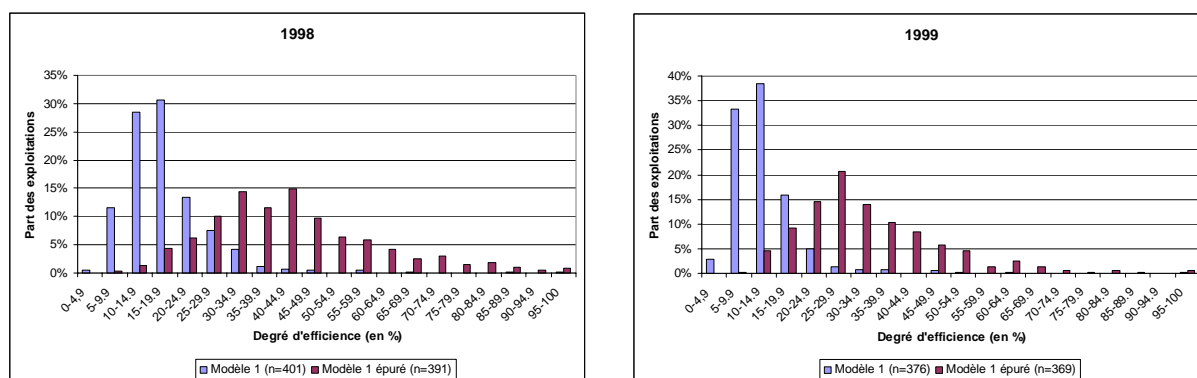


Figure 21 : Degrés d'efficacité technique 2000 et 2001 (MCOD, modèle 1)

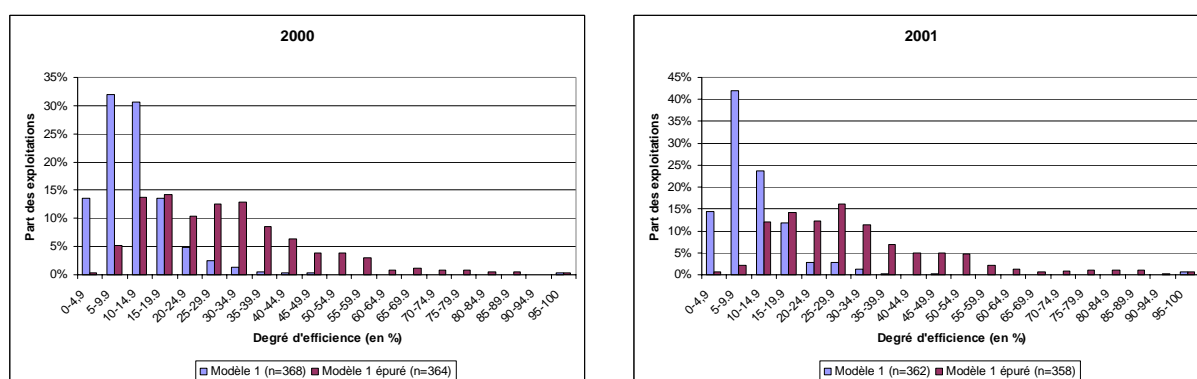
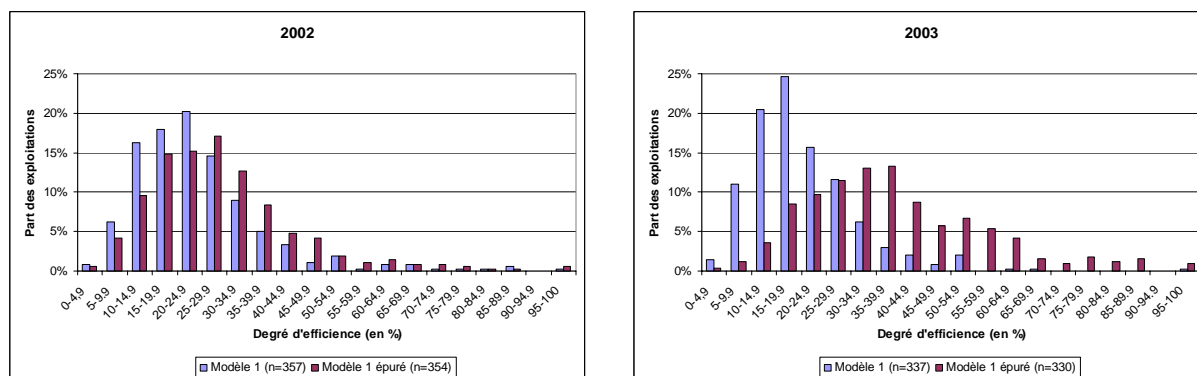


Figure 22 : Degrés d'efficacité technique 2002 et 2003 (MCOD, modèle 1)



Si on se réfère aux scores corrigés (modèle 1 épuré), on constate qu'en 1998, plus de la moitié des exploitations atteignent des scores d'efficacité allant de 25% à 49,9%. 108 exploitations (28%) ont un score d'efficacité technique supérieur ou égal à 50%. En 1999, cette part diminue en dessous de 12% (44 exploitations) et presque la moitié des exploitations se trouve dans les classes d'efficacité allant de 20% à 34,9%. La part des exploitations avec un score d'efficacité technique au-dessus de 50% est inférieure à 15% en 2000 et 2001, n'atteint même pas 8% en 2002 et augmente à plus de 24% en 2003. Phénomène intéressant : la part des exploitations appartenant aux classes supérieures d'efficacité reste longtemps très faible avant de commencer à augmenter rapidement. Il existe donc quelques exploitations particulièrement efficaces (en termes relatifs) qui sont détachées du reste des observations, soit parce qu'elles sont réellement efficaces, soit parce qu'elles profitent d'un ensemble de conditions très favorables.

Le tableau 12 indique les résultats détaillés de l'analyse d'efficacité par la méthode MCO pour le modèle 1 épuré. Si la moyenne des scores d'efficacité est encore de 43,07% en 1998, elle descend jusqu'à 28,99% en 2002, avant d'augmenter de nouveau à 38,57% en 2003. L'ouragan Lothar pourrait donc avoir eu un impact négatif sur l'efficacité technique de l'ensemble des exploitations. Mais vu la structure des données (panel non équilibré), il n'est pas possible de tirer des conclusions fiables sur l'évolution de l'efficacité des exploitations.⁸³ Sur toute la période analysée, les valeurs de la médiane se trouvent en dessous des valeurs des moyennes et les écarts-types des scores moyens d'efficacité se situent entre 14,46% et 18,01%. L'observation des minima montre qu'une part importante des exploitations affiche des scores d'efficacité nettement inférieurs à 20%, possédant ainsi un potentiel important pour des gains d'efficacité. Vu la méthode utilisée, la valeur des maxima ne nécessite aucun commentaire particulier.

⁸³ Signalons toutefois que l'analyse d'un panel équilibré formé de 300 exploitations a permis d'aboutir à des conclusions similaires. Voir Schönenberger *et al.* (2009) et Mack et Schönenberger (2008).

Tableau 12 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCO (modèle 1 épuré)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=391)	43,07%	40,68%	17,03%	5,68%	100%
1999 (n=369)	33,39%	30,18%	14,46%	6,26%	100%
2000 (n=364)	29,84%	27,48%	16,48%	4,63%	100%
2001 (n=358)	31,31%	27,62%	17,78%	2,53%	100%
2002 (n=354)	28,99%	26,16%	15,18%	3,91%	100%
2003 (n=330)	38,57%	35,75%	18,01%	2,79%	100%

Le tableau 13 montre les résultats non corrigés. Les scores s'avèrent être nettement inférieurs aux scores obtenus à travers le modèle épuré, confirmant la forte sensibilité de la technique utilisée face aux valeurs extrêmes. Ainsi, par exemple, en 2001, suite à l'exclusion de quatre exploitations (environ 1% du nombre total), la moyenne des scores d'efficacité va presque tripler, en passant de 11,24% à 31,31%.⁸⁴ Notons ici que cette faiblesse apparente de la méthode ne devrait cependant pas péjorer l'analyse de l'avantage comparatif des exploitations les plus efficaces par rapport aux exploitations peu efficaces.

Tableau 13 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCO (modèle 1)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=401)	18,21%	16,50%	9,87%	2,26%	100%
1999 (n=376)	13,00%	11,08%	8,33%	2,29%	100%
2000 (n=368)	11,85%	10,53%	8,25%	1,76%	100%
2001 (n=362)	11,24%	9,34%	9,21%	0,85%	100%
2002 (n=357)	24,66%	21,78%	14,04%	3,25%	100%
2003 (n=337)	20,72%	18,57%	11,32%	1,44%	100%

Le tableau 14 résume les résultats non corrigés du modèle 1bis (avec la variable subventions). En comparant les médianes (test non paramétrique de Wilcoxon-Mann-Whitney) des scores d'efficacité du modèle 1bis avec ceux du modèle 1, on constate qu'en 1998 et 1999, de même qu'en 2003, aucune différence significative n'apparaît, mais que celle-ci devient fortement significative ($p < 0,01$) entre 2000 et 2002. Il semble donc que, vu les scores du modèle 1bis pour les années 2000 à 2002, les subventions attribuées suite à Lothar pour réparer les dégâts causés par l'ouragan aient plutôt exercé un effet adverse sur l'efficacité technique des exploitations.

Tableau 14 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCO (modèle 1bis)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=401)	18,32%	16,59%	9,97%	2,41%	100%
1999 (n=376)	13,30%	11,45%	8,59%	2,51%	100%
2000 (n=368)	9,89%	8,48%	7,42%	1,44%	100%
2001 (n=362)	9,46%	7,72%	8,70%	0,76%	100%
2002 (n=357)	22,48%	19,66%	12,86%	3,32%	100%
2003 (n=337)	20,61%	18,40%	11,29%	1,45%	100%

⁸⁴ Parmi les quatre exploitations « exclues », trois n'utilisent pas de véhicules propres et une ne recourt pas à des prestations de tiers.

6.4.3 Estimation de l'efficacité nette

Les figures 23 à 25 montrent les degrés d'efficacité obtenus par les exploitations forestières publiques suisses entre 1998 et 2003 sur la base du modèle 2. Le modèle 2 introduit les variables environnementales permettant ainsi d'obtenir les degrés d'efficacité nette. De nouveau, sont présentés les scores bruts et les résultats épurés. En se référant aux scores corrigés (modèle 2 épuré), on observe qu'en 1998, plus de deux tiers des exploitations atteignent des scores d'efficacité allant de 25% à 49,9%. Mais seulement 23 exploitations (6%) affichent un score d'efficacité nette supérieur ou égal à 50%. En 1999, cette part augmente à presque 30% (111 exploitations) et seulement 16 exploitations (4%) se trouvent dans des classes d'efficacité inférieures à 25%. La part des exploitations avec un score d'efficacité nette en dessous de 50% est inférieure à 10% en 2000 et légèrement supérieure à 10% en 2002 ; elle augmente à plus de 25% en 2001 et dépasse même les 40% en 2003. Même constat qu'avant : la part des exploitations appartenant aux classes supérieures d'efficacité reste longtemps faible avant d'augmenter rapidement.

Figure 23 : Degrés d'efficacité nette 1998 et 1999 (MCOD, modèle 2)

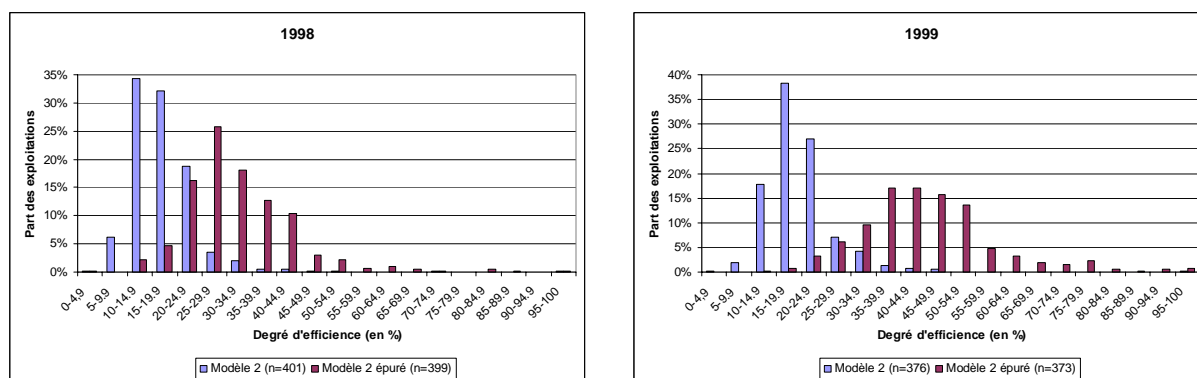


Figure 24 : Degrés d'efficacité nette 2000 et 2001 (MCOD, modèle 2)

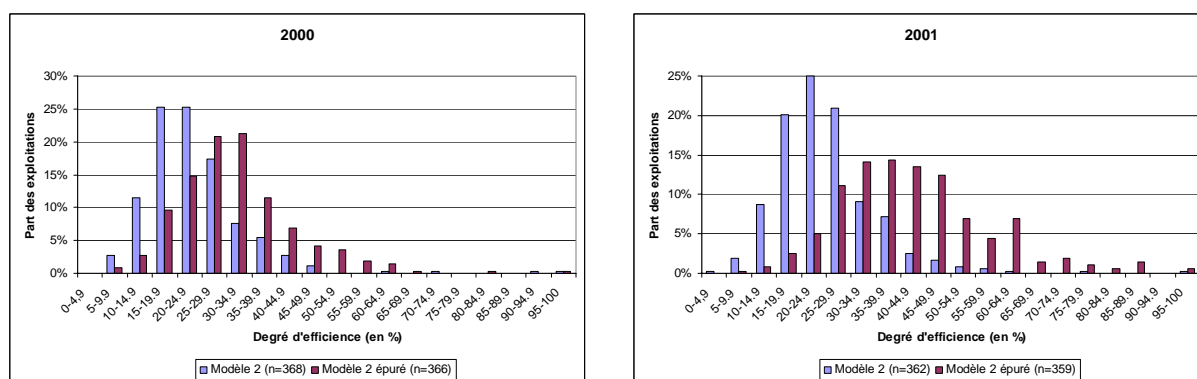
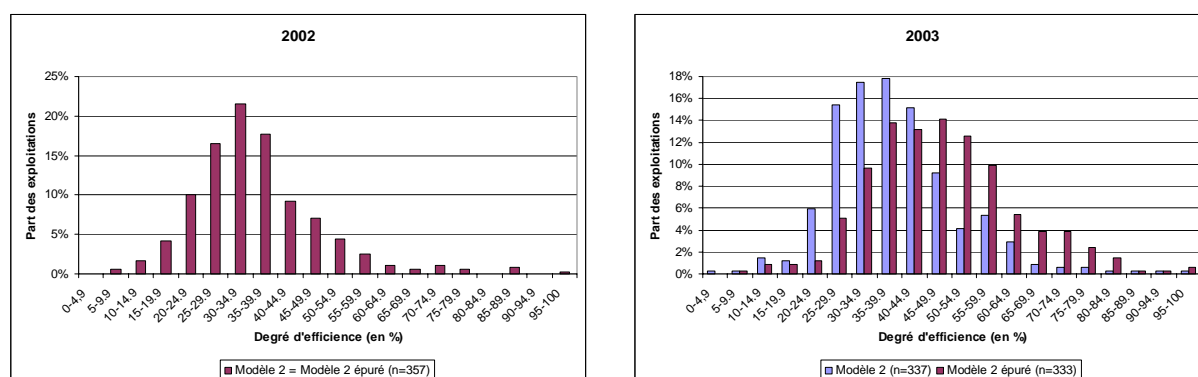


Figure 25 : Degrés d'efficacité nette 2002 et 2003 (MCOD, modèle 2)



Les résultats détaillés de l'analyse d'efficacité par la méthode MCOD pour le modèle 2 épuré sont présentés au tableau 15. Aucune tendance claire ne semble se dégager au niveau des scores moyens d'efficacité nette si ce n'est une très légère hausse pendant la période analysée ; en effet, les scores moyens semblent plutôt osciller autour des 40%. Les valeurs de la médiane se trouvent légèrement en dessous des moyennes et les écarts-types se trouvent entre 11,45% et 15,14%. Une fois de plus, les valeurs des minima indiquent un potentiel considérable de gains d'efficacité à réaliser pour les exploitations. Notons qu'en 2002, les résultats bruts correspondent aux résultats épurés car l'exploitation servant comme benchmark a recours à l'ensemble des inputs définis par le modèle.

Tableau 15 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCOD (modèle 2 épuré)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=399)	32,30%	30,29%	11,45%	3,42%	100%
1999 (n=373)	45,21%	43,44%	13,71%	10,10%	100%
2000 (n=366)	31,62%	30,33%	11,62%	7,10%	100%
2001 (n=359)	42,56%	40,32%	15,14%	6,30%	100%
2002 (n=357)	35,85%	33,92%	13,12%	9,39%	100%
2003 (n=333)	47,89%	46,58%	14,83%	6,11%	100%

De l'autre côté, les scores non épurés semblent indiquer une tendance à la hausse de l'efficacité nette. La moyenne des scores passe de 17,34% en 1998 à 38,76% en 2003. Les résultats détaillés de l'analyse d'efficacité par la méthode MCOD pour le modèle 2 (non épuré) sont présentés au tableau 16.

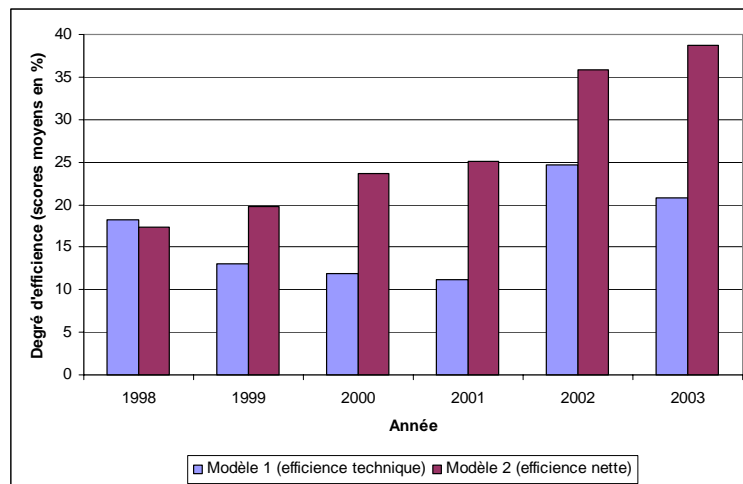
Tableau 16 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCOD (modèle 2)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=401)	17,34%	15,94%	7,79%	1,80%	100%
1999 (n=376)	19,84%	18,77%	7,48%	4,35%	100%
2000 (n=368)	23,64%	22,32%	10,07%	5,22%	100%
2001 (n=362)	25,05%	23,38%	10,17%	3,64%	100%
2002 (n=357)	35,85%	33,92%	13,12%	9,39%	100%
2003 (n=337)	38,76%	37,28%	13,07%	4,87%	100%

Pour comparer les scores d'efficacité technique avec ceux de l'efficacité nette, les scores moyens bruts (non épurés) du modèle 1 seront opposés aux scores moyens bruts (non épurés)

du modèle 2 (figure 26). On constate qu'à part en 1998, les scores corrigés des facteurs environnementaux sont toujours supérieurs aux scores de l'efficacité technique. En outre, si dans un premier temps (1998-2001) le modèle 1 semble indiquer une tendance à la baisse de l'efficacité technique des exploitations, celle-ci semble s'inverser par la suite. De l'autre côté, la prise en compte des variables environnementales dans le cadre du modèle 2 semble indiquer une nette tendance à l'amélioration de l'efficacité, et cela sur toute la période étudiée. Notons que l'interprétation est moins évidente lorsqu'on regarde les modèles épurés. Rappelons aussi que les résultats doivent être traités avec précaution vu la structure des données.

Figure 26 : Comparaison des degrés d'efficacité technique et nette (MCO, modèle 1 vs modèle 2, 1998-2003)



Afin de permettre une comparaison directe entre les différents modèles déterminés à l'aide des méthodes MCO et DEA (section 6.11), les modèles 2 « régions » et « Lothar » sont proposés ici. En effet, comme la méthode non paramétrique DEA prévoit un traitement particulier des variables catégorielles, ces deux modèles n'intègrent plus les variables binaires introduites dans le cadre du modèle 2 analysé ci-dessus. Plus précisément, le modèle 2 « régions » répartit les exploitations selon les quatre principales régions forestières (Jura, Plateau, Préalpes, Alpes) et omet la variable Lothar (LOT). Quant au modèle 2 « Lothar », il répartit les exploitations en deux groupes : le premier groupe (Lothar) contient les exploitations touchées par l'ouragan, le deuxième celles qui ne l'étaient pas (Non Lothar). Les variables décrivant les régions forestières (R1-4) n'entrent pas dans ce modèle. Comme Lothar a ravagé les forêts suisses le 26 décembre 1999, cette analyse porte uniquement sur les années 2000 à 2003. Enfin, l'examen selon les régions et selon Lothar permet évidemment aussi de cerner les différences entre les exploitations selon l'appartenance à une des catégories.

Figure 27 : Degrés d'efficacité 1998 et 1999 (MCO, modèle 2 régions)

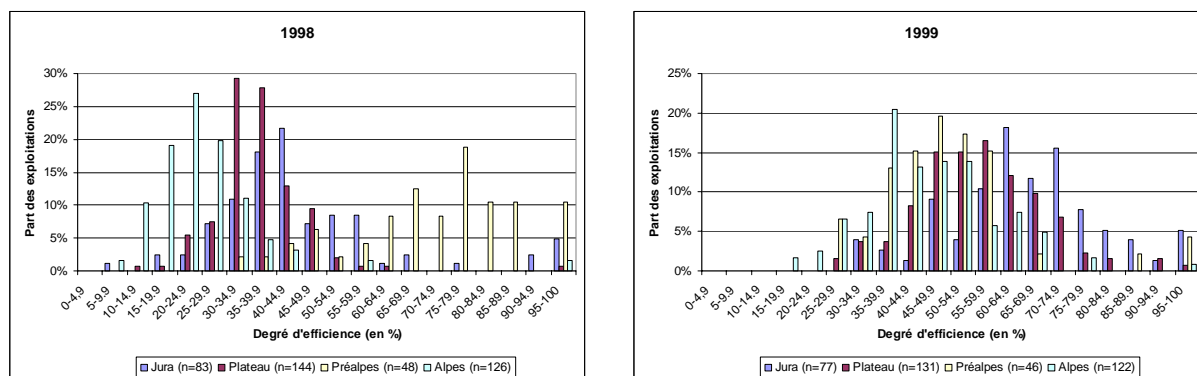


Figure 28 : Degrés d'efficacité 2000 et 2001 (MCO, modèle 2 régions)

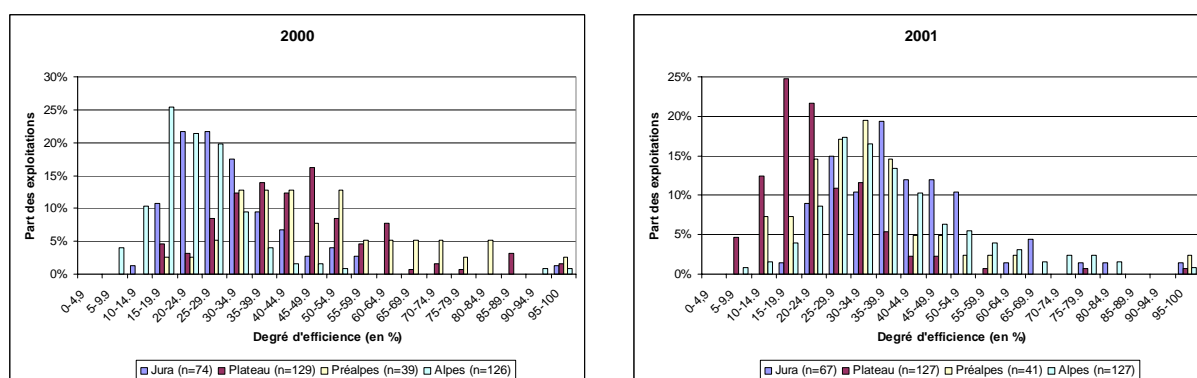
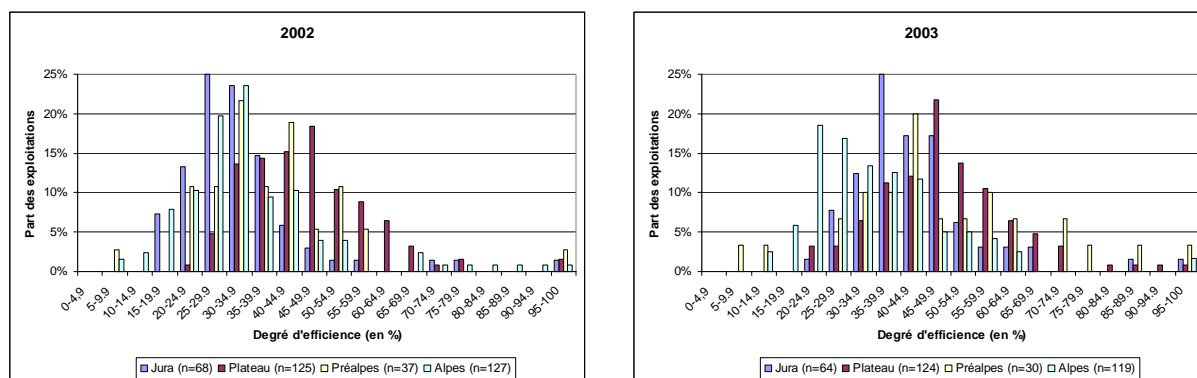


Figure 29 : Degrés d'efficacité 2002 et 2003 (MCO, modèle 2 régions)



Les figures 27 à 29 montrent les scores d'efficacité (non épurés) par région obtenus sur la base du modèle 2 « régions » pour les années 1998 à 2003 en utilisant la méthode MCO. Les résultats détaillés de l'analyse se trouvent dans les tableaux 17 à 20. En examinant les scores moyens d'efficacité sur l'ensemble de la période analysée, on constate que la région des Préalpes performe relativement bien en comparaison aux autres régions forestières en affichant un score moyen d'efficacité de 71,85%. Des raisons climatiques propices pourraient être à l'origine de ce bon résultat. Malgré ses conditions climatiques et topographiques favorables, la région du Plateau ne semble pas mieux performer que la région du Jura. En 2001, son score moyen d'efficacité n'est même que de 24,21%, ce qui pourrait être dû au fait que le Plateau a été particulièrement touché par Lothar. Enfin, l'efficacité moyenne des exploitations alpines semble généralement

plus basse que dans les autres régions. Cela s'explique certainement par les conditions climatiques et topographies exceptionnelles de cette région. Indiquons cependant que, vu les scores minima pour toute la période analysée, il existe des potentiels importants de gains d'efficacité dans toutes les régions. Pour une analyse détaillée des différences d'efficacité entre les régions, voir section 6.9.

Tableau 17 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCOB (modèle 2 Jura)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=83)	45,56%	41,23%	18,41%	5,72%	100%
1999 (n=77)	66,04%	65,03%	15,00%	34,16%	100%
2000 (n=74)	31,34%	28,63%	13,15%	10,28%	100%
2001 (n=67)	40,97%	38,01%	15,37%	18,64%	100%
2002 (n=68)	33,55%	30,92%	13,76%	16,27%	100%
2003 (n=64)	43,40%	40,86%	13,18%	24,57%	100%

Tableau 18 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCOB (modèle 2 Plateau)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=144)	36,82%	36,07%	9,39%	13,40%	100%
1999 (n=131)	55,88%	55,83%	12,98%	25,00%	100%
2000 (n=129)	44,61%	41,79%	16,34%	15,27%	100%
2001 (n=127)	24,21%	21,49%	12,46%	7,01%	100%
2002 (n=125)	46,64%	45,70%	13,15%	21,57%	100%
2003 (n=124)	49,11%	48,21%	13,74%	22,40%	100%

Tableau 19 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCOB (modèle 2 Préalpes)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=48)	71,85%	75,19%	17,02%	32,30%	100%
1999 (n=46)	49,40%	48,85%	15,14%	28,00%	100%
2000 (n=39)	48,88%	45,10%	18,44%	16,11%	100%
2001 (n=41)	33,20%	31,17%	15,83%	13,65%	100%
2002 (n=37)	38,60%	36,53%	15,06%	9,31%	100%
2003 (n=30)	48,64%	44,17%	20,33%	6,97%	100%

Tableau 20 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCOB (modèle 2 Alpes)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=126)	25,46%	23,68%	12,50%	8,64%	100%
1999 (n=122)	45,64%	44,15%	13,17%	15,08%	100%
2000 (n=126)	24,21%	22,55%	12,43%	6,44%	100%
2001 (n=127)	39,26%	35,78%	16,60%	5,90%	100%
2002 (n=127)	34,45%	31,81%	15,86%	8,06%	100%
2003 (n=119)	34,99%	32,39%	14,39%	12,28%	100%

Les figures 30 et 31 montrent les scores d'efficacité (non épurés) pour les exploitations touchées et non touchées par Lothar obtenus sur la base du modèle 2 « Lothar » pour les années 2000 à 2003 en appliquant la méthode MCOB. Les résultats détaillés de l'analyse se trouvent aux tableaux 21 et 22. En comparant les médianes (test de Wilcoxon-Mann-Whitney)

des scores d'efficacité obtenues par les exploitations touchées et pas touchées par l'ouragan, on constate qu'aucune différence significative n'existe aux niveaux de signification conventionnels pour les années 2000 et 2003. Par contre, cette différence est fortement significative ($p < 0,01$) en 2001 et 2002. Il semble donc que, vu les scores atteints, Lothar a eu un effet positif sur l'efficacité des exploitations touchées par l'ouragan. Le fait que cette différence n'est pas significative en 2000 ne fait que souligner l'importance extraordinaire des travaux de réparation et de remise en état qui ont suivi Lothar. En effet, dans un premier temps, il ne s'agissait que de « maîtriser » les dégâts causés par l'ouragan. Enfin, que les scores d'efficacité des exploitations qui n'ont pas été touchées par Lothar ne s'avèrent pas significativement différentes des scores des exploitations touchées par l'ouragan montre aussi l'effort particulier entrepris par ces dernières. Cet « avantage » semble cependant s'estomper à partir de 2003.

Figure 30 : Degrés d'efficacité 2000 et 2001 (MCOD, modèle 2 Lothar)

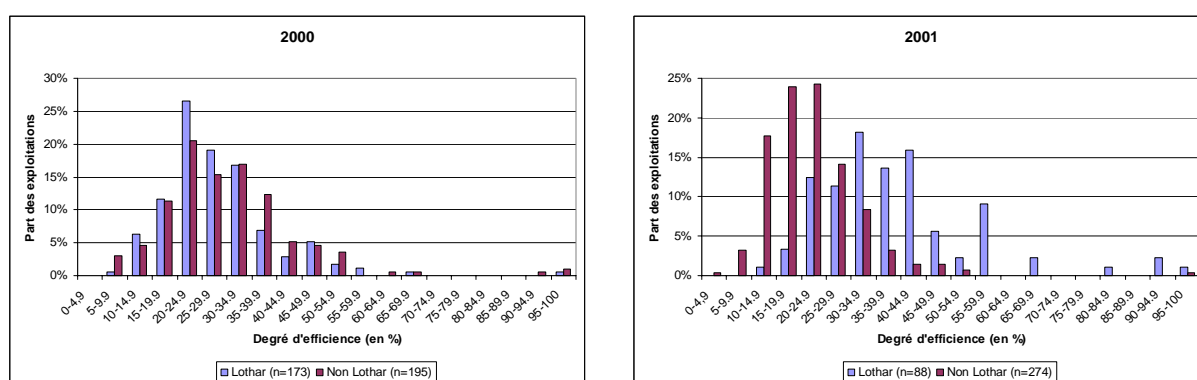


Figure 31 : Degrés d'efficacité 2002 et 2003 (MCOD, modèle 2 Lothar)

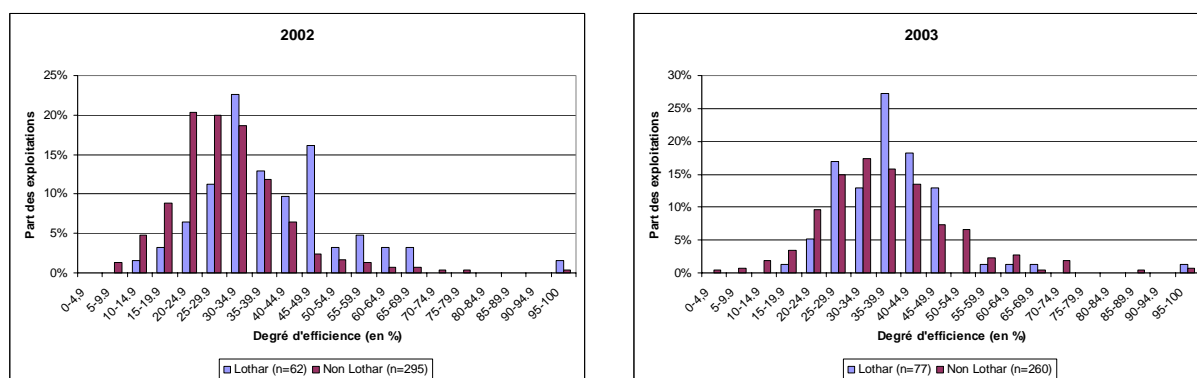


Tableau 21 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode MCO (modèle 2 Lothar)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
2000 (n=173)	28,19%	26,35%	11,45%	6,28%	100%
2001 (n=88)	39,46%	35,96%	16,36%	13,42%	100%
2002 (n=62)	39,56%	36,78%	14,26%	14,16%	100%
2003 (n=77)	37,90%	38,01%	11,43%	15,46%	100%

Tableau 22 : Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode MCO (modèle 2 Non Lothar)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
2000 (n=195)	30,24%	28,64%	13,86%	6,81%	100%
2001 (n=274)	22,09%	20,95%	9,82%	2,64%	100%
2002 (n=295)	30,15%	28,46%	11,69%	7,37%	100%
2003 (n=260)	37,04%	35,41%	13,93%	3,78%	100%

6.4.4 Estimation de l'efficience productive (SFA)

Une frontière stochastique a été estimée pour le modèle de base (modèle 1 épuré). L'hypothèse choisie pour la distribution du terme d'erreur lié à l'inefficience est celle de la distribution semi-normale. Le tableau 23 présente les résultats de l'estimation par le maximum de vraisemblance. On constate que, pour les années 1998 et 2000 à 2003, les estimations du paramètre de variation, gamma, sont significativement différentes de zéro, ce qui implique que les effets d'inefficience sont significatifs pour déterminer le niveau et la variation de l'output des exploitations forestières. Plus précisément, l'estimation de gamma pour l'année 1998 signifie que plus de 60% de la variation en output sont dues aux différences d'efficience technique. La partie restante (39,3%) est due à des facteurs au-delà du contrôle d'une exploitation. De l'autre côté, en 1999, le modèle semble attribuer 0% de la perturbation au terme d'inefficience.

Tableau 23 : SFA – Modèle normal / semi-normal

Modèle 1 épuré

Variable dépendante : ln (EX)

Variables	1998	1999	2000	2001	2002	2003
const.	1.017	0.731	-0.127	0.214	0.873	1.335
	(4.327)***	(1.531)	(-0.381)	(0.641)	(3.061)***	(4.736)***
ln (P)	0.445	0.351	0.505	0.421	0.352	0.318
	(17.146)***	(14.187)***	(15.769)***	(13.665)***	(12.835)***	(12.534)***
ln (V)	0.024	0.024	0.014	0.024	0.010	0.016
	(2.772)***	(2.600)***	(1.106)	(1.764)*	(0.860)	(1.358)
ln (PRT)	0.178	0.176	0.320	0.352	0.261	0.230
	(11.815)***	(11.815)***	(14.993)***	(13.851)***	(12.681)***	(11.721)***
ln (ADM)	0.155	0.225	0.103	0.070	0.168	0.188
	(8.964)***	(11.149)***	(4.519)***	(2.988)***	(7.899)***	(8.410)***
Sigma ²	0.266***	0.168***	0.632***	0.467***	0.454***	0.448***
Gamma	0.607***	0.000	0.776***	0.531***	0.678***	0.754***
Log likelihood	-198.722	-193.942	-303.939	-296.794	-260.269	-227.584
No. obs.	391	369	364	358	354	330

Entre parenthèses, les valeurs de t.

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Sigma² est sigma²(v) + sigma²(u), où v est la partie purement aléatoire distribuée de manière symétrique et u la composante avec une distribution asymétrique (*one-sided error term*).

Gamma est égal à sigma²(u)/[sigma²(v) + sigma²(u)].

Les scores d'efficacité obtenus sont des scores d'efficacité technique (tableau 24 et figures 32 à 34). Ils sont largement plus élevés qu'avec la méthode MCO où les scores moyens se situent entre 28,99% et 43,07% selon l'année considérée. Signalons encore une fois le cas très particulier de l'année 1999, où la méthode utilisée a identifié la présence majeure d'éléments aléatoires qui ne sont pas liés à de l'inefficacité (comme p.ex. l'ouragan Lothar) ; d'où un score moyen d'efficacité de presque 100% ! Notons encore que le recours à un modèle normal/exponentiel résulterait en des scores moyens encore plus élevés (et des écarts-type plus faibles), car il « écrase » les données à proximité de la frontière de manière plus marquée que le modèle normal/semi-normal comme utilisé ici.

Tableau 24 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode SFA (modèle 1 épuré)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
1998 (n=391)	74,65%	76,73%	9,73%	28,86%	90,69%
1999 (n=369)	99,83%	99,83%	0,00%	99,83%	99,83%
2000 (n=364)	61,64%	65,68%	16,24%	18,01%	87,73%
2001 (n=358)	70,02%	71,84%	9,92%	25,73%	86,28%
2002 (n=354)	67,61%	69,88%	12,73%	20,38%	90,00%
2003 (n=330)	66,55%	68,75%	14,22%	11,96%	89,21%

Figure 32 : Degrés d'efficacité technique 1998 et 1999 (SFA, modèle 1 épuré)

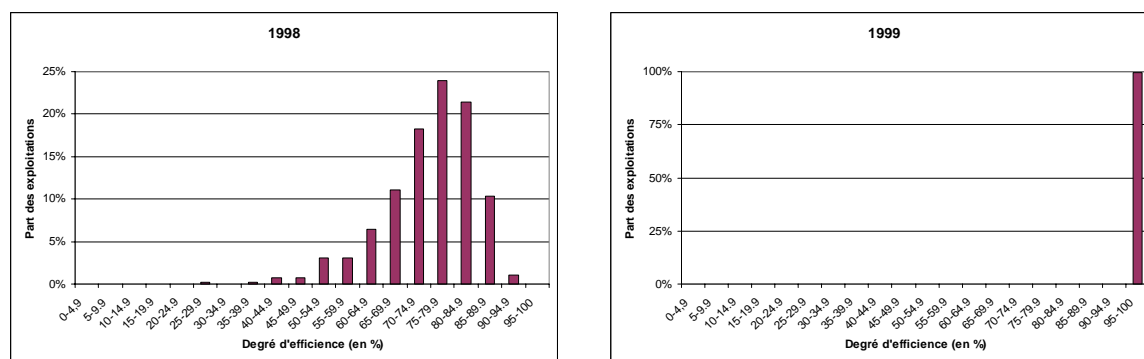


Figure 33 : Degrés d'efficacité technique 2000 et 2001 (SFA, modèle 1 épuré)

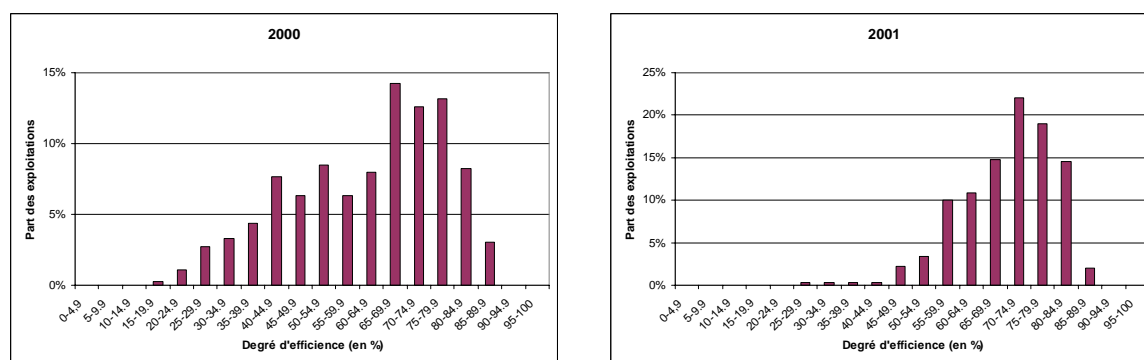
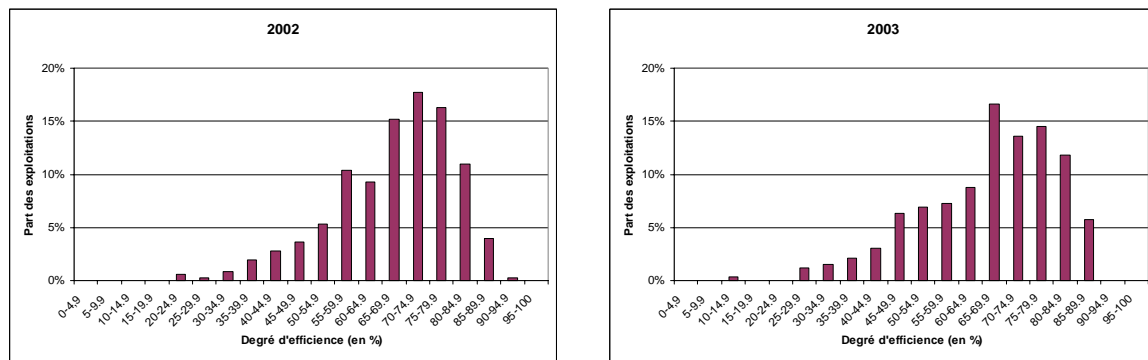


Figure 34 : Degrés d'efficacité technique 2002 et 2003 (SFA, modèle 1 épuré)

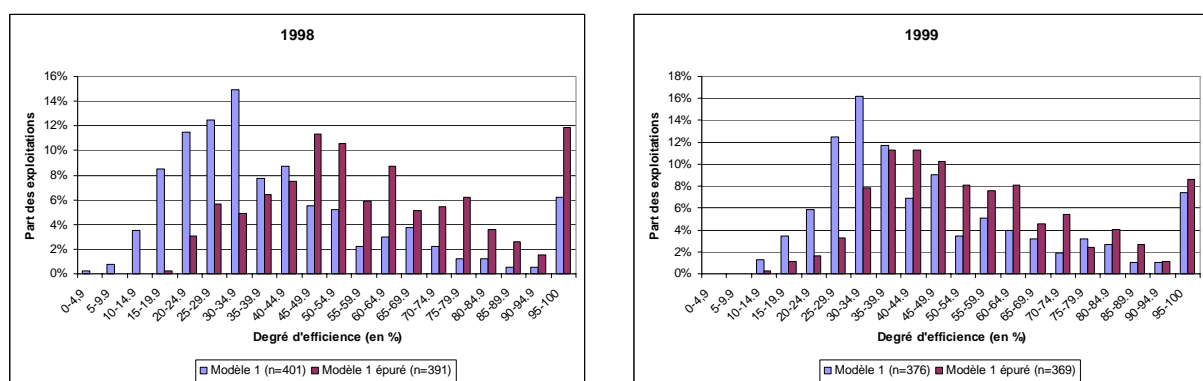


6.5 Résultats de l'analyse non paramétrique

6.5.1 Estimation de l'efficacité productive

Dans ce qui suit, sont présentés les résultats de l'analyse DEA orientée input et sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants. Les figures 35 à 37 montrent les scores d'efficacité technique atteints par les exploitations forestières publiques suisses entre 1998 et 2003 sur la base du modèle 1. Rappelons que la structure des données – il s'agit d'un panel non équilibré – ne permet pas, a priori, de se prononcer sur l'évolution de l'efficacité des exploitations. Des interprétations allant dans ce sens ne sont donc possibles que sous réserve.⁸⁵ Enfin, pour des raisons de comparaison avec les résultats obtenus dans le cadre de l'analyse MCOD où des modèles « épurés » ont été proposés, mais aussi pour contrôler la sensibilité de la méthode utilisée par rapport à l'élimination d'observations suspectes d'être des outliers, le modèle 1 sera également analysé sous sa forme épurée. Les résultats détaillés de l'analyse DEA orientée input sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants pour le modèle 1 se trouvent aux tableaux 25 et 26 (version épurée).

Figure 35 : Degrés d'efficacité technique 1998 et 1999 (DEA, CRS, modèle 1)



⁸⁵ Pour une analyse d'un panel équilibré formé de 300 exploitations, voir Schönenberger *et al.* (2009) et Mack et Schönenberger (2008).

Figure 36 : Degrés d'efficacité technique 2000 et 2001 (DEA, CRS, modèle 1)

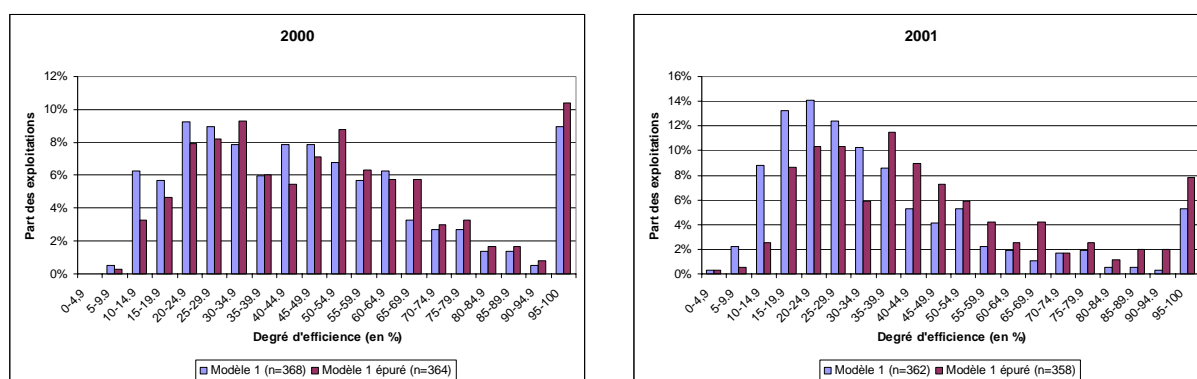
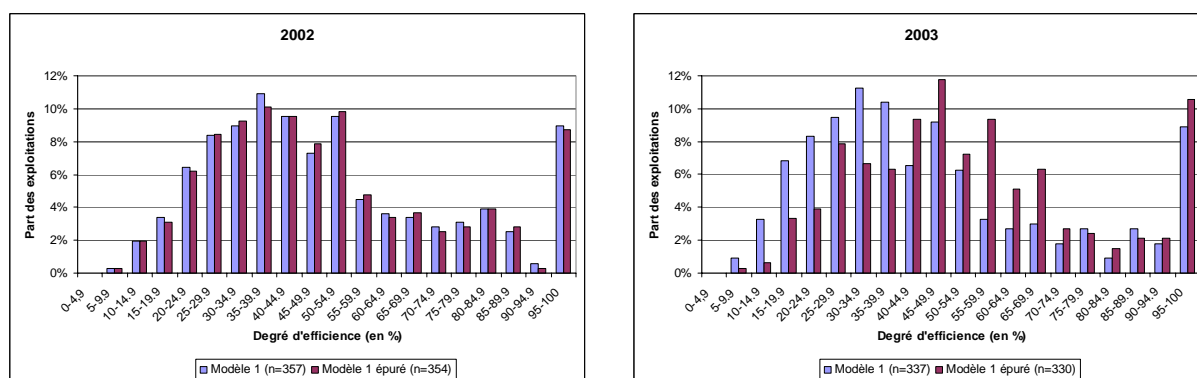


Figure 37 : Degrés d'efficacité technique 2002 et 2003 (DEA, CRS, modèle 1)



En se référant aux scores non corrigés du modèle 1, il s'avère qu'en 1998, un peu plus de 5% des exploitations affichent une production efficiente (= 100%). Pour ces observations qui constituent les unités de référence pour les exploitations non efficaces, l'analyse DEA ne peut identifier aucun potentiel d'amélioration. De l'autre côté, plus de 70% des exploitations affichent un score d'efficacité inférieur à 50% présentant ainsi des inefficiences importantes. En 1999, cette part est de 67% et presque 6% des exploitations ont une production efficiente. En outre, plus de la moitié des exploitations se trouvent dans les classes d'efficacité allant de 20% à 44,9%. La part des exploitations avec un score d'efficacité technique supérieur ou égal à 50% est de 40% en 2000 et plus de 8% des exploitations opèrent de manière efficiente. En 2001, seulement 21% des exploitations ont un score d'efficacité supérieur ou égal à 50% ; en outre, seulement 5% affichent une production efficiente. Enfin, la part des exploitations avec un score d'efficacité technique supérieur ou égal à 50% est de 43% en 2002 et de 34% en 2003 ; les exploitations avec une production efficiente sont respectivement de 8% et 7%.

Tableau 25 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 1)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=401)	41,23%	34,25%	22,68%	4,22%	100%	22 (3)
1999 (n=376)	47,17%	38,61%	22,96%	12,23%	100%	22 (0)
2000 (n=368)	47,11%	43,30%	25,01%	7,94%	100%	30 (7)
2001 (n=362)	36,08%	29,07%	22,59%	2,71%	100%	17 (4)
2002 (n=357)	50,55%	45,05%	23,93%	8,66%	100%	27 (3)
2003 (n=337)	46,69%	39,89%	25,02%	8,08%	100%	24 (3)

Le tableau 25 indique les résultats détaillés de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA en orientation input sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants pour le modèle 1. La moyenne des scores d'efficacité est de 41,23% en 1998 et dépasse les 50% en 2002. En 2001, cette moyenne n'est que légèrement supérieure à 36% mais retrouve ensuite des valeurs autour des 50%. Il se pourrait donc que Lothar a eu un effet négatif sur l'efficacité technique de l'ensemble des exploitations mais qui ne s'est fait sentir qu'avec une année de retard. Les valeurs de la médiane restent en dessous des valeurs des moyennes pendant toute la période analysée et les écarts-types se situent entre 22,59% et 25,02%, bien au-delà des valeurs obtenues dans le cadre de l'analyse MCO. L'observation des minima montre qu'une part non négligeable des exploitations atteint des scores d'efficacité inférieurs à 25%, possédant donc un potentiel considérable pour des gains d'efficacité. De nouveau, la valeur des maxima ne nécessite aucun commentaire particulier, car ce sont ces observations-là qui déterminent la frontière d'efficacité. La colonne de droite indique le nombre total d'exploitations efficaces (= 100%). Les valeurs entre parenthèses indiquent le nombre d'exploitations efficaces par défaut, ne dominant aucune exploitation.

Tableau 26 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 1 épuré)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=391)	59,52%	55,31%	22,10%	17,66%	100%	33 (4)
1999 (n=369)	56,14%	52,07%	21,11%	14,81%	100%	27 (1)
2000 (n=364)	50,96%	48,91%	25,08%	8,22%	100%	35 (8)
2001 (n=358)	45,71%	39,85%	24,75%	4,94%	100%	27 (2)
2002 (n=354)	50,49%	45,43%	23,73%	8,70%	100%	26 (4)
2003 (n=330)	54,12%	49,94%	23,40%	8,55%	100%	26 (2)

Le tableau 26 montre les résultats corrigés de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA pour le modèle 1. Les scores s'avèrent être supérieurs aux scores obtenus à travers le modèle non corrigé, sauf pour l'année 2002. Cette différence est plus marquée en début de la période observée (1998 et 1999) que par la suite. Ainsi, en 1998, la moyenne des scores d'efficacité est 1,4 fois plus élevée que dans le cas du modèle non corrigé. En 2001, les scores corrigés sont 27% plus élevés que les scores non corrigés, alors qu'ils étaient encore 179% plus élevés dans le cadre de l'analyse MCO. Comme on pouvait s'y attendre, la méthode non paramétrique DEA s'avère donc beaucoup moins sensible par rapport aux valeurs extrêmes que la méthode paramétrique déterministe (MCO) utilisée dans le cadre de ce travail.

Tableau 27 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 1bis)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=401)	43,75%	35,14%	24,54%	4,22%	100%	29 (5)
1999 (n=376)	49,77%	40,51%	25,12%	13,17%	100%	35 (4)
2000 (n=368)	51,39%	48,28%	27,48%	7,94%	100%	44 (9)
2001 (n=362)	40,74%	32,33%	26,80%	2,71%	100%	39 (11)
2002 (n=357)	51,87%	46,55%	24,79%	8,66%	100%	32 (2)
2003 (n=337)	48,39%	41,13%	26,49%	8,08%	100%	35 (7)

Le tableau 27 présente les résultats du modèle 1bis (avec la variable subventions). La comparaison des médianes (test de Wilcoxon-Mann-Whitney) des scores d'efficacité du modèle 1bis avec ceux du modèle 1 montre qu'aucune différence significative n'existe pour les années 1998/1999 et 2002/2003. De l'autre côté, cette différence est à la limite de la signification ($p < 0,07$) en 2000 et 2001 (rappelons qu'elle a été fortement significative entre 2000 et 2002 dans le cadre de l'analyse MCO). Cependant, vu les scores du modèle 1bis et en acceptant la signification limite, il semblerait que cette fois-ci les subventions aient exercé un effet positif sur l'efficacité technique des exploitations pendant ces années-là.

6.5.2 Estimation de l'efficacité nette

Pour prendre en compte l'effet des variables environnementales, c'est-à-dire des facteurs exogènes hors du contrôle de la gestion d'une exploitation susceptibles d'influencer sa performance, nous essayerons d'expliquer les scores obtenus à travers l'analyse DEA en utilisant l'analyse de régression en deuxième étape. Comme les scores d'efficacité des modèles DEA traditionnels sont censurés à 1, la régression par les MCO risque de fournir des estimations biaisées et non convergentes. Pour éviter ce problème, plusieurs études font appel au modèle de régression Tobit à variable dépendante censurée dans le cadre de l'analyse en deux étapes (Brázdík, 2006 ; Otsuki, 2001). Dans le cadre de ce travail, nous évitons ce problème en utilisant les scores de la superefficacité (SEff) qui ne sont pas bornés à 1 (cf. section 3.3.2.2.2) ; ainsi nous pouvons recourir à l'analyse MCO (Lissitsa *et al.*, 2005).⁸⁶ Le résumé de l'analyse DEA de superefficacité sur la base du modèle 1 épuré se trouve dans le tableau 28.⁸⁷ Il n'est pas surprenant de voir les moyennes des scores d'efficacité augmenter car, rappelons-le, le score de superefficacité d'une firme inefficace ne sera pas différent du score d'efficacité standard pendant qu'une exploitation efficace peut obtenir un score de superefficacité supérieur à 1 (100%). Les valeurs des médianes ne changent pas pendant que les écarts-types augmentent fortement. Les exploitations les plus efficaces atteignent maintenant des scores allant de 260,15% en 2001 à 992,66% en 1999.

⁸⁶ Les résultats de l'analyse multivariée de type Tobit régressant les scores d'efficacité technique (modèle 1 épuré, hypothèse CRS) compris entre 0 et 1 sur les différents critères retenus, sont toutefois représentés dans l'annexe 3. La lecture détaillée du tableau indique une large cohérence avec les résultats trouvés par l'analyse MCO sur la base des scores de la superefficacité.

⁸⁷ Comme le fit de la régression en deuxième étape (*infra*) a été légèrement meilleur pour le modèle épuré et pour ne pas surcharger le lecteur, c'est uniquement le modèle épuré qui sera retenu ici. Cependant, dans la comparaison ultérieure des résultats obtenus par les deux méthodes utilisées (MCO, DEA), nous nous référerons également aux scores obtenus sur la base du modèle 1 (non épuré).

Tableau 28 : Résultats de l'analyse de superefficience par la méthode DEA (CRS, modèle 1 épuré)

Année	Moyenne	Médian e	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=391)	63,95%	55,31%	48,91%	17,66%	838,96%	33 (4)
1999 (n=369)	63,02%	52,07%	65,26%	14,81%	992,66%	27 (1)
2000 (n=364)	57,90%	48,91%	61,59%	8,22%	768,18%	35 (8)
2001 (n=358)	49,36%	39,85%	36,74%	4,94%	260,15%	27 (2)
2002 (n=354)	55,85%	45,43%	46,89%	8,70%	522,74%	26 (4)
2003 (n=330)	58,21%	49,94%	38,02%	8,55%	321,04%	26 (2)

Les résultats de l'analyse de régression en deuxième étape pour les scores de superefficience du modèle 1 épuré sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants sont présentés au tableau 29. Le modèle explique entre 8% et 39% de la variance (du logarithme) des scores d'efficience des exploitations selon l'année considérée.

Tableau 29 : Régression en deuxième étape

Variable expliquée :

ln (ScoreSEff_M1épuré_CRS)

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance (2003)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Var. explicatives						
const.	0.032	-0.143	-0.433	-0.785	-0.619	-0.748
	(0.189)	(-0.676)	(-1.654)*	(-2.668)***	(-1.813)*	(-1.996)**
ln (S)	-0.025	-0.024	-0.006	-0.042	-0.076	-0.010
	(-2.405)**	(-2.094)**	(-0.550)	(-1.974)**	(-2.305)**	(-0.460)
ln (SFPR)	-0.034	-0.039	-0.030	0.010	0.059	-0.013
	(-1.229)	(-1.219)	(-0.853)	(0.223)	(1.229)	(-0.226)
ln (ACRREEL)	-0.009	0.034	0.029	0.200	0.208	0.194
	(-0.321)	(0.673)	(0.389)	(2.543)**	(2.467)**	(1.757)*
LOT			0.181	0.363	0.275	0.192
			(2.958)***	(4.988)***	(3.481)***	(3.048)***
R2	0.012	0.014	0.027	0.022	0.015	-0.056
	(0.204)	(0.210)	(0.352)	(0.265)	(0.177)	(-0.789)
R3	-0.077	0.052	-0.123	-0.141	0.127	-0.307
	(-1.016)	(0.586)	(-1.205)	(-1.227)*	(1.104)	(-2.334)**
R4	-0.319	-0.127	-0.643	-0.363	-0.169	-0.256
	(-4.844)***	(-1.570)	(-6.751)***	(-3.724)***	(-1.591)	(-2.683)***
R ² ajusté	0.19	0.08	0.39	0.33	0.18	0.18
Test F	16.12	6.54	33.93	25.90	11.80	11.60
No. obs.	391	369	364	358	354	330

Entre parenthèses, les valeurs de t.

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Les coefficients attachés à la variable subventions (S) sont négatifs et significatifs sauf en 2000 et 2003. En 1998, par exemple, une augmentation de 1% des subventions entraîne en moyenne, toutes choses égales par ailleurs, une diminution de 0,025% de l'efficience des exploitations. L'effet négatif des subventions sur l'efficience met une fois de plus en question

le système de subventions en place (cf. 6.4.1, modèle 1bis). De nouveau, que l'effet soit plus fort en 2002 (une augmentation de 1% des subventions entraîne une diminution de 0,076% de l'efficacité) pourrait s'expliquer, par exemple, par une mise en place tardive ou des délais d'indemnisation longs dus à des complications administratives du système de subventions forfaitisées qui accompagnait la réparation des dégâts causés par Lothar. En effet, en 2000, année qui suivait Lothar, mais aussi en 2003, les subventions versées au niveau de la production de bois ne semblent pas jouer un rôle significatif.

Les estimations des coefficients attachés à la surface forestière productive (SFPR) n'apparaissent pas comme étant significatifs. Cependant, en considérant la terre comme un input traditionnel, le signe négatif des coefficients en 1998-2000 et 2003 semble logique.⁸⁸

Le coefficient attaché à la variable accroissement réel (ACRREEL) ne devient significatif qu'après l'ouragan Lothar (2001-2003). Par exemple, en 2001, une augmentation de 1% de l'accroissement réel entraîne en moyenne, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 0,2% de l'efficacité des exploitations. Le fait que cette variable ne soit pas significative avant Lothar pourrait être lié à la « sous-exploitation » chronique des forêts suisses. De l'autre côté, le dispositif extraordinaire qui a été mis en place (main-d'œuvre, véhicules et machines) pour évacuer le bois renversé par Lothar a peut-être également permis de mieux faire face à l'augmentation de l'exploitation entraînée par l'accroissement réel.

Les coefficients attachés à la variable binaire Lothar, introduite dès 2000, sont tous très significatifs. En 2000, par exemple, les exploitations touchées par Lothar ont été en moyenne 18,1% plus efficaces que celles qui n'ont pas été touchées par l'ouragan. En cohérence avec les résultats déjà obtenus, cet effet positif semble encore plus marqué en 2001, où une exploitation touchée par l'ouragan a été en moyenne 36,3% plus efficace qu'une exploitation qui n'a pas été touchée par Lothar.

Comme déjà dans le cadre du modèle 2 de l'analyse paramétrique, le modèle de régression en deuxième étape permet de saisir les changements d'ordonnée à l'origine associés aux changements de région ; la région forestière du Jura (R1) sert comme référence. Contre toute attente, l'emplacement d'une exploitation dans la région du Plateau ne semble pas influencer l'efficacité des exploitations. En effet, une exploitation de la région du Plateau n'affiche aucun avantage significatif par rapport à une exploitation de la région jurassienne. Pour les années après Lothar (dès 2000), cela pourrait aussi être lié au fait que la région forestière du Plateau a été particulièrement touchée par l'ouragan, effet déjà pris en compte par la variable Lothar. Les valeurs négatives des coefficients estimés de R3 (Préalpes) pour les années 1998, 2000, 2001 et 2003 – significatifs en 2001 et 2003 – semblent une fois de plus confirmer les conditions relativement plus difficiles de cette région. Enfin, les coefficients négatifs et significatifs (1998, 2000, 2001 et 2003) associés à la région forestière des Alpes soulignent

⁸⁸ Notons ici que pour cerner la relation entre la taille d'une exploitation et son efficacité et pour capter l'éventuelle présence de non-linéarités, l'expression quadratique de la variable SFPR a été rajoutée et testée dans le modèle. Cependant, aucun résultat probant et conforme à la théorie économique n'a été trouvé.

les conditions de travail constamment difficiles dans cette région, péjorant ainsi l'efficacité des exploitations.

Les résultats détaillés de l'analyse de l'efficacité nette en deux étapes (DEA/MCO) sur la base du modèle 1 épuré sont présentés au tableau 30. Si la moyenne des scores d'efficacité nette est encore de 56,70% en 1998, elle diminue à 40,12% en 2001, pour atteindre de nouveau 51,07% en 2003. Il semble donc que l'ouragan Lothar aurait plutôt eu un effet négatif sur l'efficacité de l'ensemble des exploitations analysées, car la dégradation survient justement après Lothar. Néanmoins, rappelons-le, vu la structure des données, il est difficile de tirer des conclusions fiables sur l'évolution de l'efficacité des exploitations.⁸⁹ Sur toute la période analysée, les valeurs de la médiane se trouvent en dessous des valeurs des moyennes et les écarts-types des scores moyens d'efficacité se situent entre 18,35% et 23,83%. Les minima confirment l'existence d'un potentiel important de gains d'efficacité. Comme les scores d'efficacité ont été normés à 1 (100%), les valeurs des maxima sont logiques. Le nombre d'exploitations efficaces (= 100%) est indiqué dans la colonne de droite et varie entre 13 et 27.

Tableau 30 : Résultats de l'analyse d'efficacité en deux étapes (DEA SEff, CRS, modèle 1 épuré / MCO)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficace
1998 (n=391)	56,70%	54,07%	18,35%	17,23%	100%	13
1999 (n=369)	54,93%	51,11%	19,62%	12,55%	100%	14
2000 (n=364)	44,99%	40,14%	20,00%	11,67%	100%	15
2001 (n=358)	40,12%	32,29%	22,89%	6,20%	100%	19
2002 (n=354)	47,07%	41,71%	22,26%	6,87%	100%	17
2003 (n=330)	51,07%	44,50%	23,83%	8,63%	100%	27

Les figures 38 à 40 montrent les degrés d'efficacité nette obtenus par les exploitations forestières publiques suisses entre 1998 et 2003 par l'analyse en deux étapes. En 1998, plus de 58% des exploitations obtiennent un score d'efficacité nette supérieur ou égal à 50% et seulement huit exploitations (2,0%) affichent des scores inférieurs à 25%. Cette répartition ne change que légèrement en 1999, où 53% des exploitations obtiennent un score d'efficacité nette supérieur ou égal à 50% et seulement dix exploitations (2,7%) affichent des scores inférieurs à 25%. Entre 2000 et 2002, la part des exploitations avec des scores supérieurs ou égaux à 50% ne dépasse pas les 35% et plus d'un quart des exploitations affichent des scores inférieurs à 25% en 2001. En 2003, la part des exploitations avec un score d'efficacité nette supérieur ou égal à 50% dépasse les 42% et environ 8% des exploitations affichent des scores inférieurs à 25%.

⁸⁹ Pour une analyse d'un panel équilibré formé de 300 exploitations, voir Schönenberger *et al.* (2009) et Mack et Schönenberger (2008).

Figure 38 : Degrés d'efficacité nette 1998 et 1999 (DEA CRS / MCO, modèle 1 épuré)

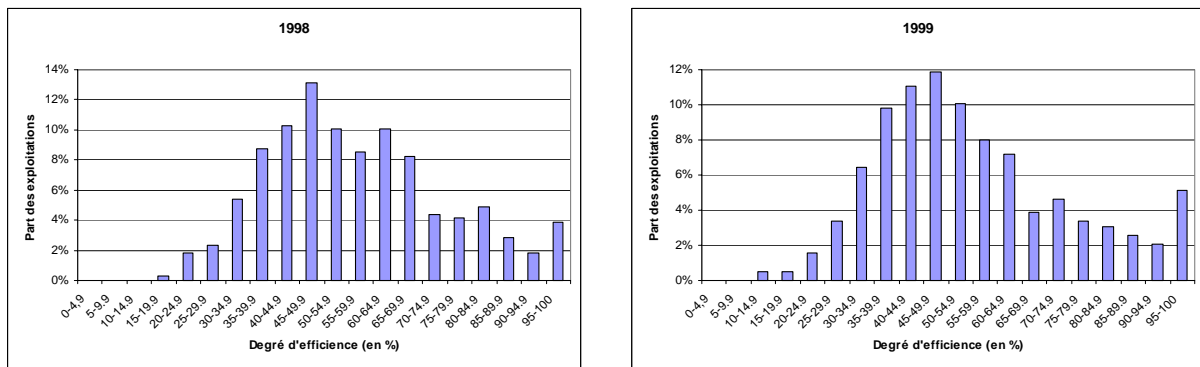


Figure 39: Degrés d'efficacité nette 2000 et 2001 (DEA CRS / MCO, modèle 1 épuré)

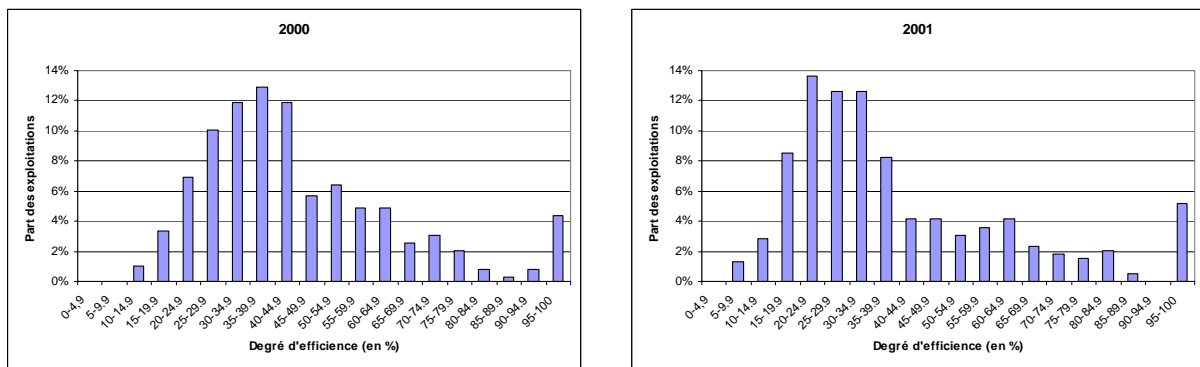
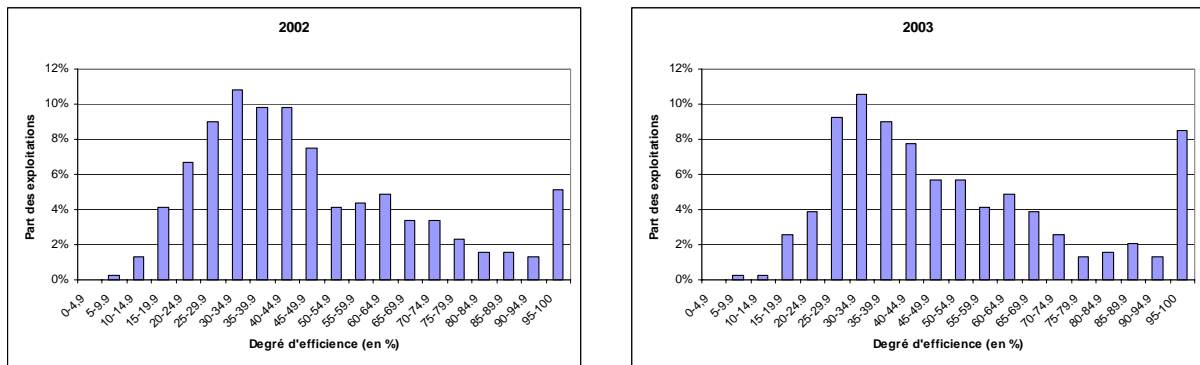


Figure 40 : Degrés d'efficacité nette 2002 et 2003 (DEA CRS / MCO, modèle 1 épuré)



Les figures 41 à 43 montrent les scores d'efficacité par région obtenus sur la base du modèle 2 « régions » pour les années 1998 à 2003 en appliquant la méthode DEA. Les résultats détaillés de l'analyse se trouvent aux tableaux 31 à 34. D'emblée, on peut remarquer que l'interprétation donnée dans le cadre de l'analyse MCO reste valable dans ses grandes lignes, tout en se rappelant les particularités des méthodes utilisées.

Figure 41 : Degrés d'efficacité 1998 et 1999 (DEA, CRS, modèle 2 régions)

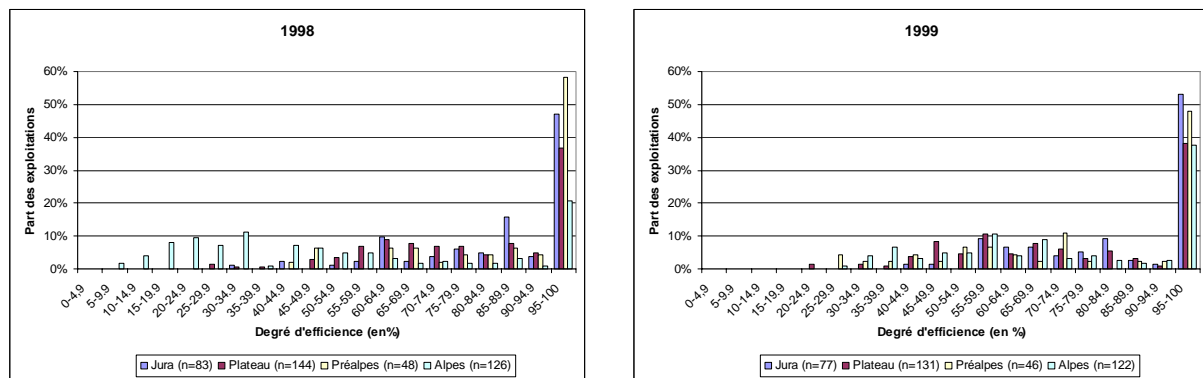


Figure 42 : Degrés d'efficacité 2000 et 2001 (DEA, CRS, modèle 2 régions)

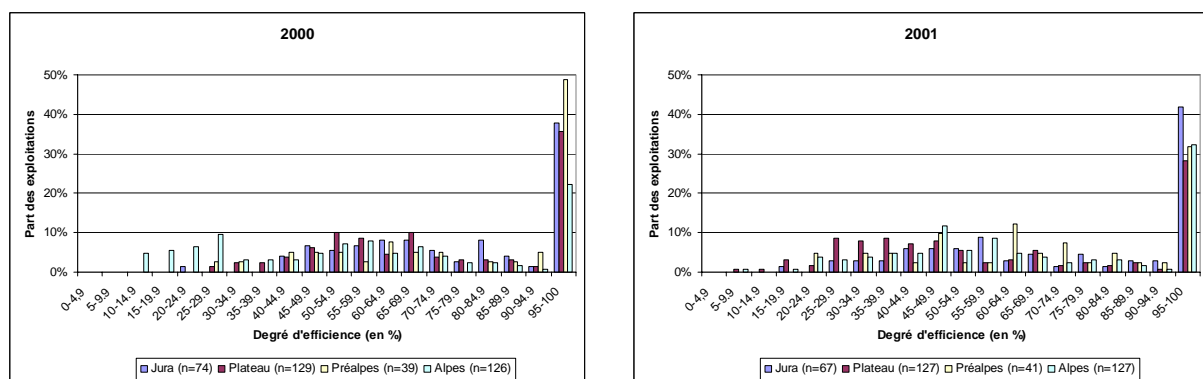
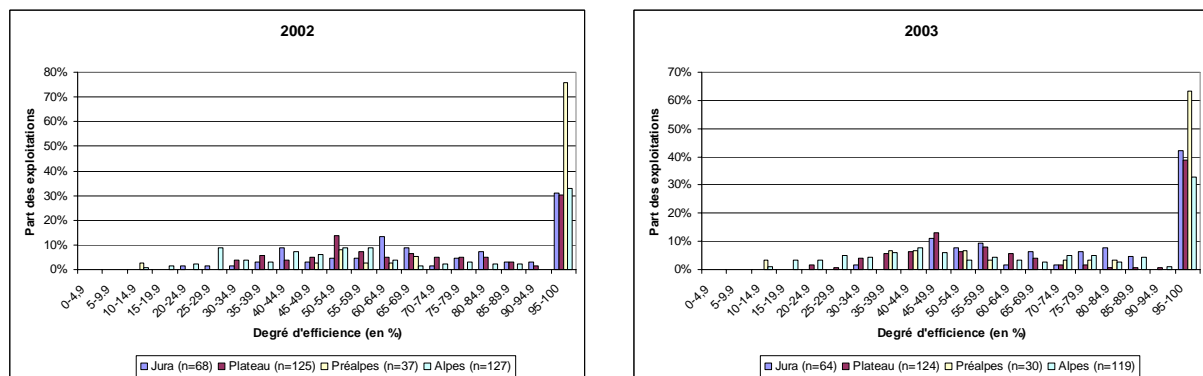


Figure 43 : Degrés d'efficacité 2002 et 2003 (DEA, CRS, modèle 2 régions)



En observant les scores moyens d'efficacité sur l'ensemble de la période analysée, on constate à nouveau que la région des Préalpes semble mieux performer que les autres régions forestières. En 2002, cette région se démarque même nettement des autres régions avec une moyenne d'efficacité de 88,39%. De nouveau, des raisons climatiques propices pourraient être à l'origine de ce bon résultat. Néanmoins, vu le nombre restreint d'observations pour la région en question, il ne faut pas sous-estimer le faible pouvoir discriminatoire du modèle. Comme déjà constaté, la région du Plateau ne semble pas procurer plus d'efficacité en moyenne que la région du Jura et cela malgré ses conditions climatiques et topographiques plus favorables. En 2001, son score moyen d'efficacité n'est que de 61,25%, ce qui pourrait s'expliquer par le fait que le Plateau a été particulièrement ravagé par Lothar. Rappelons ici que le modèle analysé n'intègre pas l'effet Lothar. Comme déjà observé auparavant,

l'efficacité moyenne des exploitations de la région des Alpes semble généralement plus basse que dans les autres régions, ce qui s'explique certainement par les conditions climatiques et topographiques très difficiles dans cette région. Finalement, signalons à nouveau que, vu les scores minima pour toute la période analysée, des potentiels de gains d'efficacité existent dans toutes les régions. Néanmoins, les scores minima des exploitations de la région Jura sont de 42,25% en 1999 et ceux des Préalpes de 41,24% en 1998. Pour une analyse détaillée des différences d'efficacité entre les régions, voir section 6.9.

Tableau 31 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Jura)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=83)	86,57%	90,02%	16,42%	34,52%	100%	37 (10)
1999 (n=77)	85,83%	100%	17,34%	42,25%	100%	40 (15)
2000 (n=74)	77,78%	81,20%	20,95%	24,07%	100%	27 (6)
2001 (n=67)	74,60%	78,58%	25,72%	17,99%	100%	27 (9)
2002 (n=68)	73,21%	70,95%	23,01%	24,63%	100%	20 (4)
2003 (n=64)	79,25%	83,84%	20,97%	34,36%	100%	26 (10)

Tableau 32 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Plateau)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=144)	80,66%	84,24%	18,78%	29,19%	100%	46 (15)
1999 (n=131)	76,02%	76,32%	22,40%	23,09%	100%	47 (20)
2000 (n=129)	74,21%	70,49%	22,84%	25,31%	100%	43 (7)
2001 (n=127)	61,25%	51,47%	29,23%	8,81%	100%	35 (10)
2002 (n=125)	71,77%	69,81%	22,80%	30,09%	100%	33 (6)
2003 (n=124)	70,46%	63,85%	26,00%	21,62%	100%	45 (20)

Tableau 33 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Préalpes)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=48)	87,33%	100%	17,59%	41,24%	100%	26 (8)
1999 (n=46)	78,20%	91,12%	24,19%	28,41%	100%	19 (6)
2000 (n=39)	80,06%	94,37%	23,59%	27,96%	100%	18 (5)
2001 (n=41)	71,12%	70,12%	25,29%	21,32%	100%	13 (1)
2002 (n=37)	88,39%	100%	21,64%	14,45%	100%	25 (11)
2003 (n=30)	81,96%	100%	26,64%	13,31%	100%	18 (8)

Tableau 34 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Alpes)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=126)	52,80%	45,28%	30,53%	8,31%	100%	24 (5)
1999 (n=122)	74,15%	72,76%	23,95%	29,11%	100%	46 (11)
2000 (n=126)	58,15%	57,76%	29,30%	11,03%	100%	27 (5)
2001 (n=127)	67,25%	62,04%	27,11%	6,77%	100%	39 (8)
2002 (n=127)	66,12%	59,94%	28,22%	14,27%	100%	40 (7)
2003 (n=119)	67,39%	70,83%	28,79%	14,19%	100%	38 (11)

Les figures 44 et 45 montrent les scores d'efficacité pour les exploitations touchées et non touchées par l'ouragan Lothar obtenus sur la base du modèle 2 « Lothar » pour les années 2000 à 2003 en utilisant la méthode DEA. Les résultats détaillés de l'analyse se trouvent aux tableaux 35 et 36. En comparant les médianes (test de Wilcoxon-Mann-Whitney) des scores d'efficacité obtenus par les exploitations touchées et non touchées par Lothar, nous pouvons conclure qu'il existe une différence significative entre les médianes au seuil de signification de 1% pour les années 2000 à 2002 et au seuil de 5% en 2003. Vu les scores atteints, il semble donc que Lothar a eu un impact positif sur l'efficacité des exploitations touchées par l'ouragan. Ce résultat a déjà été obtenu dans le cadre de l'analyse MCO. Rappelons quand même que les différences des médianes ne se sont pas révélées significatives en 2000 et 2003. Néanmoins, l'effet positif observé semble également s'affaiblir en 2003 dans le cadre de l'analyse DEA.

Figure 44 : Degrés d'efficacité 2000 et 2001 (DEA, CRS, modèle 2 Lothar)

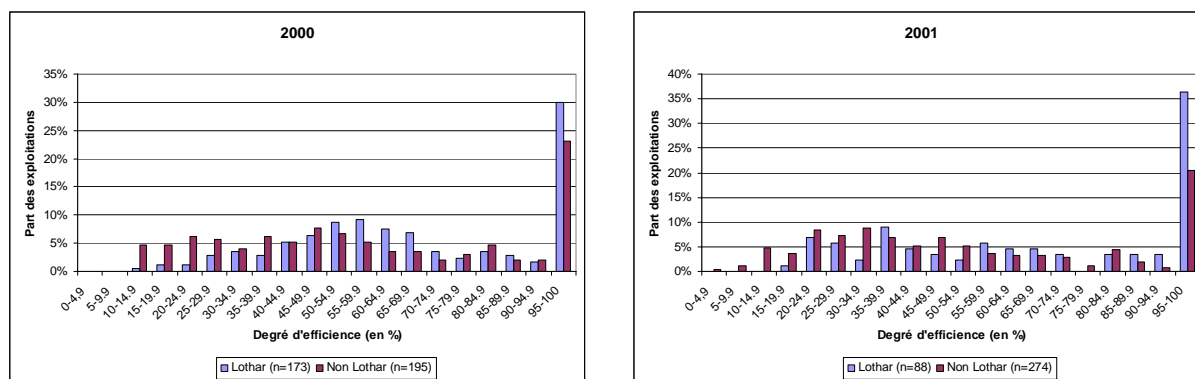


Figure 45 : Degrés d'efficacité 2002 et 2003 (DEA, CRS, modèle 2 Lothar)

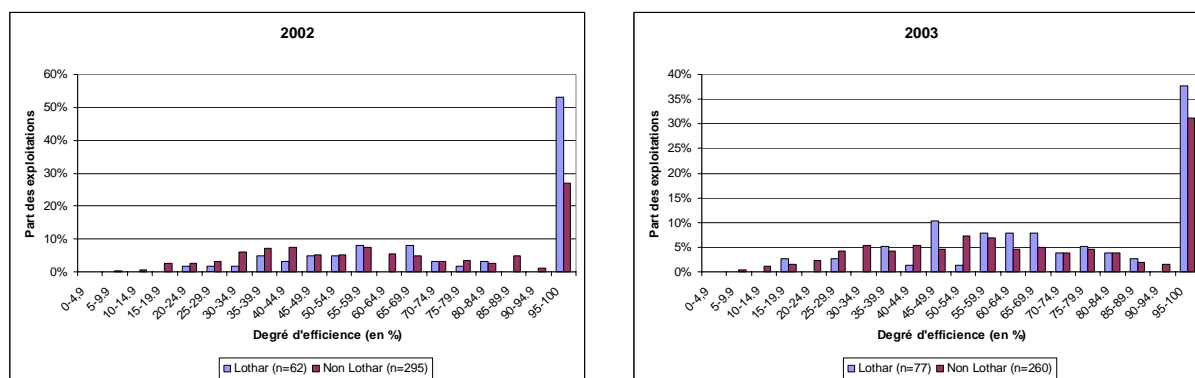


Tableau 35 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Lothar)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
2000 (n=173)	69,43%	68,29%	24,84%	11,97%	100%	49 (9)
2001 (n=88)	69,00%	69,19%	29,20%	17,21%	100%	31 (8)
2002 (n=62)	79,01%	100%	24,95%	24,69%	100%	32 (12)
2003 (n=77)	73,94%	73,61%	24,53%	17,69%	100%	29 (9)

Tableau 36 : Résultats de l'analyse d'efficacité par la méthode DEA (CRS, modèle 2 Non Lothar)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
2000 (n=195)	59,39%	54,05%	29,58%	10,28%	100%	42 (5)
2001 (n=274)	54,44%	48,35%	29,85%	2,80%	100%	49 (11)
2002 (n=295)	65,00%	62,17%	27,26%	8,97%	100%	72 (16)
2003 (n=260)	67,56%	66,37%	27,20%	9,28%	100%	70 (21)

6.5.3 Hypothèse de rendements d'échelle variables

Jusqu'à présent, nous avons analysé l'efficacité des exploitations forestières publiques suisses en comparant des unités de petite taille avec des unités de grande taille. Cependant, il devrait être possible de déterminer une taille optimale (exprimée par la surface forestière productive) à partir de laquelle une exploitation est capable de profiter d'économies d'échelle. De manière générale, la non prise en compte d'économies ou de déséconomies d'échelle pour l'ensemble des exploitations peut donc s'avérer inappropriée et risque de mal représenter le processus de production de l'économie forestière. Comme décrit au chapitre 3 (section 3.3.2.1.2), l'analyse DEA permet de déterminer les scores d'efficacité sous l'hypothèse des rendements d'échelle variables dans la production (modèle BCC). Dans ce qui suit, sont présentés d'abord les résultats de l'analyse VRS pour la détermination de l'efficacité technique (modèle 1), puis les résultats pour l'efficacité nette (DEA/MCO, modèle 1 épuré). Ces derniers sont obtenus sur la base des résultats de l'analyse de régression en deuxième étape pour les scores de superefficacité du modèle 1 épuré sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables. Rappelons qu'à cause d'un meilleur ajustement de la frontière d'efficacité par rapport aux observations, les scores d'efficacité des modèles DEA sous l'hypothèse des rendements d'échelle variables seront en moyenne plus élevés que les scores obtenus sous l'hypothèse des rendements d'échelle constants. Autrement dit, les exploitations analysées dans le cadre du modèle BCC (VRS) obtiendront en moyenne des scores supérieurs aux scores obtenus dans le cadre du modèle CCR (CRS).

Les figures 46 à 48 montrent les scores d'efficacité technique atteints par les exploitations forestières publiques suisses entre 1998 et 2003 sur la base du modèle 1 et sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables. Pour des raisons de comparabilité, les scores épurés sont à nouveau présentés en parallèle avec les scores non épurés. Les résultats détaillés de l'analyse DEA orientée input sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables pour le modèle 1 se trouvent aux tableaux 37 et 38 (modèle épuré).

Figure 46 : Degrés d'efficacité technique 1998 et 1999 (DEA, VRS, modèle 1)

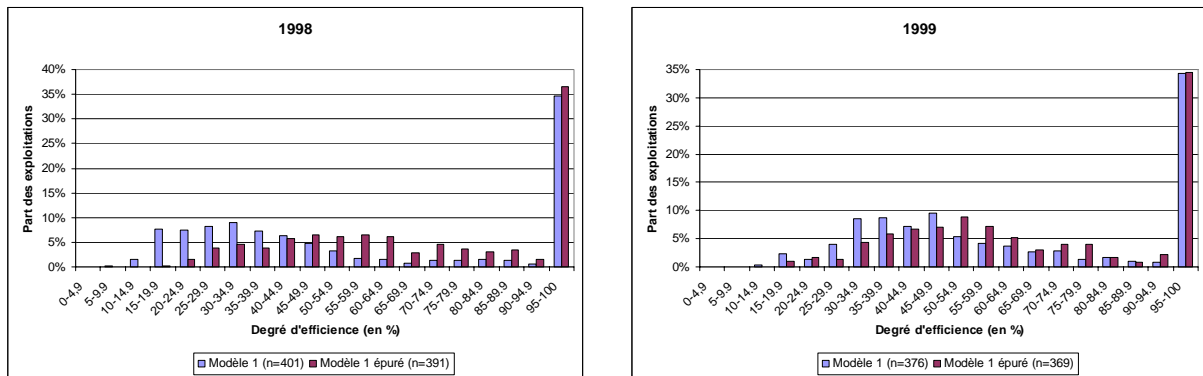


Figure 47 : Degrés d'efficacité technique 2000 et 2001 (DEA, VRS, modèle 1)

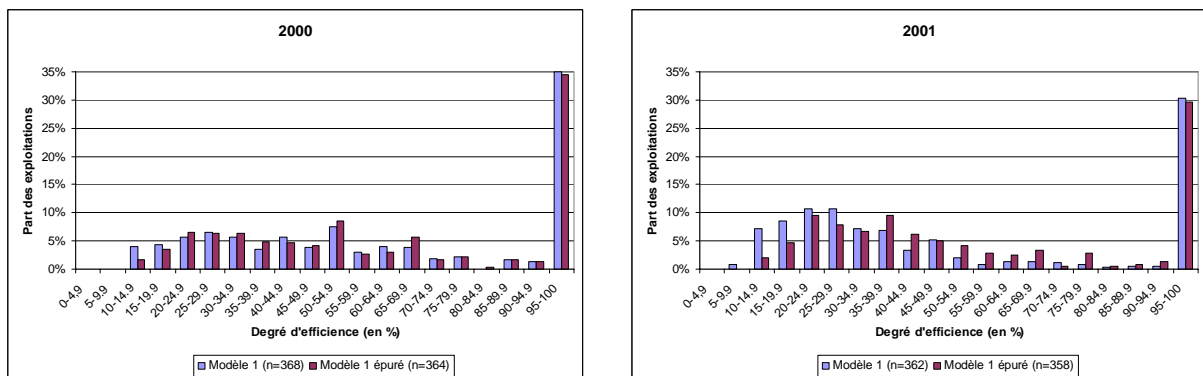
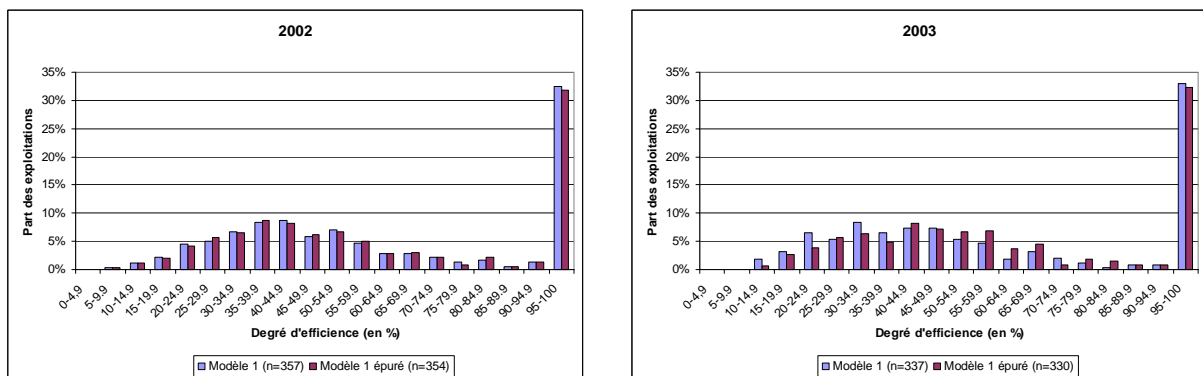


Figure 48 : Degrés d'efficacité technique 2002 et 2003 (DEA, VRS, modèle 1)



Si on se réfère aux scores non corrigés du modèle 1, on constate qu'en 1998, environ 34% des exploitations affichent une production efficiente (= 100%). Pour comparaison, cette part était de seulement 5% sous l'hypothèse des rendements d'échelle constants. De l'autre côté, plus de la moitié des exploitations (plus de 70% sous l'hypothèse CRS) affichent un score d'efficacité inférieur à 50% présentant ainsi des inefficiences importantes. En 1999, cette part descend à 42% ; de nouveau, 34% des exploitations ont une production efficiente. De plus, plus de la moitié des exploitations se trouvent dans les classes d'efficacité allant de 25% à 64,9%. La part des exploitations avec un score d'efficacité supérieur ou égal à 50% est de 61% en 2000 et 35% des exploitations opèrent de manière efficiente. En 2001, 39% des exploitations ont un score d'efficacité supérieur ou égal à 50% et 30% affichent une production efficiente. Enfin, la part des exploitations avec un score d'efficacité supérieur ou

égal à 50% est de 57% en 2002 et de 53% en 2003. Les exploitations avec une production efficiente sont respectivement de 32% et 33%.

Le tableau 37 montre les résultats détaillés de l'analyse d'efficience par la méthode DEA en orientation input sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables pour le modèle 1. La moyenne des scores d'efficience dépasse les 59%, sauf en 2001 (53,00%). Ainsi, les scores sont en moyenne 37% plus élevés que ceux obtenus sous l'hypothèse des rendements d'échelle constants. A nouveau, il semblerait que l'ouragan Lothar ait exercé un effet négatif sur l'efficience technique de l'ensemble des exploitations observées mais avec une année de retard. Les valeurs des médianes restent inférieures aux valeurs des moyennes pendant toute la période analysée et les écarts-types se situent entre 28,63% et 34,19%. L'étude des minima montre l'existence de gains d'efficience importants pour un nombre non négligeable d'exploitations. Rappelons que la colonne de droite indique le nombre total d'exploitations efficientes (= 100%) et celui des exploitations efficientes par défaut (valeurs entre parenthèses).

Tableau 37 : Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode DEA (VRS, modèle 1)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=401)	59,57%	47,70%	32,94%	9,44%	100%	135 (7)
1999 (n=376)	65,20%	57,97%	28,63%	14,70%	100%	127 (5)
2000 (n=368)	63,36%	60,01%	31,66%	10,68%	100%	127 (4)
2001 (n=362)	53,00%	38,40%	34,19%	7,68%	100%	108 (1)
2002 (n=357)	63,29%	55,04%	29,41%	8,76%	100%	115 (2)
2003 (n=337)	61,50%	52,56%	30,65%	10,10%	100%	110 (6)

Le tableau 38 indique les résultats corrigés de l'analyse d'efficience par la méthode DEA pour le modèle 1. Les scores moyens d'efficience varient maintenant entre 58,38% en 2001 et 71,74% en 1998. A part en 2002, les scores s'avèrent donc être supérieurs aux scores obtenus par le modèle non corrigé. Ainsi, on trouve l'écart le plus important en 1998 où la moyenne des scores est 1,2 fois plus élevée par rapport à la moyenne obtenue dans le cas du modèle non corrigé. Le nombre d'exploitations efficientes (= 100%) ne change que légèrement.

Tableau 38 : Résultats de l'analyse d'efficience par la méthode DEA (VRS, modèle 1 épuré)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient (eff. par défaut)
1998 (n=388)	71,74%	72,46%	25,87%	17,69%	100%	137 (6)
1999 (n=371)	69,74%	65,49%	25,96%	18,19%	100%	124 (6)
2000 (n=365)	64,20%	60,55%	30,62%	12,23%	100%	123 (4)
2001 (n=358)	58,38%	47,87%	31,34%	10,91%	100%	104 (0)
2002 (n=356)	63,13%	55,04%	29,28%	8,76%	100%	112 (4)
2003 (n=331)	64,03%	57,44%	28,75%	14,07%	100%	103 (3)

Les figures 49 à 51 montrent les degrés d'efficience nette atteints par les exploitations forestières entre 1998 et 2003 par l'analyse en deux étapes (DEA/MCO) sur la base du modèle 1 épuré mais en s'appuyant cette fois-ci sur les scores de superefficience obtenus sous

l'hypothèse des rendements d'échelle variables. Notons d'emblée que les résultats sont similaires à ceux obtenus dans le cadre de l'hypothèse des rendements d'échelle constants, même si le nombre d'exploitations efficaces (= 100%) est beaucoup plus faible entre 2000 et 2002. En 1998, presque 60% obtiennent un score d'efficacité nette supérieur ou égal à 50% et seulement onze exploitations (2,8%) affichent des scores inférieurs à 25%. Cette répartition reste quasiment la même en 1999, où 51% des exploitations analysées obtiennent un score d'efficacité nette supérieur ou égal à 50% et seulement neuf exploitations (2,4%) affichent des scores inférieurs à 25%. En 2000 et 2002, la part des exploitations avec des scores supérieurs ou égaux à 50% ne dépasse pas les 35% et n'atteint que 27% en 2001. La part des exploitations avec des scores inférieurs à 25% est supérieure à 10% en 2000 et 2002, et de presque 18% en 2001. Enfin, en 2003, la part des exploitations avec un score d'efficacité nette supérieur ou égal à 50% rejoint avec 43% celle de l'analyse CRS (42%) et un peu plus de 6% des exploitations affichent des scores inférieurs à 25%.

Figure 49 : Degrés d'efficacité nette 1998 et 1999 (DEA VRS / MCO, modèle 1 épuré)

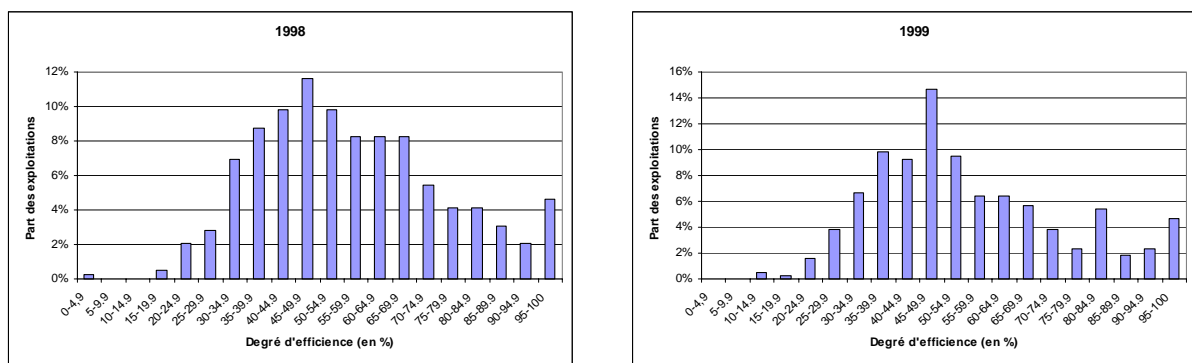


Figure 50 : Degrés d'efficacité nette 2000 et 2001 (DEA VRS / MCO, modèle 1 épuré)

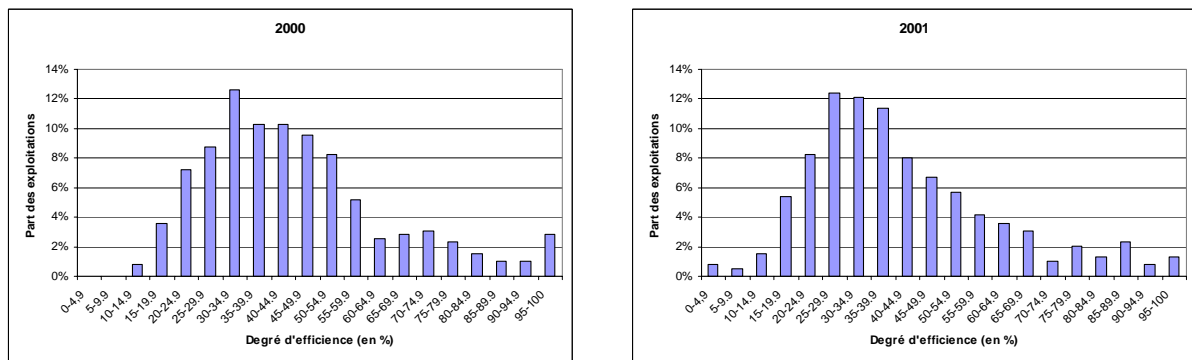
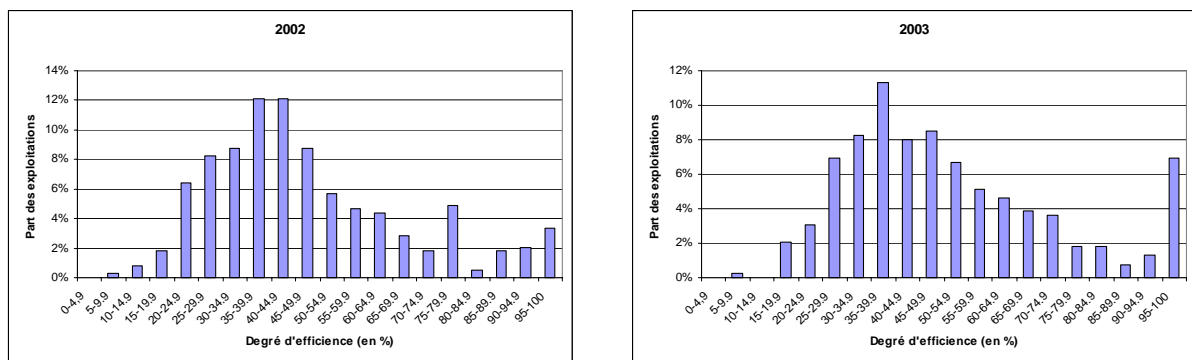


Figure 51 : Degrés d'efficacité nette 2002 et 2003 (DEA VRS / MCO, modèle 1 épuré)



Les résultats détaillés de l'analyse de l'efficience nette en deux étapes sur la base du modèle 1 épuré et les scores de superefficience obtenus sous l'hypothèse des rendements d'échelle variables sont présentés au tableau 39. La moyenne des scores d'efficience nette est de 56,56% en 1998 mais diminue jusqu'à 41,45% en 2001, pour augmenter ensuite à 51,26% en 2003. Même interprétation qu'avant sous l'hypothèse des rendements d'échelle constants : Lothar semble avoir eu un impact négatif sur l'efficience de l'ensemble des exploitations observées. Sur toute la période analysée, les valeurs de la médiane se trouvent en dessous des valeurs des moyennes et les écarts-types des scores moyens d'efficience se situent entre 19,41% et 22,06%. A nouveau, les minima prouvent l'existence d'un potentiel considérable de gains d'efficience. Le nombre d'exploitations efficaces (= 100%) est indiqué dans la colonne de droite et varie entre 4 (2001) et 20 (2003).

Tableau 39 : Résultats de l'analyse d'efficience en deux étapes (DEA SEff, VRS, modèle 1 épuré / MCO)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficient
1998 (n=391)	56,56%	53,25%	19,42%	3,29%	100%	13
1999 (n=369)	54,86%	50,50%	19,57%	12,63%	100%	14
2000 (n=364)	45,35%	42,48%	19,41%	11,62%	100%	7
2001 (n=358)	41,45%	36,85%	19,56%	0,00%	100%	4
2002 (n=354)	47,62%	42,65%	20,55%	7,12%	100%	8
2003 (n=330)	51,26%	46,64%	22,06%	8,34%	100%	20

6.6 Conclusion intermédiaire

Dans les deux sections précédentes nous avons analysé l'efficience des exploitations forestières publiques en Suisse selon deux différentes approches, l'une paramétrique (MCO et SFA) et l'autre non paramétrique (DEA). Nous avons pu constater qu'une différence importante existait au niveau des scores d'efficience en termes absolus obtenus à travers les deux approches, mais que de manière générale les interprétations données dans le cadre de l'une ou de l'autre méthode restaient valables. Une évidence claire est l'existence d'un potentiel considérable d'amélioration de l'efficience productive des exploitations forestières publiques suisses, et cela sur toute la période observée. D'ailleurs, il semble que l'efficience productive ait diminué en début de période avant d'augmenter après Lothar, pendant que l'efficience nette semble augmenter sur toute la période analysée.

Au niveau des régions, il semble que la région des Préalpes performe généralement mieux que les régions Plateau et Jura. De l'autre côté, vu les conditions topographiques et climatiques très difficiles, il est peu surprenant de voir que l'efficience dans la région des Alpes est en moyenne plus basse que dans les autres régions. En ce qui concerne les conséquences de Lothar sur l'efficience technique des exploitations, il paraît que l'ouragan a exercé un effet positif sur celle-ci. En particulier, il semble que les exploitations touchées par Lothar ont pu augmenter leur efficience. Les conclusions concernant l'effet des subventions sur l'efficience technique sont cependant moins claires. En comparant les scores d'efficience obtenus par les modèles 1 et 1bis, l'approche paramétrique semble montrer un effet négatif des subventions attribuées suite à Lothar, alors que l'approche non paramétrique paraît indiquer le contraire. Enfin, la régression en deuxième étape pour l'estimation de l'efficience nette dans le cadre de

l'analyse non paramétrique semble indiquer un effet négatif des subventions sur l'efficacité des exploitations.

L'hypothèse plus réaliste des rendements d'échelle variables, introduite dans le cadre de l'approche non paramétrique, a permis d'améliorer dans une certaine mesure l'image des exploitations en termes d'efficacité. En effet, par définition, les exploitations ont pu voir augmenter en moyenne leurs scores d'efficacité. Enfin, la prise en compte de variables environnementales a permis d'aboutir aux degrés d'efficacité nets. Les exploitations se trouvant dans un environnement défavorable voient ainsi leur efficacité relative augmenter.

Jusqu'ici, nous ne savons rien sur les spécificités des exploitations qui ont été définies comme étant des benchmarks. La question qui sera posée dans la section suivante sera donc : Quelles sont les caractéristiques des exploitations se trouvant sur la frontière d'efficacité ? L'objectif est de donner ainsi aux exploitations non efficaces des repères pour tenter d'augmenter leur performance en s'orientant d'après les exploitations efficaces. D'autres aspects qui seront traités dans les sections suivantes concernent les efficacités et rendements d'échelle, une analyse plus détaillée de la relation entre efficacité et régions forestières, la corrélation entre les résultats obtenus par les deux approches utilisées (paramétrique et non paramétrique), et la relation entre efficacité et résultat d'exploitation atteint par une exploitation forestière dans la production de bois.

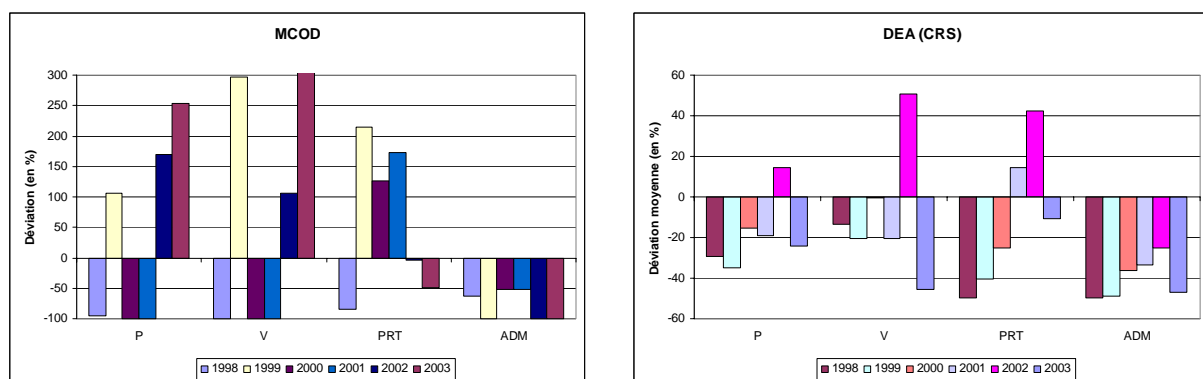
6.7 Évaluation des résultats

Cette section a pour but d'analyser les caractéristiques des exploitations efficaces déterminant la frontière d'efficacité (benchmarks) en les comparant aux exploitations non efficaces. Il s'agit ainsi d'identifier les facteurs de succès des exploitations efficaces et de donner aux exploitations non efficaces des repères pour tenter d'augmenter leur performance en s'orientant d'après les exploitations efficaces. Les figures suivantes montrent les déviations (moyennes) en pour cent des valeurs des variables (d'input ou d'environnement) respectives entrant dans le modèle analysé en comparant toujours la ou les exploitations servant comme benchmark(s) à la valeur moyenne du reste des observations, et cela pour chaque année analysée (1998-2003). Rappelons que dans le cadre de l'analyse MCO, la frontière d'efficacité est déterminée (généralement) par une seule observation mais qu'il y en a plusieurs dans le cadre de l'analyse DEA. Cela a pour conséquence des déviations parfois très importantes (jusqu'à un facteur 10) dans le cas des benchmarks déterminés par la méthode paramétrique. Pour ne pas alourdir les figures, les déviations (positives) qui dépassent les 300% ne sont pas indiquées.

La figure 52 montre les déviations (moyennes) des inputs entrant dans le modèle 1 pour les analyses MCO et DEA (hypothèse de rendements d'échelle constants). Mis à part pour la variable d'input ADM (administration PDB), aucune image claire n'apparaît dans le cadre de l'analyse MCO. Plus précisément, il s'avère que toutes les exploitations identifiées comme benchmarks se distinguent principalement par leurs coûts administratifs plus faibles voire nuls. Ainsi, en 1998, par exemple, l'exploitation servant comme benchmark a des frais administratifs qui sont 62,95% plus bas que la moyenne des frais administratifs des

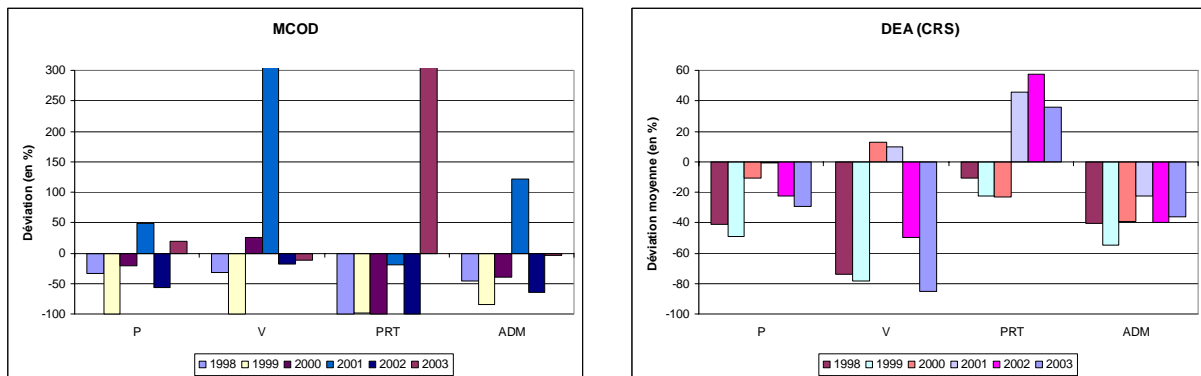
exploitations non efficaces. Notons qu'en analysant les benchmarks du modèle 1 (MCOD), une entreprise efficace est majoritairement située dans la région forestière des Préalpes et a été touchée par Lothar. L'interprétation semble plus claire dans le cadre de l'analyse DEA. Ici, les exploitations efficaces se distinguent clairement du reste des observations par des coûts administratifs plus faibles. En outre, le nombre d'heures travaillées par le personnel de production de bois (P) et le nombre d'heures machine (V) semblent généralement plus bas que chez les exploitations non efficaces. D'ailleurs, et comme on peut également le constater dans le cadre de l'analyse MCOB, après Lothar, les exploitations efficaces semblent plus souvent recourir à des prestations de tiers. Ainsi, en 2001, par exemple, les exploitations servant comme benchmarks dépensent en moyenne 14,48% de plus pour des prestations de tiers que les exploitations non efficaces. Signalons que d'après le modèle 1/DEA, une exploitation efficace est majoritairement située dans la région forestière du Plateau et a été touchée par Lothar (2000, 2001).

Figure 52 : Déviation des inputs : benchmark(s) vs reste des observations, modèle 1



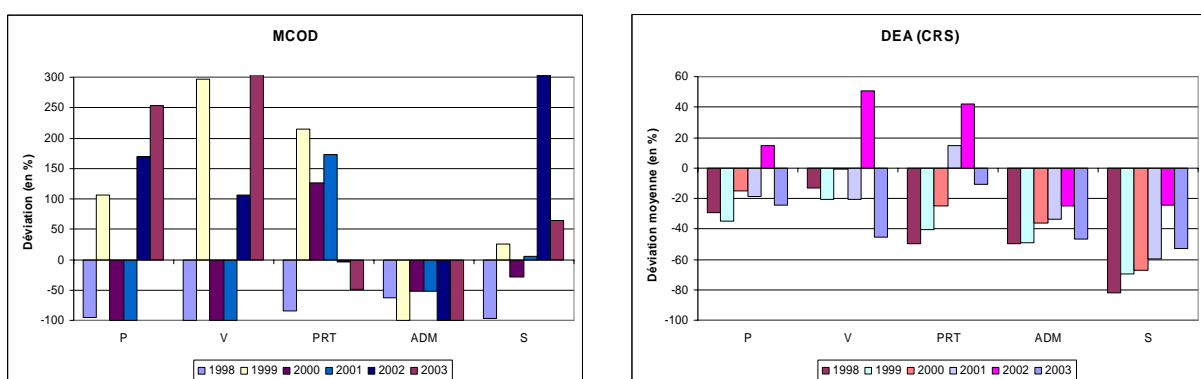
La figure 53 montre les déviations (moyennes) des inputs dans le cadre du modèle 1 épuré. De nouveau, l'image qui ressort de l'analyse des benchmarks par la méthode MCOB ne paraît pas très claire. Néanmoins, il semble que les exploitations efficaces utilisent généralement moins de personnel et véhicules propres dans la production de bois. En effet, les productivités du travail (EX/P) et du capital (EX/V) sont généralement plus élevées chez les exploitations efficaces. En outre, elles recourent moins souvent à des prestations externes et leurs coûts administratifs sont plus faibles. L'analyse des benchmarks par la méthode DEA fournit une image très similaire à celle déjà obtenue dans le cadre du modèle 1 (non épuré). L'interprétation donnée reste donc valable. Notons que d'après le modèle 1 épuré (MCOB et DEA), une exploitation efficace est généralement située dans la région forestière du Plateau et a souvent été touchée par Lothar.

Figure 53 : Déviation des inputs : benchmark(s) vs reste des observations, modèle 1 épuré



La figure 54 montre les déviations (moyennes) des inputs entrant dans le modèle 1bis. De nouveau, l'image qui ressort de l'analyse des benchmarks par la méthode MCOB n'est pas très concluante et elle ressemble à celle du modèle 1. Ainsi, les faibles frais administratifs s'avèrent être la principale caractéristique des exploitations efficaces. En effet, sur toute la période observée, les benchmarks affichent des coûts administratifs inférieurs à la moyenne des coûts des exploitations non efficaces. Notons que d'après le modèle 1bis (MCOD), une exploitation efficace est majoritairement située dans la région forestière des Préalpes et a été touchée par l'ouragan Lothar. Dans le cadre de l'analyse DEA, les exploitations efficaces ne se caractérisent pas seulement par des coûts administratifs plus faibles mais également par un niveau de subventionnement nettement plus bas. En outre et comme déjà constaté ci-dessus, suite à Lothar, les exploitations efficaces semblent en moyenne plus souvent recourir aux prestations externes (PRT) que les exploitations non efficaces. Remarquons que d'après le modèle 1bis (DEA), une exploitation efficace est majoritairement située dans la région du Plateau et a été touchée par Lothar (2000, 2001).

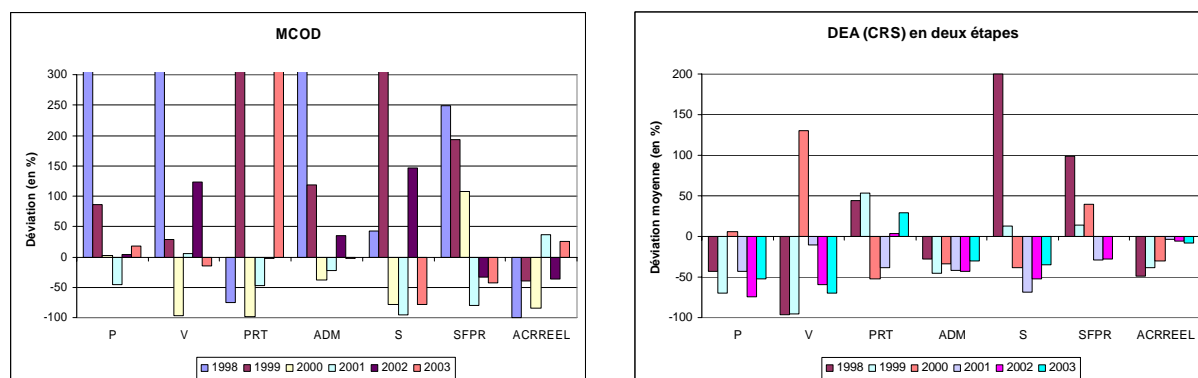
Figure 54: Déviation des inputs : benchmark(s) vs reste des observations, modèle 1bis



La figure 55 montre les déviations (moyennes) des variables (d'input et d'environnement) entrant dans le modèle 2 épuré (MCOD) et l'analyse DEA en deux étapes (SEff/CRS/M1 épuré). Une fois de plus, l'analyse des benchmarks définis par la méthode MCOB ne semble pas très concluante. Il semble néanmoins que les exploitations efficaces ont généralement plus recours au personnel de production de bois (P) et aux véhicules (V). Cela pourrait être lié aux conditions d'environnement plus difficiles de ces exploitations dont le modèle 2 tient

justement compte. Ce même raisonnement pourrait aussi expliquer pourquoi les exploitations efficaces (selon l'analyse MCO) affichent généralement un accroissement réel (ACRREEL) plus faible de leurs forêts que les exploitations non efficaces. Notons que d'après le modèle 2 épuré (MCO), une exploitation efficace est majoritairement située dans la région forestière des Alpes ou du Jura et n'a pas été touchée par Lothar. Dans le cadre de l'analyse DEA en deux étapes, les benchmarks sont également caractérisés par un accroissement réel moyen plus faible comparé à l'accroissement réel dans les forêts des exploitations non efficaces. En outre, leurs coûts administratifs sont généralement plus bas. La surface forestière productive (SFPR) des exploitations efficaces semble en moyenne plus élevée que celle des exploitations non efficaces. Contrairement aux résultats trouvés ci-dessus dans le cadre du modèle 2 épuré (MCO), il apparaît, cette fois-ci, que les exploitations efficaces font généralement moins recours au personnel de production de bois (P) et aux véhicules (V). Toutefois, et expliquant peut-être le recours plus faible au personnel de production de bois et aux véhicules, les exploitations efficaces font – après Lothar – plus souvent appel aux prestations externes que les exploitations non efficaces. De nouveau, une exploitation efficace est majoritairement située dans la région forestière des Alpes ou du Jura et n'a pas été touchée par Lothar (analyse DEA en deux étapes).

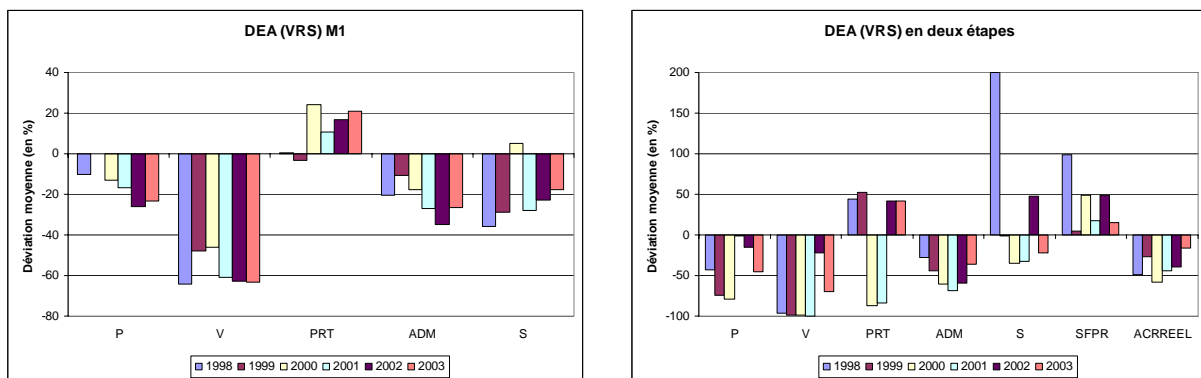
Figure 55 : Déviation des variables : benchmark(s) vs reste des observations, modèle 2 épuré/DEA en deux étapes



La figure 56 montre les déviations moyennes des variables d'input et d'environnement pour les analyses DEA du modèle 1 et en deux étapes (SEff/VRS/M1 épuré) sous l'hypothèse des rendements d'échelle variables. Pour illustrer le niveau de subventionnement des exploitations déterminées comme étant efficaces par rapport à celui des exploitations non efficaces, les montants (moyens) des subventions perçues par les exploitations ont été comparés dans le cadre du modèle 1. Les déviations correspondantes sont indiquées à droite de la figure en question (DEA (VRS) M1). Selon le modèle 1 (efficacité productive), les exploitations efficaces se distinguent en moyenne des exploitations non efficaces par un recours au personnel propre (PDB) généralement plus faible, un recours aux véhicules propres inférieur, un recours aux prestations de tiers généralement plus élevé, des coûts administratifs plus bas et un subventionnement plus faible. Signalons dans ce contexte que les productivités du travail (EX/P) et du capital (EX/V) sont généralement plus élevées chez les exploitations efficaces. Enfin, notons que d'après le modèle 1 (DEA/VRS), une exploitation efficace est généralement située dans la région forestière du Plateau et n'a pas été touchée par Lothar. Mis à part pour les subventions, l'analyse des benchmarks dans le cadre de l'analyse de l'efficacité en deux étapes reste similaire à celle du modèle 1. En effet, les exploitations efficaces se distinguent en moyenne des exploitations non efficaces par un recours au

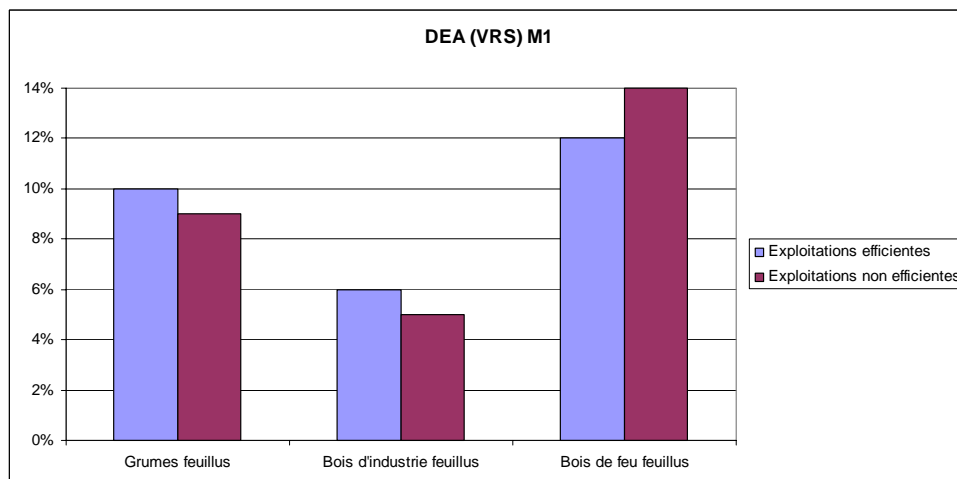
personnel propre (PDB) généralement plus faible, un recours aux véhicules propres inférieur, un recours aux prestations de tiers généralement plus élevé (sauf après Lothar) et des coûts administratifs plus bas. En outre, leurs surfaces forestières productives sont en moyenne plus élevées et l'accroissement réel dans leurs forêts est plus faible. Observations intéressante : au début de la période observée (1998), le niveau moyen de subventionnement semble être nettement plus élevé chez les exploitations efficaces. Cela pourrait être dû au fait que les exploitations travaillant dans des conditions d'environnement difficiles, dont l'analyse en deux étapes tient justement compte, reçoivent effectivement plus de subventions. Enfin, remarquons encore que d'après le modèle analysé (analyse DEA en deux étapes, SEff/VRS/M1 épuré), une exploitation efficace est majoritairement située dans la région forestière des Alpes et n'a pas été touchée par Lothar.

Figure 56 : Déviation des variables : benchmarks vs reste des observations, DEA VRS



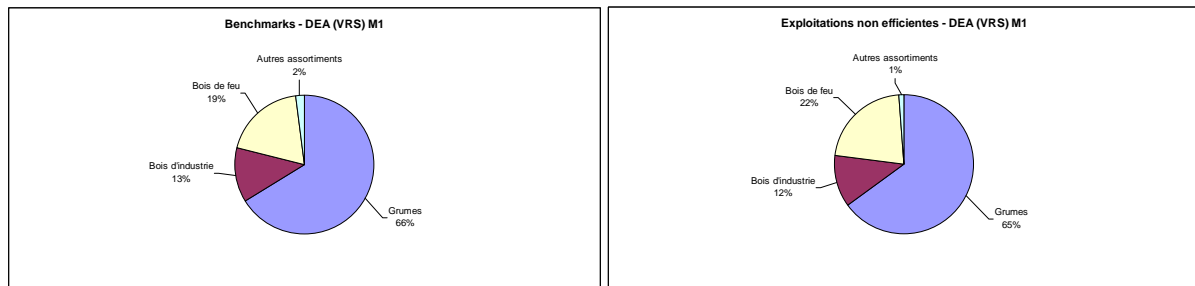
La figure 57 montre, sur la base du modèle 1 (DEA/VRS), la répartition moyenne des essences (la part des feuillus par rapport à celle des épicéas) pour les principaux assortiments de bois (grumes, bois d'industrie, bois de feu) entre les exploitations efficaces et non efficaces sur la période 1998-2003. De manière générale, on constate que les différences ne sont pas très importantes. Il semble néanmoins qu'en moyenne, les exploitations efficaces sont caractérisées par une plus grande quantité exploitée de grumes feuillus et une quantité légèrement plus élevée de bois d'industrie feuillus ; de l'autre côté, les exploitations non efficaces semblent exploiter en moyenne plus de bois de feu feuillus. L'inverse est vrai pour les bois résineux.

Figure 57 : Bois feuillus (en moyenne, 1998-2003)



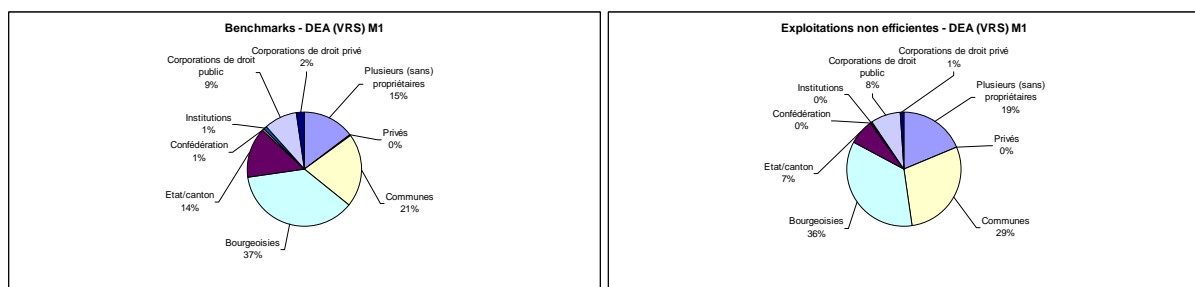
La figure 58 montre, sur la base du modèle 1 (DEA/VRS), la répartition des assortiments de bois (grumes, bois d'industrie, bois de feu et autres assortiments), toujours par rapport à l'exploitation totale, entre les exploitations efficaces (benchmarks) et les exploitations non efficaces. En moyenne, très peu de différence semble exister entre les deux groupes d'exploitations en termes d'assortiments, si ce n'est qu'une part légèrement plus élevée de bois de feu chez les exploitations non efficaces (22% vs. 19%). Il semble donc que ni les essences, ni les assortiments de bois n'ont une influence significative sur l'efficacité des exploitations.

Figure 58 : Assortiments de bois (en moyenne, 1998-2003)



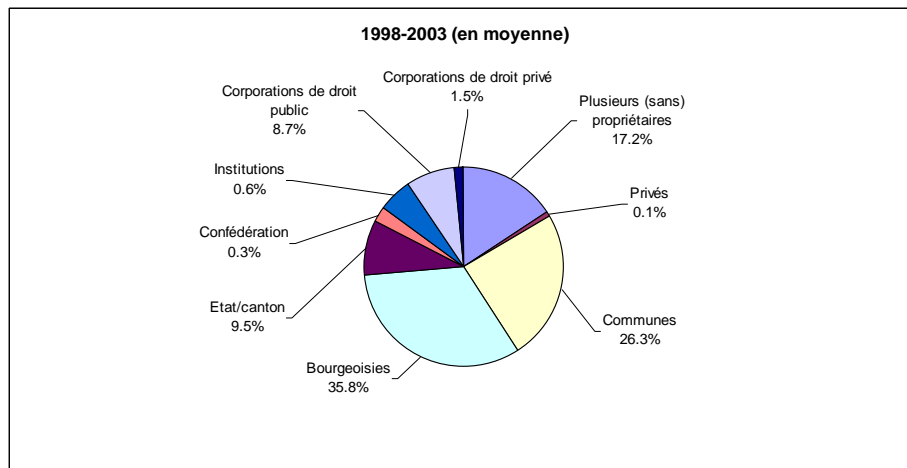
Enfinement, la figure 59 montre, toujours sur la base du modèle 1 (DEA/VRS), la répartition moyenne selon les propriétaires des exploitations efficaces et non efficaces. On remarque d'abord que la part des exploitations en mains de l'Etat (cantons) est deux fois plus élevée parmi les exploitations efficaces. En outre, la part des communes paraît plus élevée parmi les exploitations non efficaces (29%) que parmi les exploitations efficaces (21%). Enfin, en ce qui concerne les bourgeoisies, leur part est quasiment identique parmi les exploitations efficaces (37%) et non efficaces (36%).

Figure 59 : Exploitations efficaces/non efficaces par propriétaire (en moyenne, 1998-2003)



Pour comparaison, la figure 60 montre les exploitations par propriétaire (en moyenne) pour l'ensemble des observations sur la période en question (1998-2003). Signalons ici que – comparé aux exploitations efficaces/non efficaces par propriétaire – les communes (26%) semblent légèrement sous-représentées dans la classe des exploitations efficaces (21%) et légèrement surreprésentées dans la classe des exploitations non efficaces (29%). En outre, les exploitations en mains de l'Etat (10%) semblent surreprésentées dans la classe des exploitations efficaces (14%) et sous-représentées dans celle des exploitations non efficaces (7%). Les autres catégories correspondent à peu près aux parts déjà retrouvées.

Figure 60 : Exploitations par propriétaire



6.8 Efficacités d'échelle et rendements d'échelle

L'analyse séparée des scores d'efficacité DEA sous l'hypothèse des rendements d'échelle constants (CRS) et variables (VRS) réalisée dans la section 6.5 permet de déterminer l'efficacité d'échelle d'une exploitation forestière. L'efficacité d'échelle est calculée à partir du quotient entre le score d'efficacité obtenu sous l'hypothèse des rendements d'échelle constants et celui obtenu sous l'hypothèse des rendements d'échelle variables. Plus l'écart entre les scores d'efficacité CRS et VRS est important, plus l'inefficacité d'échelle d'une unité de comparaison est importante et l'influence de la grandeur d'échelle sur son efficacité sera moins favorable. Plus précisément, si une variation des facteurs de production utilisés dans la production conduit à une variation proportionnelle de l'output, on conclura qu'une unité de comparaison a atteint une échelle efficace. Par contre, si la variation de l'output est plus que proportionnelle, on parle de rendements d'échelle croissants, si la variation est moins que proportionnelle, on parle de rendements d'échelle décroissants. Dans ces cas-là, l'unité de comparaison n'a pas une échelle efficace car elle pourrait augmenter son efficacité en changeant sa grandeur d'échelle. Dû au modèle, l'efficacité d'échelle prend des valeurs entre zéro et un. Notons encore que, toujours pour une même orientation du modèle (input ou output), l'efficacité technique CRS correspond au produit de l'efficacité technique VRS et de l'efficacité d'échelle. Les figures 61 à 63 montrent les scores d'efficacité d'échelle pour les années 1998 à 2003 pour l'ensemble des exploitations sur la base du modèle 1. Les résultats détaillés de cette analyse se trouvent au tableau 40.

Figure 61 : Degrés d'efficacité d'échelle 1998 et 1999 (DEA, modèle 1)

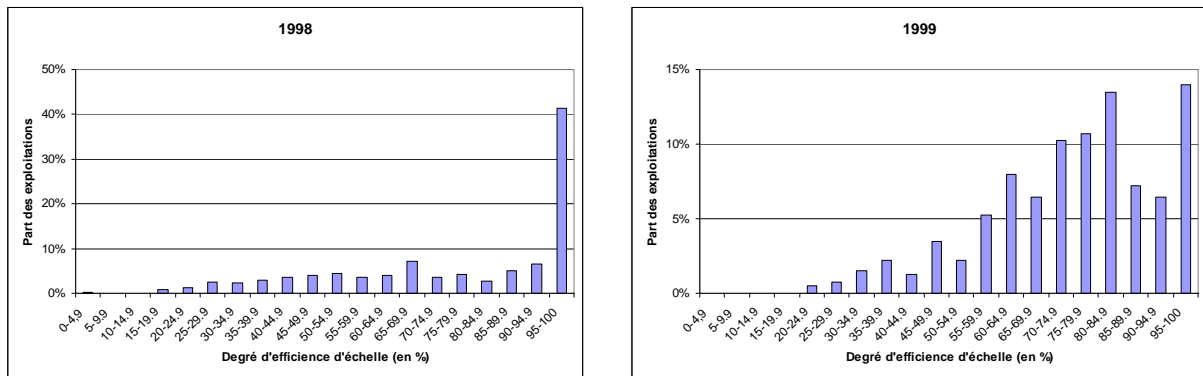


Figure 62 : Degrés d'efficacité d'échelle 2000 et 2001 (DEA, modèle 1)

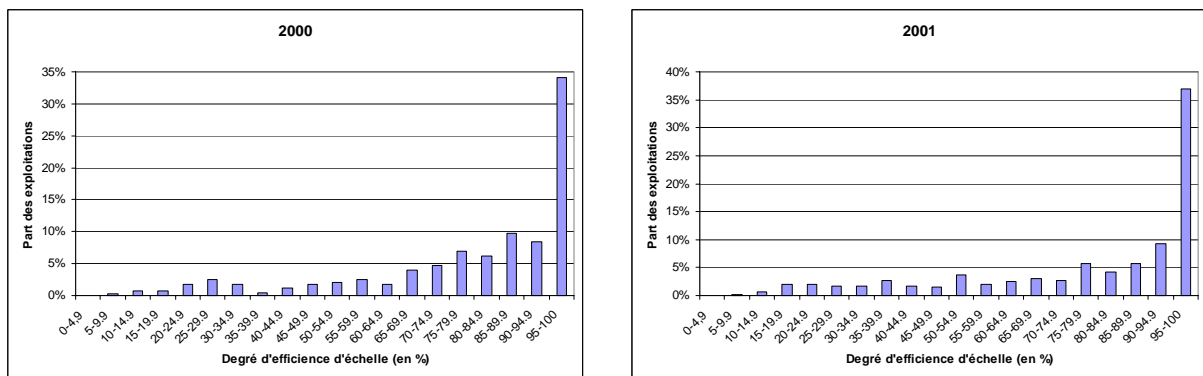
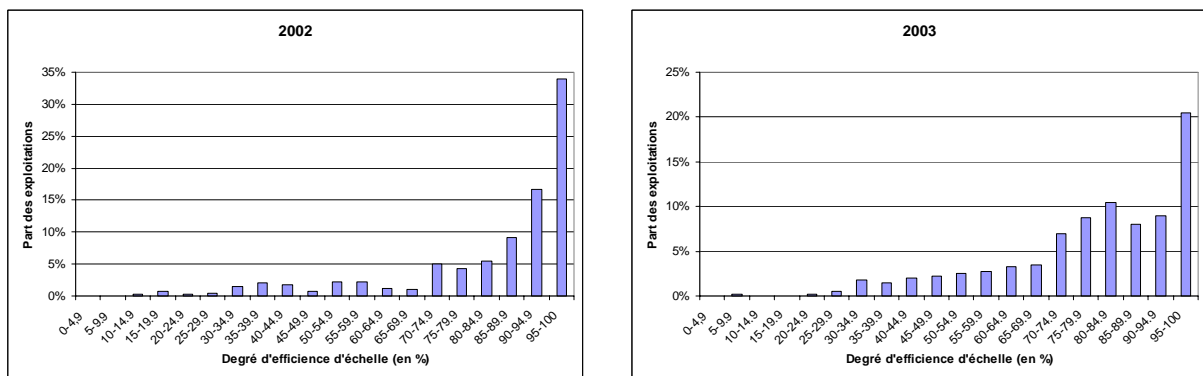


Figure 63 : Degrés d'efficacité d'échelle 2002 et 2003 (DEA, modèle 1)



Il s'avère qu'un nombre important d'observations affiche des scores d'efficacité d'échelle supérieurs à 90%. Ainsi la part des observations qui se trouve dans la classe d'efficacité allant de 95% à 100% est la plus élevée, et cela sur toute la période étudiée. La part des exploitations avec une efficacité d'échelle de 100% varie entre 5,5% en 2001 et 8,7% en 2000. Ces exploitations ont donc atteint une taille optimale et ne pourraient pas réaliser un potentiel d'amélioration de leur efficacité suite à son changement. D'ailleurs, même si la structure des données ne permet pas a priori une comparaison entre les années, il semble que Lothar ait exercé un effet positif sur l'efficacité d'échelle des exploitations forestières. En effet, la part des exploitations avec une efficacité d'échelle supérieure ou égale à 75% est plus élevée après Lothar : 60% en 1998 et 52% en 1999, mais 66% en 2000, 62% en 2001 et même 70% en 2002. La part des exploitations avec des scores d'efficacité d'échelle en

dessous de 50% est relativement faible. Le tableau 40 montre cependant que certaines observations atteignent des scores bien inférieurs à 25%, et cela sur toute la période étudiée. Ces exploitations affichent donc un important potentiel d'amélioration de leur efficacité suite à un changement de leur taille.

Tableau 40 : Résultats de l'analyse d'efficacité d'échelle (DEA, modèle 1)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Efficace
1998 (n=401)	77,37%	87,98%	24,05%	4,22%	100%	24
1999 (n=376)	74,94%	77,34%	17,73%	23,11%	100%	22
2000 (n=368)	80,40%	88,95%	22,57%	9,47%	100%	32
2001 (n=362)	78,67%	90,48%	25,06%	7,31%	100%	20
2002 (n=357)	84,15%	92,99%	19,31%	10,17%	100%	27
2003 (n=337)	79,11%	82,74%	18,61%	8,55%	100%	26

A partir des résultats qui ont été présentés jusqu'ici, il n'est pas encore possible de se prononcer sur les raisons de l'inefficacité d'échelle des exploitations. En effet, soit elles ont déjà dépassé la taille optimale, soit elles se trouvent en dessous de la taille optimale. Afin de se prononcer sur le comportement des rendements d'échelle, on peut résoudre un problème DEA supplémentaire sous l'hypothèse de rendements d'échelle non croissants (NIRS). La nature des inefficacités d'échelle pour une unité décisionnelle particulière peut ensuite être déterminée en vérifiant si le score NIRS de son efficacité technique et le score VRS de son efficacité technique sont égaux. S'ils ne sont pas égaux, on est en présence de rendements d'échelle croissants et la taille optimale de l'unité décisionnelle n'a pas été atteinte ; l'exploitation forestière est par conséquent trop petite. Si les scores sont égaux, on est en présence de rendements d'échelle décroissants et la taille optimale de l'unité décisionnelle a été dépassée ; l'exploitation forestière est donc trop grande.

Le tableau 41 résume le comportement des rendements d'échelle de l'ensemble des exploitations forestières analysées en moyenne de la période observée (1998-2003). Il s'avère que la part des exploitations qui affichent des rendements d'échelle croissants est la plus grande. Ainsi, les exploitations forestières publiques se trouvent en moyenne en dessous de la taille optimale. La part des exploitations se trouvant dans une phase de rendements d'échelle constants et ayant atteint une taille optimale est relativement faible avec seulement 7%. De l'autre côté, 43% des exploitations se trouvent dans une phase de rendements d'échelle décroissants et auraient donc dépassé la taille optimale. Signalons ici que seulement 20% environ des observations possèdent une taille supérieure à 1000 ha.

Tableau 41 : Rendements d'échelle (DEA, modèle 1)

exploitations forestières	
croissants	50%
constants	7%
décroissants	43%

Le tableau 42 montre le comportement des rendements d'échelle des exploitations forestières en moyenne de la période observée (1998-2003) et par région.⁹⁰ Pour cela, les observations du modèle 1 sont réparties selon leur appartenance à une des quatre régions forestières (modèle 1 régions). Il s'avère que dans les régions Jura, Plateau et Préalpes, la part des exploitations qui se trouvent dans la phase des rendements d'échelle décroissants est la plus élevée. Ces exploitations auraient donc intérêt à diminuer leur taille. De l'autre côté, 52% des exploitations de la région Alpes semblent avoir une taille trop faible. En outre, avec 3% seulement, la région Alpes affiche la part la plus faible des exploitations se trouvant dans la phase des rendements d'échelle constants. Dans la région Préalpes par contre, 11% des exploitations semblent opérer à une échelle optimale. Enfin, si la part des exploitations se trouvant dans une phase de rendements d'échelle croissants est de 38% respectivement 28% dans les régions Jura et Plateau, elle est de 40% dans la région Préalpes.

L'observation des surfaces forestières productives moyennes (valeurs entre parenthèses) dans le tableau 42 montre les différences de ces grandeurs dans les phases de rendements d'échelle croissants, constants et décroissants dans les différentes régions forestières. Ainsi, la taille moyenne des exploitations qui opèrent dans une phase de rendements d'échelle constants est de 693 ha dans la région Jura, 371 ha dans la région Plateau, 408 ha dans la région Préalpes et presque 800 ha dans la région Alpes. Cela semble logique vu, d'un côté, les conditions généralement favorables sur le Plateau et, de l'autre côté, les conditions d'accès difficiles et le morcellement topographique des surfaces en région alpine. Si on compare ces valeurs aux surfaces forestières productives moyennes par région au niveau suisse (347 ha dans le Jura, 106 ha sur le Plateau, 188 ha dans les Préalpes et 647 ha dans les Alpes), on constate que la plupart des exploitations devraient être incitées à croître. En effet, des exploitations avec des surfaces plus grandes et peu morcelées devraient avoir moins de difficultés à mettre en place des nouvelles technologies permettant d'augmenter leur efficacité à terme.

Tableau 42 : Rendements d'échelle par région (DEA, modèle 1 régions)

	Jura	Plateau	Préalpes	Alpes
croissants	38% (391 ha)	28% (192 ha)	40% (487 ha)	52% (961 ha)
constants	8% (693 ha)	10% (371 ha)	11% (408 ha)	3% (785 ha)
décroissants	54% (665 ha)	62% (509 ha)	49% (1082 ha)	45% (1070 ha)

6.9 Relation entre efficacité et régions forestières

Dans cette section, nous cherchons à savoir si les scores moyens d'efficacité des exploitations étudiées se distinguent de manière significative parmi les différentes régions forestières. Une manière consiste à comparer les scores atteints par les exploitations dans chaque région. Nous faisons ainsi l'hypothèse implicite d'une différence en ce qui concerne les fonctions d'objectif

⁹⁰ L'annexe 4 montre les résultats détaillés par année et région.

et les techniques de production utilisées par les exploitations dans les différentes régions. Cela semble plausible vu les spécificités de chaque région forestière.⁹¹

Pour cerner des différences dans les scores d'efficacité entre les différentes régions, nous comparons les régions forestières par rapport à leur tendance centrale (valeurs centrales), on utilisant les tests non paramétriques de Wilcoxon-Mann-Whitney (WMW) et de Kruskal-Wallis. Le test de Kruskal-Wallis peut être perçu comme une extension du test de Wilcoxon-Mann-Whitney à plus de deux échantillons indépendants. Comme les scores d'efficacité sont bornés entre 0 et 100% et comme les conditions de normalité ne sont donc pas respectées, il devient nécessaire de recourir à des procédés de comparaison non paramétriques (qui ne font pas intervenir la loi de distribution des données de la population). Le paramètre de position qui est utilisé dans ce cas-là est la médiane plutôt que la moyenne. Les deux tests vérifient l'hypothèse nulle selon laquelle les scores d'efficacité des régions forestières ne sont pas en moyenne significativement différents.

Le tableau 43 montre les résultats du test de Kruskal-Wallis pour chaque année de la période analysée et selon la méthode utilisée sur la base du modèle 2 régions. Il s'avère que le test des scores d'efficacité entre les régions est hautement significatif. Plus précisément, en s'appuyant sur la méthode MCODE, le résultat est significatif au niveau de 1% pour toute la période observée. En utilisant la méthode DEA, le résultat est significatif au niveau de 1% en 1998, 2000 et 2002, et au niveau de 5% en 1999, 2001 et 2003. L'hypothèse nulle sera donc rejetée, et on peut admettre qu'il existe des différences dans la hauteur des scores d'efficacité entre les différentes régions forestières.

Tableau 43 : Comparaison des scores d'efficacité selon la région (test de Kruskal-Wallis)

	Efficacité CRS			
	MCOD		DEA	
	Khi-deux	Sign. asympt.	Khi-deux	Sign. asympt.
1998	139,63	0,000	50,27	0,000
1999	67,00	0,000	8,04	0,045
2000	122,37	0,000	22,04	0,000
2001	73,81	0,000	8,00	0,046
2002	65,80	0,000	12,10	0,007
2003	51,04	0,000	11,15	0,011

Un désavantage du test de Kruskal-Wallis est qu'il ne permet pas de déterminer les régions qui se distinguent entre elles. Pour déterminer alors les régions qui se distinguent significativement par rapport aux scores moyens d'efficacité, nous avons recours au test de WMW. Les résultats sont présentés au tableau 44.

⁹¹ Pour tester cette hypothèse, la procédure proposée par Grosskopf et Valdmanis (1987) pourrait être suivie. Les auteurs déterminent d'abord des indices d'efficacité à l'intérieur de chaque groupe (ici : Jura, Plateau, Préalpes, Alpes). Puis, l'indice de l'efficacité globale (les quatre régions forestières dans leur ensemble) et les indices d'efficacité des groupes sont combinés pour obtenir des indices d'efficacité entre les groupes.

Tableau 44 : Test de Wilcoxon-Mann-Whitney des scores d'efficacité des régions pour l'ensemble des années 1998-2003

	Rang moyen		Valeur de Z		Signification asympt.	
	MCOD	DEA	MCOD	DEA	MCOD	DEA
Jura	599,88	672,94	0,53	4,88	0,598	0,000
Plateau	610,96	570,39				
<i>Ensemble</i>	607,00					
Jura	317,60	330,38	3,56	1,27	0,000	0,203
Préalpes	373,25	350,29				
<i>Ensemble</i>	337,50					
Jura	715,69	705,74	9,61	8,84	0,000	0,000
Alpes	517,93	523,70				
<i>Ensemble</i>	590,50					
Plateau	492,36	486,02	3,63	4,87	0,000	0,000
Préalpes	571,33	591,86				
<i>Ensemble</i>	511,00					
Plateau	893,71	825,31	11,75	5,55	0,000	0,000
Alpes	628,56	699,98				
<i>Ensemble</i>	764,00					
Préalpes	667,24	617,97	10,81	7,72	0,000	0,000
Alpes	438,77	454,67				
<i>Ensemble</i>	494,50					

En comparant le Jura au Plateau, le test de WMW pour examiner la différence éventuelle des scores d'efficacité est significatif au niveau de 1% dans le cadre de la méthode DEA. D'après la méthode DEA, les exploitations du Jura affichent donc (à un niveau significatif) des scores moyens d'efficacité plus élevés que les exploitations du Plateau. Cependant, cette différence n'est pas significative dans le cadre de la méthode MCO. D'après la méthode MCO, une différence significative ($p < 0,01$) existe entre le Jura et les Préalpes où les exploitations des Préalpes affichent des scores moyens d'efficacité plus élevés que celles du Jura. Néanmoins, cette fois-ci, cette différence n'est pas significative dans le cadre de la méthode DEA. Les différences parmi les autres groupes s'avèrent toutes hautement significatives ($p < 0,01$) et cela de manière concordante pour les deux méthodes utilisées (MCO et DEA). Ainsi, les exploitations du Jura affichent des scores moyens d'efficacité plus élevés que les exploitations de la région des Alpes ; les exploitations des Préalpes affichent des scores moyens d'efficacité plus élevés que celles du Plateau ; enfin, les exploitations du Plateau affichent des scores moyens d'efficacité plus élevés que les exploitations de la région forestière des Alpes.

6.10 Relation entre efficacité et rentabilité

Cette section a pour but d'analyser le lien qui existe entre l'efficacité productive et la rentabilité des exploitations forestières publiques suisses. La rentabilité des exploitations est déterminée à l'aide d'une analyse DEA orientée input sur la base du modèle 1 mais en utilisant comme output le résultat d'exploitation (en francs) dans la production de bois (résultat PDB). Les rendements d'échelle sont supposés variables (VRS). Les scores d'efficacité correspondants sont ceux déterminés par l'analyse DEA en orientation input pour

le modèle 1 sous l'hypothèse des rendements d'échelle variables (section 6.5.3). Les résultats de l'analyse de rentabilité se trouvent au tableau 45.

La moyenne des scores de rentabilité varie entre 40,63% (2003) et 46,40% (2002). Les valeurs des médianes se situent entre 17,41% et 28,60% et celles des écarts-types entre 39,40% et 41,61%. L'observation des minima indique un potentiel très important pour des gains de rentabilité. Vu la méthode utilisée, la valeur des maxima ne nécessite aucun commentaire particulier. La colonne de droite montre le nombre total d'exploitations rentables (= 100%). Les valeurs entre parenthèses indiquent le nombre d'exploitations rentables par défaut, ne dominant aucune exploitation.

Tableau 45 : Résultats de l'analyse de rentabilité par la méthode DEA (VRS, modèle 1)

Année	Moyenne	Médiane	Écart-type	Min.	Max.	Rentable (rentable par défaut)
1998 (n=401)	43,91%	22,51%	40,85%	0,78%	100%	122 (2)
1999 (n=376)	45,29%	27,13%	40,04%	0,90%	100%	112 (2)
2000 (n=368)	41,54%	20,09%	41,28%	0,15%	100%	114 (1)
2001 (n=362)	44,74%	28,60%	39,40%	0,33%	100%	107 (1)
2002 (n=357)	46,40%	28,54%	40,56%	0,43%	100%	114 (0)
2003 (n=337)	40,63%	17,41%	41,61%	0,59%	100%	103 (4)

Afin de visualiser le lien entre efficacité productive et rentabilité des exploitations, les scores d'efficacité et de rentabilité peuvent être présentés ensemble sur un plan similaire à la matrice BCG (Boston Consulting Group). Selon cette matrice, les exploitations avec simultanément une efficacité et une rentabilité inférieures à 50% seront appelées les « points d'interrogation ». Il s'agit d'exploitations qui disposent d'un potentiel important pour augmenter leur efficacité et ainsi très certainement leur rentabilité. Les « vaches à lait » sont rentables mais cela est plutôt dû à un environnement favorable qu'à une bonne gestion des exploitations en question. Les « chiens » sont efficaces mais peu rentables dû à un environnement peu favorable. Enfin, les « étoiles » (efficacité $\geq 50\%$ et rentabilité $\geq 50\%$) sont des exploitations qui présentent généralement un exemple de bonne gestion et qui se trouvent probablement aussi dans un environnement favorable.

Les « matrices » efficacité/rentabilité sont présentées aux figures 64 à 66 pour l'ensemble de la période analysée. Afin de visualiser la relation qui existe entre l'efficacité et la rentabilité des exploitations, une droite de régression linéaire, avec son coefficient de détermination (R^2), a été ajoutée aux graphiques. Notons ici qu'un point sur la matrice peut correspondre à plusieurs exploitations. Cela concerne en particulier le point représentant les observations efficaces (= 100%) et rentables (= 100%) en même temps. Comme on peut le voir, une augmentation de l'efficacité entraîne en moyenne une augmentation moins que proportionnelle de la rentabilité des exploitations. Relevons ici le cas très intéressant de l'année 2001 (ordonnée à l'origine positive de la droite de régression) où – probablement sous l'effet post-Lothar – un effet particulièrement positif sur la rentabilité des exploitations peut être observé. Enfin, notons que selon les coefficients de détermination, entre 36% et 51% de la variation de la rentabilité des exploitations est attribuable à la variation de l'efficacité des exploitations. Les résultats détaillés pour les matrices efficacité/rentabilité se trouvent au tableau 46.

Figure 64 : Matrice efficacité/rentabilité (1998 et 1999)

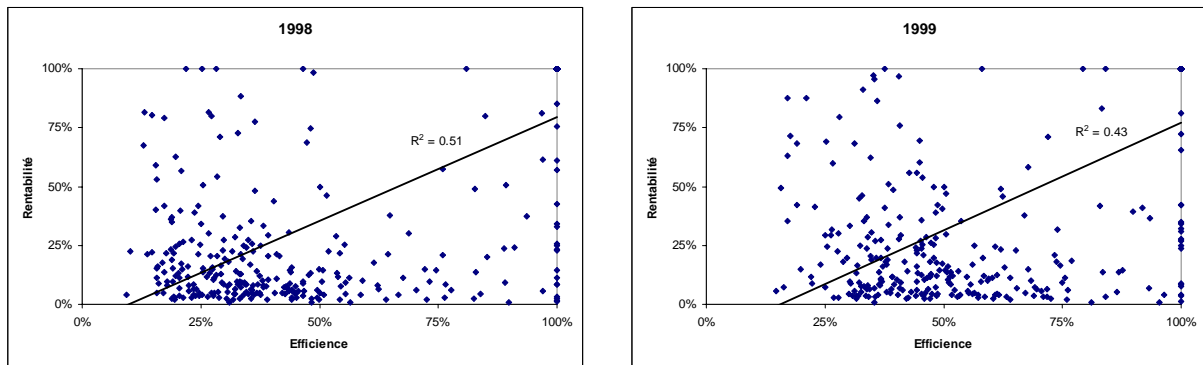


Figure 65 : Matrice efficacité/rentabilité (2000 et 2001)

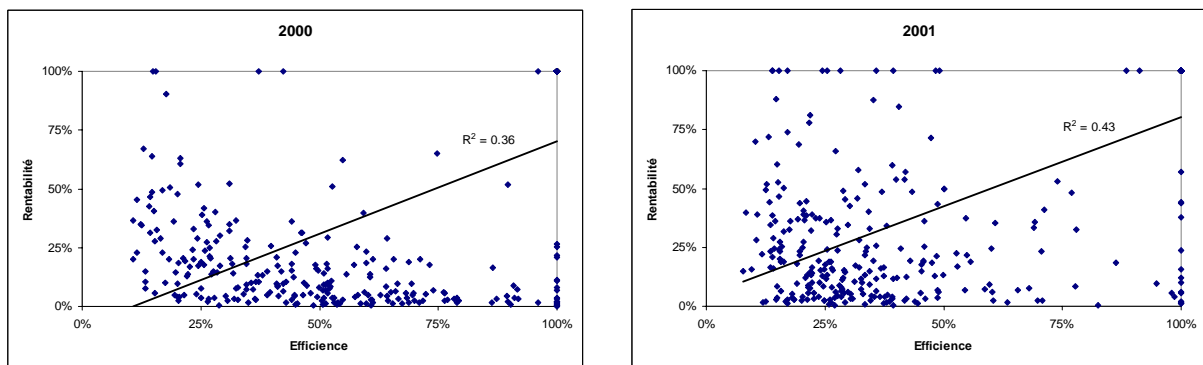
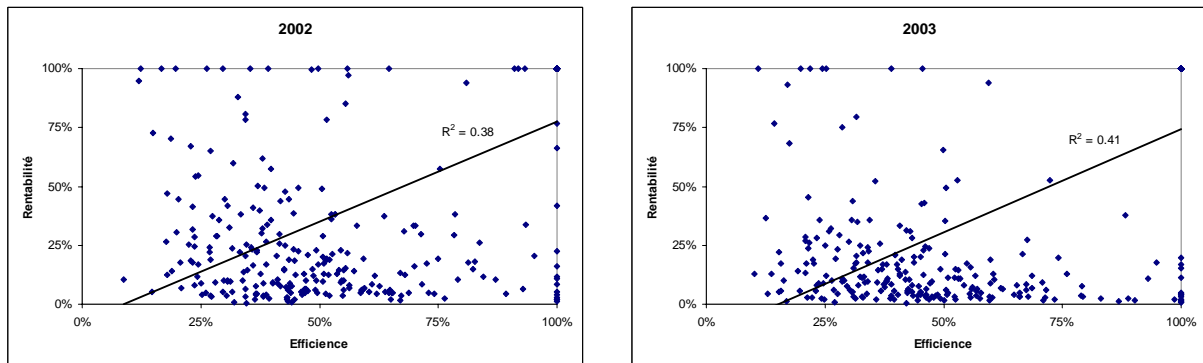


Figure 66 : Matrice efficacité/rentabilité (2002 et 2003)



Les résultats détaillés des matrices efficacité/rentabilité montrent qu'en moyenne (1998-2003) plus de 41% des exploitations se trouvent dans la zone des « points d'interrogation ». En même temps, presque un tiers des exploitations forestières peuvent être considérées comme des « étoiles ». Avec moins de 6% les « vaches à lait » représentent la catégorie la plus faible. Enfin, environ 22% des exploitations sont considérées comme « chiens ». La colonne de droite indique le nombre (pourcentage) des exploitations efficaces (= 100%) et rentables (= 100%) en même temps.

Tableau 46 : Résultats détaillés des matrices efficacité/rentabilité

	« ? » efficacité < 50% rentabilité < 50%	« Vaches à lait » efficacité < 50% rentabilité ≥ 50%	« Chiens » efficacité ≥ 50% rentabilité < 50%	« Etoiles » efficacité ≥ 50% rentabilité ≥ 50%	Efficient et rentable
1998 (n=401)	46,6%	5,7%	15,7%	31,9%	119 (29,7%)
1999 (n=376)	35,9%	6,1%	26,6%	31,4%	109 (29,0%)
2000 (n=368)	36,1%	3,3%	29,6%	31,0%	109 (29,6%)
2001 (n=362)	51,9%	8,8%	11,6%	27,6%	96 (26,5%)
2002 (n=357)	36,4%	6,4%	25,5%	31,7%	101 (28,3%)
2003 (n=337)	42,4%	4,2%	24,0%	29,4%	97 (28,8%)
<i>Moyenne</i>	41,6%	5,8%	22,2%	30,5%	28,6%

Enfin, le tableau 47 présente les corrélations entre les scores d'efficacité et de rentabilité obtenus à l'aide de la méthode DEA pour le modèle 1 sous l'hypothèse des rendements d'échelle variables. Les coefficients de corrélation de rangs de Spearman indiquent l'existence d'une corrélation moyenne entre les scores pendant toute la période observée. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1%.

Tableau 47 : Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité et de rentabilité

	DEA M1 VRS – input 1998	DEA M1 VRS – input 1999	DEA M1 VRS – input 2000	DEA M1 VRS – input 2001	DEA M1 VRS – input 2002	DEA M1 VRS – input 2003
DEA M1 résultat VRS – input 1998	0,593	-	-	-	-	-
DEA M1 résultat VRS – input 1999	-	0,568	-	-	-	-
DEA M1 résultat VRS – input 2000	-	-	0,457	-	-	-
DEA M1 résultat VRS – input 2001	-	-	-	0,497	-	-
DEA M1 résultat VRS – input 2002	-	-	-	-	0,500	-
DEA M1 résultat VRS – input 2003	-	-	-	-	-	0,456

Coefficients significatifs au seuil de 1%.

6.11 Comparaisons des résultats des méthodes paramétriques et non paramétriques

Après avoir présenté les résultats des analyses paramétriques et non paramétriques dans les sections précédentes, celle-ci compare les scores d'efficacité obtenus à travers les méthodes MCOD, SFA et DEA pour les différents modèles analysés. Pour ce faire, la relation entre les scores d'efficacité sera étudiée à l'aide du coefficient de corrélation de rangs de Spearman. En effet, une comparaison directe des scores d'efficacité obtenus à travers les méthodes utilisées ne semble pas appropriée. Comme les méthodes sont basées sur des approches différentes, une simple comparaison des moyennes et des distributions des scores d'efficacité ne permet pas de conclure si les méthodes permettent de fournir des scores d'efficacité similaires. Les tableaux suivants présentent les corrélations entre les scores d'efficacité obtenus à l'aide des méthodes MCOD, SFA et DEA pour les différents modèles analysés. Comme les rendements d'échelle, une fois déterminés, ne varient plus pour une fonction de production Cobb-Douglas (utilisée dans le cadre de la méthode MCOD) et comme les scores d'efficacité sont déterminés selon l'orientation output, les résultats de l'analyse MCOD sont comparés aux résultats CRS de l'analyse DEA en orientation output. Rappelons que les

mesures de l'efficacité productive en orientation input et output sont équivalentes quand on est en présence de rendements d'échelle constants (Färe et Lovell, 1978). Nous pouvons donc utiliser comme tels les scores calculés par l'analyse DEA en orientation input.

Le tableau 48 indique l'existence d'une corrélation très élevée entre les scores d'efficacité obtenus par les deux méthodes paramétriques (MCOD et SFA) sur la base du modèle 1 épuré. La corrélation est élevée quand on compare les scores obtenus par la méthode paramétrique stochastique (SFA) avec ceux obtenus par la méthode non paramétrique (DEA). Cette corrélation est même très élevée au milieu de la période observée (2000 et 2001). Les coefficients sont tous significatifs au seuil de 1%.

Tableau 48 : Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 1 épuré (SFA/MCOD/DEA), 1998-2003

	SFA M1 épuré 1998	SFA M1 épuré 1999	SFA M1 épuré 2000	SFA M1 épuré 2001	SFA M1 épuré 2002	SFA M1 épuré 2003
MCOD/DEA M1 épuré CRS – output 1998	0,994/0,774	-	-	-	-	-
MCOD/DEA M1 épuré CRS – output 1999	-	0,980/0,765	-	-	-	-
MCOD/DEA M1 épuré CRS – output 2000	-	-	0,995/0,963	-	-	-
MCOD/DEA M1 épuré CRS – output 2001	-	-	-	0,993/0,930	-	-
MCOD/DEA M1 épuré CRS – output 2002	-	-	-	-	0,992/0,846	-
MCOD/DEA M1 épuré CRS – output 2003	-	-	-	-	-	0,987/0,819

Coefficients significatifs au seuil de 1%.

Le tableau 49 montre qu'il existe une corrélation moyenne voire très élevée (2000, 2001) entre les scores d'efficacité obtenus par les deux approches MCOD et DEA en se basant sur le modèle 1. Cette corrélation s'améliore légèrement (sauf en 2001 et 2002) quand on se réfère au modèle 1 épuré. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1%.

Tableau 49 : Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 1 (MCOD/DEA), 1998-2003

	MCOD M1 1998	MCOD M1 1999	MCOD M1 2000	MCOD M1 2001	MCOD M1 2002	MCOD M1 2003
DEA M1/M1 épuré CRS – output 1998	0,688/0,739	-	-	-	-	-
DEA M1/M1 épuré CRS – output 1999	-	0,616/0,683	-	-	-	-
DEA M1/M1 épuré CRS – output 2000	-	-	0,940/0,969	-	-	-
DEA M1/M1 épuré CRS – output 2001	-	-	-	0,918/0,907	-	-
DEA M1/M1 épuré CRS – output 2002	-	-	-	-	0,836/0,828	-
DEA M1/M1 épuré CRS – output 2003	-	-	-	-	-	0,708/0,793

Coefficients significatifs au seuil de 1%.

En se référant au modèle 1bis, le tableau 50 indique une corrélation moyenne voire élevée (2000 et 2001) entre les scores d'efficacité obtenus par les deux approches MCOD et DEA. Les coefficients sont tous significatifs au seuil de 1%.

Tableau 50 : Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 1bis (MCOD/DEA), 1998-2003

	MCOD M1bis 1998	MCOD M1bis 1999	MCOD M1bis 2000	MCOD M1bis 2001	MCOD M1bis 2002	MCOD M1bis 2003
DEA M1bis CRS – output 1998	0,611	-	-	-	-	-
DEA M1bis CRS – output 1999	-	0,562	-	-	-	-
DEA M1bis CRS – output 2000	-	-	0,840	-	-	-
DEA M1bis CRS – output 2001	-	-	-	0,854	-	-
DEA M1bis CRS – output 2002	-	-	-	-	0,765	-
DEA M1bis CRS – output 2003	-	-	-	-	-	0,666

Coefficients significatifs au seuil de 1%.

Le tableau 51 indique l'existence d'une corrélation moyenne entre les scores d'efficacité obtenus par les deux approches MCOD et DEA sur la base du modèle 2 (efficacité nette). Toutefois, cette corrélation est plus élevée en 2000, soit l'année après Lothar. On constate donc que les deux méthodes utilisées pour déterminer l'efficacité nette des exploitations laissent apparaître des différences plus importantes entre les scores. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1%.

Tableau 51 : Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 2 (MCOD/DEA), 1998-2003

	MCOD M2 1998	MCOD M2 1999	MCOD M2 2000	MCOD M2 2001	MCOD M2 2002	MCOD M2 2003
DEA M2 en deux étapes CRS – output 1998	0,618	-	-	-	-	-
DEA M2 en deux étapes CRS – output 1999	-	0,486	-	-	-	-
DEA M2 en deux étapes CRS – output 2000	-	-	0,711	-	-	-
DEA M2 en deux étapes CRS – output 2001	-	-	-	0,496	-	-
DEA M2 en deux étapes CRS – output 2002	-	-	-	-	0,648	-
DEA M2 en deux étapes CRS – output 2003	-	-	-	-	-	0,514

Coefficients significatifs au seuil de 1%.

Le tableau 52 compare les scores d'efficacité calculés par les deux méthodes appliquées (MCOD et DEA) pour le modèle 2 régions. Il s'avère qu'il existe une corrélation moyenne voire élevée entre les scores d'efficacité pour les différentes régions (Jura, Plateau, Préalpes, Alpes). D'ailleurs, il apparaît que la corrélation entre les scores d'efficacité est plus élevée au milieu de la période observée (2000 et 2001). Seule exception, la région des Alpes où la corrélation reste relativement élevée durant toute la période analysée. Notons que les coefficients sont tous significatifs au seuil de 1%.

Tableau 52 : Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 2 régions (MCOD/DEA), 1998-2003

	MCOD M2 JU/PL/PA/A 1998	MCOD M2 JU/PL/PA/A 1999	MCOD M2 JU/PL/PA/A 2000	MCOD M2 JU/PL/PA/A 2001	MCOD M2 JU/PL/PA/A 2002	MCOD M2 JU/PL/PA/A 2003
DEA M2 JU/PL/PA/A CRS – output 1998	0,706/0,607 0,716/0,684	-	-	-	-	-
DEA M2 JU/PL/PA/A CRS – output 1999	-	0,513/0,568 0,548/0,753	-	-	-	-
DEA M2 JU/PL/PA/A CRS – output 2000	-	-	0,753/0,864 0,804/0,829	-	-	-
DEA M2 JU/PL/PA/A CRS – output 2001	-	-	-	0,707/0,796 0,633/0,827	-	-
DEA M2 JU/PL/PA/A CRS – output 2002	-	-	-	-	0,553/0,556 0,761/0,797	-
DEA M2 JU/PL/PA/A CRS – output 2003	-	-	-	-	-	0,620/0,622 0,603/0,808

Coefficients significatifs au seuil de 1%.

JU = Jura, PL = Plateau, PA = Préalpes, A = Alpes (lecture de gauche à droite et de haut en bas).

Finaleme nt, le tableau 53 indique l'existence d'une corrélation moyenne entre les scores d'efficacité MCO D et DEA pour les exploitations touchées ou non touchées par Lothar et cela sur toute la période considérée. Cependant, la corrélation semble plus élevée en 2000, année qui a suivi Lothar. De nouveau, tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1%.

Tableau 53 : Corrélations des rangs (Spearman) des scores d'efficacité du modèle 2 Lothar (MCOD/DEA), 2000-2003

	MCOD M2 Lothar/Non Lothar 2000	MCOD M2 Lothar/Non Lothar 2001	MCOD M2 Lothar/Non Lothar 2002	MCOD M2 Lothar/Non Lothar 2003
DEA M2 Lothar/Non Lothar CRS – output 2000	0,810/0,757	-	-	-
DEA M2 Lothar/Non Lothar CRS – output 2001	-	0,602/0,747	-	-
DEA M2 Lothar/Non Lothar CRS – output 2002	-	-	0,710/0,621	-
DEA M2 Lothar/Non Lothar CRS – output 2003	-	-	-	0,552/0,651

Coefficients significatifs au seuil de 1%.

6.12 Conclusion intermédiaire

Dans les dernières cinq sections, nous avons analysé les caractéristiques des exploitations forestières efficaces (benchmarks), les efficacités d'échelle et les rendements d'échelle, la relation entre efficacité et région forestière, la relation entre efficacité et rentabilité, et la corrélation entre les résultats obtenus par les deux approches utilisées (paramétrique et non paramétrique). Nous avons vu que les exploitations efficaces recourent généralement plus souvent à des prestations externes (utilisant ainsi moins de facteurs de production internes) et que leurs coûts administratifs sont inférieurs par rapport aux exploitations moins efficaces. En outre, une exploitation efficace reçoit souvent moins de subventions qu'une exploitation non efficace. Enfin, quand on prend en compte les variables environnementales pour déterminer l'efficacité nette des exploitations, il s'avère que la surface forestière productive

des exploitations efficaces est en moyenne plus élevée que celle des exploitations moins efficaces et que l'accroissement réel de leurs forêts est plus bas.

L'efficacité d'échelle de l'ensemble des exploitations forestières publiques semble relativement élevée. Environ 7% des exploitations affichent une efficacité d'échelle de 100%. Cependant, vu la taille moyenne des exploitations, le bon résultat global peut surprendre. Quant aux rendements d'échelle, il s'avère que 50% des exploitations forestières se trouvent dans une phase de rendements d'échelle croissants et auraient donc intérêt à augmenter leur taille. Quand on analyse les rendements d'échelle par région, il s'avère que les exploitations de la région Alpes ont généralement intérêt à augmenter leur taille. D'ailleurs, si on compare les résultats trouvés aux surfaces forestières productives moyennes par région au niveau suisse, on constate que la plupart des exploitations devraient être incitées à croître.

L'analyse de la relation entre efficacité et région forestière a montré que les exploitations de la région Alpes sont en moyenne moins efficaces que les exploitations des trois autres régions examinées. Cela peut s'expliquer en grande partie par les conditions topographiques et climatiques particulièrement difficiles dans cette région. De l'autre côté, et de manière un peu surprenante, les exploitations de la région Préalpes semblent en moyenne plus efficaces que les exploitations des autres régions forestières. Rappelons cependant le faible nombre d'observations dans cette région. Enfin, en moyenne, l'efficacité des exploitations des régions forestières Jura et Plateau semble être similaire. Néanmoins, et malgré les conditions topographiques et climatiques plus favorables sur le Plateau, un léger avantage en termes d'efficacité semble exister pour la région forestière du Jura. Une raison pour cela pourrait être la taille moyenne plus faible des exploitations du Plateau, et ainsi un morcellement plus important des surfaces forestières.

L'avant-dernière section a analysé la relation qui existe entre l'efficacité et la rentabilité des exploitations forestières. Comme on pouvait s'attendre, on trouve un lien positif entre efficacité et rentabilité. Plus précisément, une augmentation de l'efficacité d'une exploitation a généralement pour conséquence une augmentation moins que proportionnelle de sa rentabilité. Ainsi, vu l'existence du grand potentiel d'amélioration de l'efficacité productive des exploitations forestières publiques en Suisse, des progrès importants pourraient également être réalisés au niveau de leur rentabilité. En effet, l'analyse détaillée des matrices efficacité/rentabilité a montré entre autre que moins d'un tiers des exploitations affiche des scores d'efficacité et, en même temps, de rentabilité supérieurs à 50%.

Enfin, la dernière section avait pour objectif la comparaison des résultats des scores d'efficacité obtenus par les analyses paramétriques (MCOD, SFA) et non paramétriques (DEA) pour les différents modèles examinés. L'analyse a relevé l'existence d'une corrélation moyenne voire (très) élevée dans le cadre de l'analyse de l'efficacité technique (modèle 1), surtout en comparant les deux approches paramétriques entre elles, mais également pour les modèles 2 régions et Lothar. Cependant, il n'existe qu'une corrélation moyenne entre les scores d'efficacité obtenus par les approches MCOD et DEA sur la base du modèle 2. La prise en compte de variables environnementales – surtout catégorielles – par l'une (MCOD) ou l'autre méthode (DEA avec régression en deuxième étape) pour déterminer l'efficacité

nette des exploitations semble donc aboutir à des différences plus importantes dans les résultats.

7 Résultats de l'analyse d'efficience

Ce chapitre vérifie d'abord les hypothèses émises au chapitre 5. Ensuite sont discutés et analysés les autres résultats de recherche. Un tableau résume les principaux résultats trouvés au cours de l'analyse de l'efficience des exploitations forestières publiques suisses.

7.1 Vérification des hypothèses et discussion des résultats

H1 : La taille d'une exploitation forestière a un impact positif sur son efficience.

Cette hypothèse est fondée sur l'argument que des grandes exploitations peuvent obtenir des économies d'échelle dans la production. De plus, on s'attend à ce que des grandes exploitations arrivent plus facilement à tirer parti du progrès technique et à réaliser des investissements de rationalisation. Enfin, des avantages devraient être réalisés au niveau des prix (du côté input et output) et de l'accès aux marchés.

L'analyse des rendements d'échelle par la méthode non paramétrique (section 6.8) a montré que la moitié des exploitations (50%) auraient intérêt à augmenter leur taille. Plus précisément, une analyse détaillée par région a révélé que ce sont les exploitations de la région forestière Alpes qui se trouvent majoritairement dans une phase de rendements d'échelle croissants. Toutefois, si on compare les résultats trouvés aux surfaces forestières productives moyennes par région au niveau suisse, on constate que la plupart des exploitations, toutes régions confondues, devraient être incitées à croître. Plus précisément, la taille optimale d'une exploitation est estimée à presque 700 ha dans le Jura, presque 400 ha sur le Plateau, plus de 400 ha dans les Préalpes et environ 800 ha dans les Alpes.

H2 : La situation géographique d'une exploitation affecte son efficience.

Cette hypothèse est basée sur la supposition que les conditions générales caractérisant l'emplacement d'une exploitation affecteront son efficience. Par exemple, on s'attend à ce qu'un morcellement des surfaces forestières pour des raisons topographiques, un accès difficile aux forêts et des conditions climatiques rudes rendent l'activité d'exploitation plus laborieuse et donc moins efficiente.

L'analyse a montré qu'il existe une différence significative au niveau de l'efficience entre les différentes régions forestières. Plus précisément, il s'est avéré que les exploitations de la région Préalpes semblent en moyenne plus efficaces que les exploitations des trois autres régions forestières étudiées. Dans ce contexte, il faut toutefois rappeler le faible nombre d'observations pour cette région. De même, rappelons que les exploitations préalpines (comme les exploitations alpines) reçoivent généralement plus de subsides à cause des fonctions protectrices plus importantes de leurs forêts. Cependant, ces subventions ne font pas partie de l'échelon de production étudié ici qui est le deuxième. De l'autre côté, les exploitations de la région forestière Alpes apparaissent en moyenne comme étant moins

efficaces que les exploitations des autres régions. Parmi les principales raisons figurent sans doute les conditions topographiques et climatiques extrêmes, rendant l'exploitation des forêts plus difficile. Finalement, aucune différence significative n'apparaît au niveau de l'efficacité des exploitations entre les régions Jura et Plateau si l'on se réfère aux résultats de l'analyse MCOD. Cette différence devient néanmoins significative en se basant sur les résultats de l'analyse DEA. Plus précisément, d'après l'analyse non paramétrique, les exploitations de la région Jura sont en moyenne plus efficaces que celles de la région Plateau, et cela malgré les conditions topographiques et climatiques plus favorables sur le Plateau. Une explication pourrait être la taille moyenne plus faible des exploitations sur le Plateau conduisant à un morcellement artificiel des surfaces forestières.

H3 : Le type d'essences (feuillus et résineux) et assortiments de bois (grumes, bois d'industrie, bois de feu) influent sur l'efficacité des exploitations.

L'hypothèse repose sur l'argument que les méthodes de production employées (combinaisons d'inputs) peuvent être différentes selon les types d'arbres (essences) et les assortiments de bois. Ainsi, par exemple, les épicéas se trouvent concentrés dans les régions hautes, alpines ou préalpines, et leur accessibilité est plus difficile qu'en plaine (Plateau), où l'on peut trouver une large part d'arbres feuillus. De l'autre côté, les grumes – pour entrer dans la fabrication de meubles en bois massif ou dans les produits de construction – doivent être de première qualité, ceci par rapport au bois qui est utilisé dans la fabrication industrielle de meubles ou de papier (cellulose).

L'analyse détaillée des caractéristiques des exploitations efficaces et non efficaces n'a cependant pas relevé une différence importante au niveau de la composition des essences et des assortiments. Toutefois, il semble que les exploitations efficaces sont caractérisées par une production légèrement plus élevée de grumes et de bois d'industrie feuillus, tandis que les exploitations non efficaces se caractérisent par une production légèrement plus élevée de bois de feu feuillus. D'ailleurs, l'analyse au niveau des assortiments semble confirmer la part légèrement plus élevée de bois de feu chez les exploitations non efficaces. Néanmoins, les résultats trouvés ici ne permettent pas le maintien de l'hypothèse 3. Notons pourtant que ces résultats semblent confirmés par Mack et Schönenberger (2008) et Schönenberger *et al.* (2009) qui ont testé économétriquement l'impact des essences et assortiments sur l'efficacité des exploitations. Malgré l'interprétation difficile des résultats, il semble qu'une exploitation plus élevée de bois d'industrie exerce un effet positif sur l'efficacité.

H4 : Lothar a eu un effet positif sur l'efficacité (technique) des exploitations touchées par l'ouragan.

L'hypothèse est fondée sur l'argument que pour évacuer les quantités très importantes de bois renversé par Lothar les exploitations touchées n'ont pas augmenté leurs facteurs de production (inputs) dans les mêmes proportions qu'a augmenté la quantité de bois à exploiter (output). En effet, rappelons que la récolte de bois imposée par une tempête n'est pas fondamentalement différente d'une exploitation normale, mais que seul son degré d'intensité varie.

Les deux méthodes d'analyse utilisées dans le cadre de ce travail ont relevé l'existence d'une différence fortement significative entre les scores d'efficacité des exploitations touchées et pas touchées par Lothar pour les années 2001 et 2002. Vu les scores atteints, il semble que Lothar a eu un effet positif sur l'efficacité des exploitations touchées par l'ouragan. Notons que l'analyse DEA indique également l'existence d'une différence significative en 2000 ($p < 0,01$) et 2003 ($p < 0,05$) pendant que l'analyse MCO ne permet pas de conclure sur une différence significative pour ces années. Cependant, cette non-significativité observée en 2000 ne fait que souligner l'effort extraordinaire qui a été entrepris par les exploitations touchées par Lothar pour réparer les dégâts causés par l'ouragan. Enfin, l'avantage en termes d'efficacité en faveur des exploitations touchées par Lothar semble s'affaiblir à partir de 2003. Il semble donc que les exploitations touchées par Lothar n'ont pas su garder le même élan (en termes d'efficacité) comme c'était le cas après Lothar. Rappelons encore que l'analyse détaillée des exploitations efficaces (benchmarks) a également montré que celles-ci ont majoritairement été touchées par Lothar.

H5 : Un accroissement élevé du volume de bois a un effet positif sur l'efficacité d'une exploitation.

Cette hypothèse est basée sur un raisonnement similaire à celui exposé dans le cadre de l'hypothèse 4 (Lothar). Ainsi un accroissement positif du volume de bois devrait aussi avoir un effet positif sur l'efficacité d'une exploitation. En effet, on suppose qu'une exploitation forestière ne va pas augmenter ses inputs dans les mêmes proportions – si elle les augmente – que l'accroissement du bois. Le résultat devrait donc être une productivité accrue de l'exploitation. Cependant, on constate que, contrairement au cas de Lothar où il s'agissait encore d'éliminer le bois en surplus le plus vite possible, l'accroissement naturel des forêts est largement sous-exploité. Autrement dit, les exploitations ne profitent pas de l'accroissement des forêts suisses. La conséquence en est une augmentation du volume sur pied et de l'accroissement exploitable. Rappelons encore que l'analyse détaillée des benchmarks a montré que l'accroissement réel des forêts chez les exploitations efficaces est souvent plus faible que chez les exploitations moins efficaces. L'hypothèse 5 est donc rejetée.

H6 : Un réseau de routes et de chemins dense exerce un effet positif sur l'efficacité d'une exploitation forestière.

L'hypothèse est basée sur l'argument qu'un accès plus facile aux forêts (pour y accéder mais aussi pour extraire le bois) aura un impact positif sur l'efficacité d'une exploitation. Toutefois, comme la variable caractérisant le réseau des routes et des chemins est exprimée dans différentes unités de mesure, elle n'a pas pu être retenue. On admet néanmoins qu'elle est implicitement reflétée à travers la situation géographique d'une exploitation, c'est-à-dire les variables représentant les différentes régions forestières (hypothèse 2). Ainsi, on suppose que les scores moyens d'efficacité relativement plus faibles dans la région Alpes s'expliquent en partie par un réseau routier moins dense et un accès plus périlleux que dans les autres régions forestières.

H7 : La structure de propriété a une influence sur l'efficacité d'une exploitation.

L'hypothèse repose sur l'argument que la structure de propriété d'une exploitation peut influencer son efficacité. Par exemple, un mode de fonctionnement plutôt « privé », comme c'est le cas des bourgeoisies qui reçoivent, par opposition aux communes, généralement moins de subventions car déjà excédentaires, pourrait avoir un impact positif sur l'efficacité des exploitations.

L'analyse des caractéristiques des exploitations efficaces et non efficaces a montré que la part des exploitations en mains de l'Etat est deux fois plus élevée parmi les exploitations efficaces. Ceci pourrait être lié à la taille généralement plus élevée des exploitations étatiques comparée aux autres exploitations, laissant penser à la présence d'économies d'échelle. De l'autre côté, la part des communes paraît plus élevée parmi les exploitations non efficaces que parmi les exploitations efficaces. Enfin, la part des bourgeoisies est quasiment identique parmi les exploitations efficaces et non efficaces. Il semble donc que le mode de fonctionnement « public » au niveau des communes a un effet plutôt négatif sur l'efficacité des exploitations, observation qui n'est toutefois pas vérifiée au niveau des bourgeoisies. A ce stade de l'analyse, l'acceptation de l'hypothèse 7 semble donc problématique.

Notons que Mack et Schönenberger (2008) et Schönenberger *et al.* (2009), en analysant un panel équilibré de 300 exploitations sur la même période, ont pu trouver un résultat plus clair : au niveau des communes celui-ci est clairement confirmé, et la part des bourgeoisies parmi les exploitations efficaces est nettement plus élevée que celle parmi les exploitations non efficaces, laissant supposer une influence de la structure de propriété sur l'efficacité des exploitations.

H8 : Le recours à des prestations de tiers est une caractéristique d'une exploitation efficace.

On s'attend à ce qu'une exploitation efficace externalise une partie de ses activités. Dans le même contexte, on suppose qu'en moyenne la taille du parc de véhicules propres d'une exploitation efficace est plus faible que celle d'une exploitation moins efficace. En outre, le nombre d'employés propres est supposé plus faible chez les exploitations efficaces que chez les exploitations non efficaces. De même, on s'attend à ce qu'une exploitation efficace soit caractérisée par des coûts administratifs relativement plus bas, faisant appel, par exemple, à des organisations de commercialisation du bois.

L'analyse des exploitations efficaces (benchmarks) a montré que les exploitations efficaces recourent souvent à des prestations de tiers, utilisant ainsi moins de facteurs de production internes, et que leurs coûts administratifs sont généralement inférieurs par rapport aux exploitations moins efficaces. Enfin, il semble également que le nombre d'heures travaillé par le personnel de production de bois et le nombre d'heures machine sont souvent plus bas que dans le cas des exploitations non efficaces.

H9 : Les dépenses en formation et formation continue dans la production de bois ont un impact positif sur l'efficacité d'une exploitation.

L'hypothèse est basée sur l'argument qu'une formation professionnelle solide ainsi que le maintien et le développement permanent des qualifications professionnelles vont exercer un effet positif sur l'efficacité globale d'une exploitation. En particulier, on s'attend à ce qu'un suivi de l'évolution des connaissances, l'acquisition de connaissances théoriques et pratiques dans des domaines voisins et l'apprentissage de nouvelles techniques de travail aient un impact positif sur la productivité du travail.

L'estimation de la fonction de production « moyenne » a relevé que sur l'ensemble de la période analysée (1998 à 2003), les dépenses en formation et formation continue ont un léger impact positif et significatif sur la quantité de bois exploité qu'en 2002. Une raison pourrait être l'accent mis principalement sur les dépenses en formation et formation continue visant surtout la sécurité au lieu de travail et la qualité du travail fourni au détriment de techniques plus modernes visant la quantité de bois à exploiter. En conséquence, il a été décidé de ne pas retenir les dépenses en formation et formation continue dans la suite de l'analyse de l'efficacité des exploitations forestières, et l'hypothèse 9 n'a donc pas pu être confirmée.

H10 : Les investissements exercent un effet positif sur l'efficacité d'une exploitation.

Cette hypothèse est basée sur un raisonnement similaire à celui exposé dans le cadre de l'hypothèse 9 (dépenses en formation et formation continue). Ainsi, on s'attend à ce que les investissements effectués au sein d'une exploitation aient un impact positif sur son efficacité. En effet, l'acquisition de nouvelles technologies (p.ex. véhicules, machines, outillages forestiers) devrait permettre l'augmentation de l'efficacité au sein d'une exploitation. Rappelons néanmoins que Lantz (2005) a pu montrer que l'innovation, définie ici comme une introduction d'une nouvelle machine ou d'un nouveau procédé, peut être compensée par une perte de productivité due à des terrains aux conditions de récolte plus pénibles. Rappelons aussi que Martinello (1985) a pu montrer que le changement technologique a augmenté les coûts dans divers secteurs de l'industrie forestière canadienne, dont l'exploitation du bois.

Cependant, comme la variable « montants investis » reflète les investissements effectués dans l'ensemble de l'entreprise forestière, et pas seulement dans l'exploitation du bois, elle n'a pas été retenue dans le cadre de l'analyse d'efficacité des exploitations forestières. L'hypothèse 10 n'a donc pas pu être vérifiée.

H11 : Une exploitation techniquement efficace est aussi une exploitation profitable.

Cette hypothèse est basée sur l'argument qu'une gestion efficace des ressources à disposition aura un impact positif sur la rentabilité d'une exploitation. Cependant, on est conscient du fait que les efforts d'un management efficace peuvent être contrebalancés par un environnement peu favorable à l'exploitation.

L'analyse du lien entre efficacité productive et rentabilité a montré qu'il existe une corrélation positive moyenne entre ces deux variables. Ainsi, une augmentation de l'efficacité d'une exploitation forestière entraîne généralement aussi une augmentation mais moins que proportionnelle de sa rentabilité. Une analyse plus détaillée a relevé qu'environ un tiers des exploitations affichent des scores d'efficacité et de rentabilité supérieurs à 50%. De l'autre côté, moins qu'un quart des exploitations sont caractérisées par une efficacité supérieure à 50% et, simultanément, une rentabilité inférieure à 50%. Enfin, seulement 6% environ des exploitations avec une efficacité inférieure à 50% affichent une rentabilité supérieure à 50%. Rappelons encore qu'environ 30% des exploitations efficaces sont aussi des exploitations rentables. Vu le potentiel important d'amélioration de l'efficacité productive des exploitations forestières publiques suisses, des progrès importants pourraient donc également être réalisés au niveau de la rentabilité des exploitations.

H12 : L'efficacité des exploitations forestières publiques en Suisse a augmenté pendant la période étudiée (1998 à 2003).

L'hypothèse est basée sur l'argument que le progrès technique améliore l'efficacité du travail et du capital. L'efficacité des exploitations forestières devrait donc augmenter dans le temps. Cependant, rappelons encore une fois que Lantz (2005) a pu démontrer un effet négatif de l'innovation sur la productivité dans le domaine étudié, et que Martinello (1985) a pu montrer que le changement technologique pouvait augmenter les coûts dans l'industrie forestière.

Signalons d'abord que vu la structure des données – il s'agit d'un panel non équilibré – des interprétations dans le temps ne sont, à priori, pas possibles. Si on essaye donc d'en donner, celles-ci doivent être traitées avec une très grande précaution. De manière générale (toutes méthodes et tous modèles confondus), aucune image claire ne semble ressortir par rapport à l'évolution dans le temps (1998 à 2003) de l'efficacité des exploitations forestières publiques en Suisse. Néanmoins, en moyenne et pour l'ensemble des exploitations analysées, il semble que l'efficacité aurait d'abord eu tendance à diminuer (1998 à 2001) avant d'augmenter de nouveau, mais sans forcément atteindre le niveau observé en début de période.⁹² De l'autre côté, l'analyse de l'efficacité nette dans le cadre de la méthode paramétrique a pu montrer une tendance claire à l'augmentation de l'efficacité sur toute la période observée. En conséquence, vu les différents résultats obtenus mais aussi la structure des données analysées, il n'est pas possible de confirmer l'hypothèse 12.

H13 : Les deux méthodes utilisées (paramétriques et non paramétriques) pour déterminer l'efficacité des exploitations forestières publiques suisses permettent d'aboutir à des résultats comparables.

De manière générale, on peut affirmer que les résultats trouvés dans le cadre de l'analyse de l'efficacité des exploitations forestières publiques suisses à l'aide des méthodes proposées

⁹² Notons toutefois que Schönenberger *et al.* (2009) et Mack et Schönenberger (2008), en analysant un panel équilibré de 300 exploitations sur la même période, ont pu trouver un résultat similaire.

(MCO, SFA et DEA) sont largement cohérents. Comme on pouvait s'y attendre, les valeurs absolues des scores d'efficacité obtenus par la méthode non paramétrique DEA sont en moyenne significativement plus élevées que ceux obtenus par la méthode paramétrique déterministe (MCO). De même, les scores d'efficacité obtenus par la méthode paramétrique stochastique (SFA), permettant d'isoler le terme purement aléatoire de celui reflétant l'inefficacité technique d'une exploitation, sont plus élevés qu'avec les deux autres méthodes. La seule véritable différence se trouve au niveau de l'interprétation de l'impact des subventions accordées suite à Lothar sur l'efficacité technique des exploitations. En effet, en comparant les scores d'efficacité obtenus dans le cadre de l'analyse de l'efficacité technique, l'analyse paramétrique (MCO) semble indiquer un effet négatif pour les années 2000 à 2002, alors que l'impact semble être positif en 2000 et 2001 selon les résultats de l'analyse non paramétrique. Enfin, la régression en deuxième étape pour l'estimation de l'efficacité nette dans le cadre de l'analyse non paramétrique semble indiquer un effet négatif des subventions sur l'efficacité des exploitations. Notons toutefois que l'analyse de l'impact des subventions sur l'efficacité des exploitations forestières n'est pas au centre de ce travail.⁹³

De manière plus détaillée, la comparaison des résultats des scores d'efficacité obtenus par les deux méthodes appliquées a relevé l'existence d'une corrélation moyenne voire (très) élevée dans le cadre de l'analyse de l'efficacité technique (modèle 1), surtout en comparant les approches paramétriques entre elles, ainsi que pour les modèles 2 régions et Lothar. Toutefois, la corrélation entre les scores d'efficacité obtenus par les approches MCO et DEA sur la base du modèle 2 n'est que moyenne. La prise en compte de variables environnementales, surtout catégorielles, par l'une (MCO) ou l'autre méthode (DEA avec régression en deuxième étape) pour déterminer l'efficacité nette des exploitations aboutit à des différences plus importantes dans les résultats.

L'analyse de la relation entre efficacité et région forestière par les méthodes MCO et DEA a montré que les exploitations de la région Alpes sont en moyenne moins efficaces que les exploitations des trois autres régions forestières examinées. Parmi les raisons principales qui peuvent expliquer cette différence, on peut évoquer les conditions topographiques et climatiques particulièrement difficiles dans la région alpine. De l'autre côté, les exploitations de la région Préalpes semblent en moyenne plus efficaces que les exploitations des autres régions. Dans ce contexte, il faut néanmoins rappeler le faible nombre d'observations dans cette région qui pourrait jouer en faveur de ce résultat. Enfin, en moyenne, les exploitations de la région forestière Jura semblent afficher une efficacité semblable à celle des exploitations de la région Plateau. Toutefois, l'analyse non paramétrique semble indiquer un léger avantage en termes d'efficacité pour les exploitations de la région Jura, et cela malgré les conditions topographiques et climatiques plus favorables sur le Plateau. Une explication pour cela pourrait être la taille moyenne plus faible des exploitations du Plateau, et ainsi un morcellement plus important des surfaces forestières.

Finalement, rappelons aussi que les méthodes d'analyse utilisées (ici : MCO et DEA) ont relevé l'existence d'une différence significative entre les scores d'efficacité des exploitations

⁹³ Pour une analyse de l'impact des subventions sur l'efficacité des exploitations forestières publiques en Suisse, voir Schönenberger *et al.* (2009) et Mack et Schönenberger (2008).

touchées et non touchées par Lothar. Ainsi, d'après les scores atteints, il s'est avéré que Lothar a eu un effet positif sur l'efficacité des exploitations touchées par l'ouragan (cf. hypothèse 4).

7.2 Autres résultats

L'analyse des caractéristiques des exploitations efficaces (benchmarks) a montré que celles-ci recourent généralement plus souvent à des prestations externes, utilisant donc moins de facteurs de production internes, et que leurs coûts administratifs sont inférieurs en comparaison aux exploitations moins efficaces. De plus, il paraît qu'une exploitation efficace reçoit souvent moins de contributions et subventions qu'une exploitation non efficace. Les conclusions par rapport aux facteurs de production travail (personnel) et capital (véhicules) sont plus délicates et moins évidentes. Il semble néanmoins qu'une exploitation efficace emploie généralement moins de personnel propre et qu'elle utilise moins de véhicules propres qu'une exploitation non efficace. Enfin, la prise en compte des variables environnementales dans le cadre de la détermination de l'efficacité nette a montré qu'en moyenne, la surface forestière productive des exploitations efficaces est plus élevée que celle des exploitations moins efficaces et que l'accroissement réel de leurs forêts est plus faible.

L'analyse séparée des scores d'efficacité calculés dans le cadre de l'approche non paramétrique sous l'hypothèse des rendements d'échelle constants puis variables a permis de déterminer l'efficacité d'échelle des exploitations forestières. Il s'est avéré qu'environ 7% des exploitations affichent une efficacité d'échelle de 100%. Cependant, vu la taille moyenne des exploitations, le bon résultat global qui a été obtenu peut surprendre. Une explication pourrait être la non-reconnaissance explicite d'un seuil de rendements d'échelle croissants puis décroissants par la méthode DEA. Au niveau des rendements d'échelle, il a été montré que 50% des exploitations forestières se trouvent dans une phase de rendements d'échelle croissants et auraient donc intérêt à augmenter leur taille. Une analyse des rendements d'échelle par région montre que ce sont les exploitations de la région Alpes qui ont généralement intérêt à augmenter leur taille (rappelons dans ce contexte que la taille moyenne des exploitations alpines est déjà plus élevée que celle des autres régions forestières). Toutefois, ce résultat pourrait s'expliquer par l'accès plus difficile aux surfaces forestières productives comme par le morcellement plus important des surfaces.

L'hypothèse plus réaliste des rendements d'échelle variables, introduite dans le cadre de l'approche non paramétrique, a permis d'améliorer l'image des exploitations forestières en termes d'efficacité. En effet, par définition, les exploitations ont pu voir augmenter en moyenne leurs scores d'efficacité. Enfin, la prise en compte des variables environnementales a permis d'aboutir aux degrés d'efficacité nets. Les exploitations se trouvant dans un environnement défavorable ont ainsi vu leur efficacité relative augmenter.

Le tableau 54 résume les principaux résultats trouvés au cours de l'analyse de l'efficacité des exploitations forestières publiques suisses.

Tableau 54 : Résumé des principaux résultats

Facteurs analysés	Résultats de l'analyse d'efficience
1. Facteur travail	Productivité du travail généralement plus élevée chez les exploitations efficaces.
2. Equipement technique (véhicules, machines, câble-grues)	Productivité du capital généralement plus élevée chez les exploitations efficaces.
3. Prestations de tiers (entreprises forestières)	Recours à des prestations de tiers légèrement plus élevé chez les exploitations efficaces.
4. Coûts administratifs	Coûts administratifs plus faibles chez les exploitations efficaces.
5. Dépenses en formation et formation continue	Peu/pas d'effet sur la productivité du travail.
6. Subventions versées (production de bois)	Les exploitations efficaces reçoivent généralement moins de subventions.
7. Taille d'exploitation (surface forestière productive)	Les exploitations efficaces ont souvent une surface forestière productive plus élevée que les exploitations non efficaces. De manière générale, les exploitations ont intérêt à augmenter leur taille d'exploitation.
8. Conditions de la forêt (accroissement, essences, assortiments)	Un accroissement élevé ne semble pas avoir un impact positif sur l'efficience des exploitations (problème de la sous-exploitation des forêts suisses). Essences et assortiments : peu de différence ; il semble toutefois que les exploitations efficaces sont caractérisées par une production légèrement plus élevée de grumes et de bois d'industrie feuillus. De l'autre côté, les exploitations non efficaces se caractérisent par une production légèrement plus élevée de bois de feu (feuillus).
9. Ouragan Lothar (fin 1999)	Les exploitations efficaces ont souvent été touchées par Lothar.
10. Régions forestières	Il semble que la région des Préalpes performe généralement mieux que les régions Plateau et Jura ; la région des Alpes est clairement défavorisée en termes d'efficience technique.
11. Propriétaires	Les exploitations en mains de l'Etat (cantons), généralement plus grandes, semblent plus efficaces en moyenne ; de l'autre côté, la part des communes parmi les exploitations non efficaces paraît plus élevée.
Autres résultats	
Efficience nette	Miroir de l'efficience technique ; les exploitations « désavantagées » voient leurs scores d'efficience augmenter.
Efficience d'échelle et rendements d'échelle	Efficience d'échelle relativement élevée, mais 50% des exploitations se trouvent dans une phase de rendements d'échelle croissants => intérêt à augmenter leur taille. Plus précisément, il semble qu'au niveau des régions ce sont surtout les exploitations alpines qui ont intérêt à augmenter leur taille.
Efficience et rentabilité	Vu le lien positif entre efficience et rentabilité et l'existence du grand potentiel d'amélioration de l'efficience technique, des progrès importants sont également réalisables au niveau de la rentabilité.
Comparaison des résultats trouvés à l'aide des méthodes utilisées (paramétriques et non paramétriques)	Résultats largement cohérents ; seule exception : impact des subventions accordées suite à Lothar sur l'efficience technique des exploitations.

8 Conclusion

L'objectif principal de ce travail a été l'analyse de l'efficience des exploitations forestières publiques en Suisse et, à travers cela, des déterminants de cette efficience. Un examen détaillé a été effectué sur la base de presque 700 exploitations, regroupées en 400 unités de décompte environ, et couvrant la période 1998 à 2003. Pour répondre aux diverses questions posées, différentes méthodes, paramétriques (MCO et SFA) et non paramétrique (DEA), ont été utilisées. Par opposition à l'analyse non paramétrique, les méthodes paramétriques permettent de déterminer simultanément lors du calcul des scores d'efficience les variables censées influencer l'efficience. A côté du calcul de l'efficience, la méthode DEA permet également de déterminer les rendements et efficiences d'échelle. Dans un deuxième temps, l'influence de variables exogènes sur les scores d'efficience des exploitations a été déterminée dans le cadre d'une analyse de régression en deuxième étape.

Les résultats montrent d'abord qu'une différence importante existe au niveau des scores d'efficience en termes absolus obtenus à travers les différentes approches, mais que de manière générale les interprétations données restent valables. Une évidence nette est l'existence d'un potentiel considérable d'amélioration de l'efficience technique (productive) des exploitations forestières publiques suisses, et cela sur toute la période observée. Par ailleurs, il semble que l'efficience technique ait diminué en début de période avant d'augmenter après Lothar, alors que l'efficience nette semble augmenter sur toute la période analysée.

Au niveau des régions forestières, il semble que la région des Préalpes performe généralement mieux que les régions Plateau et Jura. De l'autre côté, vu les conditions topographiques et climatiques très particulières, il est peu surprenant de constater que l'efficience dans la région des Alpes est en moyenne plus basse que dans les autres régions. En ce qui concerne les conséquences de Lothar sur l'efficience technique des exploitations, il paraît que l'ouragan a exercé un effet positif sur celle-ci. En particulier, il semble que les exploitations touchées par Lothar ont pu augmenter leur efficience. Les conclusions concernant l'effet des subventions sur l'efficience technique sont plus ambiguës. En effet, en comparant les scores d'efficience obtenus dans le cadre de l'analyse de l'efficience technique, l'approche paramétrique (déterministe) semble démontrer un effet négatif des subventions attribuées suite à Lothar, alors que l'approche non paramétrique paraît indiquer le contraire. Enfin, la régression en deuxième étape pour l'estimation de l'efficience nette dans le cadre de l'analyse non paramétrique semble indiquer un effet négatif des subventions sur l'efficience des exploitations.

L'hypothèse plus réaliste des rendements d'échelle variables, introduite dans le cadre de l'approche non paramétrique, a amélioré l'image des exploitations forestières en termes d'efficience. En effet, en moyenne, les exploitations ont pu voir augmenter leurs scores d'efficience. Enfin, la prise en compte de différentes variables environnementales a permis d'aboutir aux degrés d'efficience nets. Ainsi, les exploitations se trouvant dans un environnement défavorable, par exemple en région alpine avec un faible accroissement du bois, ont vu leur efficience relative augmenter.

L'analyse des caractéristiques des exploitations efficaces a montré que celles-ci recourent généralement plus souvent à des prestations externes (entreprises forestières), peut-être au détriment de facteurs de production internes. De même, leurs coûts administratifs sont inférieurs en comparaison aux exploitations peu efficaces. En outre, il paraît qu'une exploitation efficace reçoit souvent moins de contributions et subventions qu'une exploitation non efficace. Toutefois, l'interprétation de ce résultat doit se faire avec prudence. En effet, le sens de l'effet peut être bidirectionnel, car des exploitations efficaces peuvent être moins subventionnées, justement à cause de leur efficacité (et vice versa). Les conclusions au niveau du personnel et par rapport aux véhicules utilisés sont plus délicates et moins évidentes. Cependant, il semble qu'une exploitation efficace emploie généralement moins de personnel propre et qu'elle utilise moins de véhicules propres qu'une exploitation non efficace. Cela pourrait s'expliquer justement par une demande plus importante de prestations externes des exploitations efficaces. Enfin, la prise en compte des variables environnementales dans le cadre de la détermination de l'efficacité nette a montré qu'en moyenne, la surface forestière productive des exploitations efficaces est plus élevée que celle des exploitations moins efficaces et que l'accroissement du bois dans leurs forêts est plus faible.

L'analyse séparée des scores d'efficacité calculés dans le cadre de l'approche non paramétrique sous l'hypothèse des rendements d'échelle constants puis variables a permis de déterminer l'efficacité d'échelle des exploitations forestières. Il s'est avéré que seulement 7% des exploitations opèrent à une taille optimale. Plus précisément, il a été montré que 50% des exploitations forestières se trouvent dans une phase de rendements d'échelle croissants et auraient donc intérêt à augmenter leur taille d'exploitation. Une analyse détaillée des rendements d'échelle par région a relevé que ce sont surtout les exploitations de la région Alpes qui ont souvent intérêt à augmenter leur taille. Mais de manière générale, le nombre d'exploitations qui opèrent à une taille optimale est très faible. D'ailleurs, si on compare les résultats trouvés aux surfaces forestières productives moyennes par région au niveau suisse, on constate que la plupart des exploitations, toutes régions confondues, devraient être incitées à croître. Plus précisément, la taille optimale d'une exploitation est estimée à presque 700 ha dans le Jura, presque 400 ha sur le Plateau, plus de 400 ha dans les Préalpes et environ 800 ha dans les Alpes. En effet, des exploitations avec des surfaces plus grandes et peu morcelées devraient avoir moins de difficultés à mettre en place des nouvelles technologies permettant d'augmenter leur efficacité à terme.

La section 6.10 a analysé la relation qui existe entre l'efficacité et la rentabilité d'une exploitation forestière. Comme on pouvait s'y attendre, on a pu établir un lien positif entre efficacité et rentabilité. Autrement dit, une augmentation de l'efficacité d'une exploitation a généralement pour conséquence une augmentation de sa rentabilité. Ainsi, vu l'existence d'un grand potentiel d'amélioration au niveau de l'efficacité technique des exploitations forestières publiques en Suisse, des progrès considérables pourraient également être réalisés au niveau de leur rentabilité. En effet, l'analyse détaillée des matrices efficacité/rentabilité a montré entre autre que moins d'un tiers des exploitations affiche des scores d'efficacité et, en même temps, de rentabilité supérieurs à 50%.

Finalement, les résultats des scores d'efficacité obtenus par les analyses paramétriques (MCOD et SFA) et non paramétriques (DEA) pour les différents modèles examinés ont été

comparés à la fin du chapitre 6. L'analyse a relevé l'existence d'une corrélation moyenne voire (très) élevée dans le cadre de l'analyse de l'efficacité technique (modèle 1), surtout en comparant les deux approches paramétriques entre elles, mais également dans le cadre des modèles 2 régions et Lothar. Cependant, il n'existe qu'une corrélation moyenne entre les scores d'efficacité obtenus par les approches MCODE et DEA sur la base du modèle 2. La prise en compte de variables environnementales – surtout catégorielles – par l'une (MCOD) ou l'autre méthode (DEA avec régression en deuxième étape) pour déterminer l'efficacité nette des exploitations aboutit donc à des différences plus importantes dans les résultats.

Les résultats trouvés dans le cadre de ce travail permettent de dresser un certain nombre de recommandations destinées aux exploitants forestiers publics et aux autorités publiques et politiques compétentes en la matière. Il a été clairement démontré que l'objectif primordial doit être l'augmentation de l'efficacité des exploitations pour permettre, à terme, un accroissement de leur rentabilité. Diverses pistes peuvent être envisagées pour atteindre cet objectif mais il s'agit plutôt d'une bonne combinaison des différents moyens d'action possibles.

Premièrement, d'après l'analyse des benchmarks, les exploitations ont intérêt à externaliser une partie importante de leurs activités et de recourir donc à des entreprises forestières spécialisées, que ce soit au niveau du personnel dans la production du bois ou des véhicules et machines qui y sont affectés. Cela permettra également d'avoir plus facilement accès aux techniques de récolte les plus récentes, en particulier dans le cas des exploitations de petite et moyenne taille. En outre, afin de moderniser régulièrement les techniques de récolte utilisées et pour développer les technologies forestières à valeur ajoutée, des investissements réguliers semblent s'imposer. D'ailleurs, même si Lantz (2005) et Martinello (1985) ont pu montrer le contraire, un effet positif devrait être engendré par l'innovation dans le secteur forestier à long terme.

Dans un même contexte, les dépenses en formation et formation continue devraient être renforcées afin de faire face aux derniers développements dans le domaine de l'économie forestière. De même, tout en élargissant le champ de formation, l'esprit d'entreprise devrait être encouragé. Au niveau de l'économie forestière dans son ensemble, il s'agit de mobiliser et optimiser les ressources humaines et financières pour effectuer des activités de R&D technologique de manière coordonnée et efficace. A cet effet, la création d'un conseil de l'innovation dans le domaine forestier au niveau national pourrait constituer un instrument utile. Enfin, pour profiter de l'expérience d'autres pays dans le domaine, la formation et le renforcement de partenariats au niveau international devraient être encouragés. Par exemple, le Canada, avec son expérience considérable dans l'exploitation commerciale à grande échelle des forêts, et des pays aux conditions semblables à celles de la Suisse (taille, conditions climatiques et topographiques) comme l'Autriche ou la Bavière, pourraient constituer des partenaires de premier choix.

Vu la taille moyenne des exploitations forestières publiques suisses et le morcellement du secteur analysé, les coopérations et fusions d'exploitations forestières doivent être abordées

de manière encore plus concrète et adéquate.⁹⁴ En effet, la taille moyenne à partir de laquelle les exploitations sont capables de profiter de rendements d'échelle constants a été établie bien au dessus des surfaces forestières productives moyennes dans les différentes régions au niveau suisse. Toutefois, il s'agit aussi d'atténuer les conséquences de l'évolution structurelle sur le plan social tout en favorisant le développement durable dans le milieu rural. Une autre piste consisterait à encourager la privatisation de l'exploitation forestière – en tout cas en ce qui concerne la partie pouvant fournir des recettes provenant de la vente de bois –, tout en gardant les fonctions publiques des forêts – par exemple, la fonction protectrice et le maintien de la diversité biologique – en mains publiques.

Un autre aspect important concerne le système de subventionnement de la Confédération. Même si ce thème n'a été abordé qu'à la marge dans le cadre de ce travail, les premiers résultats indiquent que les exploitations efficaces sont généralement moins subventionnées que les exploitations non efficaces.⁹⁵ Dans ce contexte, la nouvelle politique de subventionnement de la Confédération et le système des paiements directs non liés à la production, encouragé par la réforme de la péréquation financière et de la répartition des tâches entre la Confédération et les cantons (RPT), pourraient aller dans le bon sens. Cependant, dans les cantons qui appliquent un système de paiements forfaitaires, des subventions peuvent également être accordées à des « coupes inefficaces ». Ce défaut du système devrait être corrigé prochainement.

Finalement, soulignons que la poursuite de ces différentes pistes demande de concilier les divers intérêts publics-privés tout en respectant l'environnement. Plus précisément, il s'agit de minimiser les impacts sur celui-ci dans des domaines comme l'exploitation, le transport et les autres opérations sylvicoles. En effet, l'objectif ultime doit demeurer la gestion durable des forêts.

Il va de soi que des améliorations pourront être apportées à cette étude novatrice dans le domaine de l'économie forestière suisse au cours des prochaines recherches entamées en la matière. Quelques pistes peuvent déjà être présentées ici. Au niveau de l'étude, il s'agit d'exploiter encore plus les techniques stochastiques de mesures de l'efficacité, en particulier en introduisant les différentes variables environnementales utilisées dans le cadre de ce travail. En effet, malgré les problèmes énoncés quant au choix *a priori* d'une forme de distribution particulière quelconque des termes représentant l'inefficacité technique, l'analyse de frontière stochastique constitue une alternative pertinente à l'analyse de frontière déterministe pour la détermination de l'efficacité des exploitations forestières. Cela est particulièrement vrai pour le secteur forestier qui souffre d'influences externes, comme par exemple la météo.

Une autre piste à explorer est celle de l'analyse détaillée de l'évolution de l'efficacité dans le temps. En effet, vu la structure des données, des conclusions définitives n'ont pas pu être

⁹⁴ Voir à ce sujet Pauli *et al.* (2008).

⁹⁵ Voir à ce sujet Schönenberger *et al.* (2009) et Mack et Schönenberger (2008).

tirées à ce stade de la recherche.⁹⁶ Dans ce contexte, les données du réseau d'exploitations pilotes (REP) pourraient constituer une base plus solide pour l'analyse de l'efficacité dans le temps. En outre, jusqu'à présent et pour les raisons évoquées, des variables prix (prix des facteurs, prix du bois) n'ont pas été retenues. Cependant, la mesure du degré d'efficacité-coût pourrait constituer une approche complémentaire intéressante. Enfin, l'introduction des différentes catégories de bois en tant qu'outputs dans les divers modèles analysés pourrait permettre de mieux saisir l'efficacité productive des exploitations forestières. De même, l'introduction d'inputs supplémentaires, par exemple des différentes catégories d'emplois, permettrait éventuellement d'obtenir des résultats encore plus nuancés.

Au niveau des forêts et de leur exploitation, il s'agit de trouver le bon équilibre entre les diverses fonctions de la forêt dans nos sociétés modernes, la conciliation des intérêts publics-privés et une exploitation durable. L'importance croissante du bois comme alternative dans le secteur de la construction ou comme combustible devrait servir comme catalyseur aux exploitations forestières publiques suisses pour faire face aux défis du 21^{ème} siècle. Enfin, n'oublions pas qu'une nouvelle valeur a été ajoutée aux forêts depuis le Protocole de Kyoto. En effet, comme les forêts piègent et stockent le carbone de l'atmosphère – d'où l'appellation de puits de carbone – ils jouent un rôle essentiel dans l'atténuation du changement climatique. Ainsi, à l'avenir, l'échange d'unités de carbone pourra faire des forêts un élément majeur du marché international du carbone.

⁹⁶ *Idem.*

Bibliographie

Adolphson, D.L., G.C. Cornia et L.C. Walters (1991), « A Unified Framework for Classifying DEA Models », *Operational Research*, vol. 90, pp. 647-657.

Ahn, T. et L.M. Seiford (1993), « Sensitivity of DEA to Models and Variable Sets in a Hypothesis Test Setting: The Efficiency of University Operations, dans : Y. Ijiri (éd.), *Creative and Innovative Approaches to the Science of Management*, New York, Quorum Books.

Aigner, D.J. et S.F. Chu (1968), « On Estimating the Industry Production Function », *American Economic Review*, vol. 58 (4), pp. 826-839.

Aigner D.J., C.A.K. Lovell et P. Schmidt (1977), « Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models », *Journal of Econometrics*, vol. 6, pp. 21-37.

Ali, A.I. et L.M. Seiford (1990), « Translation Invariance in Data Envelopment Analysis », *Operations Research Letters*, vol. 9, pp. 403-405.

Amara, N. et Romain, R. (2000), « Mesure de l'efficacité technique : Revue de la littérature », Série Recherche SR.00.07, Université Laval, CRÉA.

Andersen, P. et N.C. Petersen (1993), « A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis », *Management Science*, vol. 39, pp. 1261-1264.

Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Boston, Kluwer Academic Publishers.

Ansoff, I. (1957), « Strategies for Diversification », *Harvard Business Review*, vol. 30 (5), pp. 113-124.

Aoyagi, S. et S. Managi (2004), « The impact of subsidies on efficiency and production: empirical test of forestry in Japan », *International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology*, vol. 3 (3/4), pp. 216-230.

Asmild, M., J.C. Paradi, V. Aggarwall et C. Schaffnit (2004), « Combining DEA Window Analysis with the Malmquist Index Approach in a Study of the Canadian Banking Industry », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 21 (1), pp. 67-89.

Badillo, P.-Y. et J. Paradi (éds.) (1999), *La méthode DEA : analyse des performances*, Paris, Hermes Science Publications.

Banker, R.D. (1993), « Maximum Likelihood, Consistency and Data Envelopment Analysis: A Statistical Foundation », *Management Science*, vol. 39 (10), pp. 1265-1273.

Banker, R. (1984), « Estimating Most Productive Scale Using Data Envelopment Analysis », *European Journal of Operational Research*, vol. 17, pp. 35-44.

Banker, R., A. Charnes et W. Cooper (1984), « Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis », *Management Science*, vol. 30 (9), pp. 1078-1092.

Banker, R.D. et R.C. Moray (1986a), « Efficiency Analysis for Exogenously Fixed Inputs and Outputs », *Operations Research*, vol. 34 (4), pp. 513-521.

Banker, R.D. et R.C. Moray (1986b), « The Use of Categorical Variables in Data Envelopment Analysis », *Management Science*, vol. 32 (12), pp. 1613-1627.

Baranzini, A. et D. Rochette (2006), « La demande de récréation pour un parc naturel. Une application au Bois de Pfyn-Finges, Suisse. », Cahier de recherche N° HES-SO/HEG-GE/C--06/1/1--CH, Haute école de gestion de Genève, CRAG.

Barbour, R.J. et R.M. Kellogg (1990), « Forest Management and End-Product Quality: A Canadian Perspective », *Canadian Journal of Forest Research*, vol. 20 (4), pp. 405-414.

Barreto, P., P. Amaral, E. Vidal et C. Uhl (1998), « Costs and Benefit of Forest Management for Timber Production in Eastern Amazonia », *Forest Ecology and Management*, vol. 108 (1-2), pp. 9-26.

Basler & Hofmann (2004), *Forstliche Förderung in der Europäischen Union*, Zurich, Basler & Hofmann, distribué par l'OFEFP.

Battese, G.E. et T.J. Coelli (1992), « Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With application to Paddy Farmers in India », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 3, pp. 153-169.

Baur, P., K. Bernath, N. Holthausen, A. Roschewitz (2003), « LOTHAR – Ökonomische Auswirkungen », *Umwelt-Materialien*, no. 157, Berne, OFEFP.

Bayarsaihan, T. et T.J. Coelli (2003), « Productivity Growth in Pre-1990 Mongolian Agriculture: Spiralling Disaster or Emerging Success? », *Agricultural Economics*, vol. 28 (2), pp. 121-137.

Bessent, A.M. et E.W. Bessent (1980), « Comparing the Comparative Efficiency of Schools through Data Envelopment Analysis », *Educational Administration Quarterly*, vol. 16, pp. 57-75.

Bhattacharyya, A., C.A.K. Lovell et P. Sahay (1997), « The Impact of Liberalization on the Productive Efficiency of Indian Commercial Banks », *European Journal of Operational Research*, vol. 98 (2), pp. 332-347.

Bogetoft, P., N. Strange et B. Jellesmark Thorsen (2003), « Efficiency and Merger Gains in the Danish Forestry Extension Service », *Forest Science*, vol. 49 (4), pp. 585-595.

Boyd, G. et R. Färe (1984), « Measuring the Efficiency of Decision Making Units: A Comment », *European Journal of Operational Research*, vol. 15, pp. 331-332.

Brassel, P. et Brändli, U.-B. (rédaction) (1999), *Inventaire forestier national suisse, Résultats du deuxième inventaire 1993-1995*, WSL et OFEFP (édition), Berne, Stuttgart, Vienne, Haupt Verlag.

Brázdík, F. (2006), « Non-Parametric Analysis of Technical Efficiency: Factors Affecting Efficiency of West Java Rice Farms », Working Paper Series no. 286, Charles University, Prague, Center for Economic Research and Graduate Education – Economics Institute (CERGE-EI).

Brons, M., P. Nijkamp, E. Pels et P. Rietveld (2005), « Efficiency of Urban Public Transit: A Meta Analysis », *Transportation*, vol. 32, pp. 1-21.

Burgat, P. et C. Jeanrenaud (1990), « Mesure de l'efficacité productive et de l'efficacité-coût : cas des déchets ménagers en Suisse », Working Paper no. 9002, Université de Neuchâtel, IRER.

Buttoud, G. (1998), *Les politiques forestières*, collection « Que sais-je ? », Paris, Presses universitaires de France.

BUWAL (2005), « Der monetäre Erholungswert des Waldes », *Umwelt-Materialien*, no. 193, Berne.

Carter, D.R. et F.W. Cabbage (1995), « Stochastic Frontier Estimation and Sources of Technical Efficiency in Southern Timber Harvesting », *Forest Science*, vol. 41 (3), pp. 576-593.

Charnes, A. et W.W. Cooper (1962), « Programming with Linear Fractional Functions », *Naval Research Logistics Quarterly*, vol. 9, pp. 181-185.

Charnes, A. et W.W. Cooper (1959), « Chance-Constrained Programming », *Management Science*, vol. 6 (1), pp. 73-79.

Charnes, A., W. Cooper et E. Rhodes (1978), « Measuring the Efficiency of Decision Making Units », *European Journal of Operational Research*, vol. 2, pp. 429-444.

Charnes, A., W.W. Cooper, L. Seiford et J. Stutz (1982), « A Multiplicative Model for Efficiency Analysis », *Socio-Economic Planning Sciences*, vol. 16 (5), pp. 223-224.

Charnes, A., W.W. Cooper, L. Seiford et J. Stutz (1983), « Invariant Multiplicative Efficiency and Piecewise Cobb-Douglas Envelopments », *Operations Research Letters*, vol. 2 (3), pp. 101-103.

Charnes, A., W.W. Cooper, B. Golany, L. Seiford et J. Stutz (1985a), « Foundations of Data Envelopment Analysis for Pareto-Koopmans Efficient Empirical Production Functions », *Journal of Econometrics (Netherlands)*, vol. 30 (½), pp. 91-107.

Charnes, A., C.T. Cark, W.W. Cooper, B. Golany (1985b), « A Development Study of Data Envelopment Analysis in Measuring the Efficiency of Maintenance Units in the U.S. Air Forces », *Annals of Operations Research*, vol. 2, pp. 95-112.

Charnes, A., W.W. Cooper et Q. Wei (1987), « A Semi-Infinite Multicriteria Programming Approach to Data Envelopment Analysis with Infinitely Many Decision-Making Units », Research Report CCS 551, The University of Texas at Austin, Center for Cybernetic Studies.

Charnes, A., W.W. Cooper, A. Lewin et L. Seiford (1994), *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications*, Boston, Kluwer Academic Publishers.

Coelli, T., D.S.P. Rao, C.J. O'Donnell et G.E. Battese (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, New York, Springer, 2ème édition.

Coelli, T., D.S.P. Rao et G.E. Battese (1998), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Boston, Kluwer Academic Publishers.

Conseil fédéral (2000), *Rapport sur la politique extérieure 2000, Présence et coopération : la sauvegarde des intérêts dans un monde en cours d'intégration*, Berne.

Cook, W.D. et J. Zhu (2005), *Modeling Performance Measurement: Application and Implementation Issues in DEA*, New York, Springer.

Cooper, W.W., L.M. Seiford et K. Tone (2006), *Introduction to Data Envelopment Analysis and its Uses*, New York, Springer.

Cornwell, C., P. Schmidt et R.C. Sickles (1990), « Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels », *Journal of Econometrics*, vol. 46, pp. 185-200.

Crivelli, L., M. Filippini et D. Lunati (2002), « Regulation, Ownership and Efficiency in the Swiss Nursing Home Industry », *International Journal of Health Care Finance and Economics*, vol. 2 (2), pp. 79-97.

CSLS (2003), « Productivity in the Forests Products Sector: A Review of the Literature », CSLS Research Report 2003-02, rapport préparé pour l'Association des produits forestiers du Canada, Ottawa, Centre for the Study of Living Standards (CSLS).

Debreu, G. (1951), « The Coefficient of Resource Utilization », *Econometrica*, vol. 19 (3), pp. 273-292.

Deprins, D. et L. Simar (1989), « Estimation de frontières déterministes avec facteurs exogènes d'inefficacité », *Annales d'économie et de statistique*, no. 14, pp. 117-150.

Deprins, D., L. Simar et H. Tulkens (1984), « Measuring Labor-Efficiency in Post Offices », dans : M. Marchand, P. Pestieau et H. Tulkens (éds), *The Performance of Public Enterprises: Concepts and Measurement*, Amsterdam, North-Holland.

Drake, L. et M. J. Hall (2003), « Efficiency in Japanese Banking: An Empirical Analysis », *Journal of Banking & Finance*, vol. 27 (5), pp. 891-917.

Durbin, J. et G.S. Watson (1950), « Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: I », *Biometrika*, vol. 37 (3/4), pp. 409-428.

EFAS (1996), *CE : Programme de compte d'exploitation forestier, Manuel de connaissances de bases*, Zurich, Economie forestière association suisse (EFAS).

Emrouznejad, A. (1995-2001), « Ali Emrouznejad's DEA HomePage », Warwick Business School, Coventry CV4 7AL, UK.

Färe, R. et S. Grosskopf (1983), « Measuring Congestion in Production », *Zeitschrift für Nationalökonomie*, vol. 43, pp. 257-271.

Färe, R. et C.A.K. Lovell (1978), « Measuring the Technical Efficiency of Production », *Journal of Economic Theory*, vol. 19 (1), pp. 150-162.

Färe, R., S. Grosskopf et C.A.K. Lovell (1985), *The Measurement of Efficiency of Production*, Boston, Kluwer-Nijhoff.

FAO (2003), *International Conference on the Contribution of Criteria and Indicators for Sustainable Forest Management: the Way Forward (CICI 2003), Report*, Guatemala, 3-7 février 2003, Rome, FAO.

Farrell, J. (1957), « The Measurement of Productive Efficiency », *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, vol. 120 (3), pp. 253-281.

Farsi, M. et M. Filippini (2003), « Regulation and Measuring Cost Efficiency with Panel Data Models: Application to Electricity Distribution Utilities », Working Paper no. 19, Swiss Federal Institutes of Technology, Zurich, CEPE.

Ferjani, A. (2006), « La croissance de la productivité de l'agriculture suisse, 1990-2001 : Une approche non paramétrique », *FAT-Schriftenreihe*, n° 70, comptes-rendus d'Agroscope FAT Tänikon, Ettenhausen.

Ferrier, G.D. et C.A.K. Lovell (1990), « Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence », *Journal of Econometrics*, vol. 46, pp. 229-245.

Filippini, M. et R. Maggi (1993), « Efficiency and Regulation in the case of the Swiss Private Railways », *Journal of Regulatory Economics*, vol. 5, pp. 199-216.

Førsund, F.R., C.A.K. Lovell et P. Schmidt (1980), « A Survey of Frontier Production Functions and of their Relationship to Efficiency Measurement », *Journal of Econometrics*, vol. 13, pp. 5-25.

Førsund, F.R. et N. Sarafoglou (2002), « On the Origins of Data Envelopment Analysis », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 17 (1-2), pp.23-40.

Fried, H.O., C.A.K. Lovell et S.S. Schmidt (1993), *The Measurement of Productive Efficiency*, New York, Oxford University Press.

Fried, H.O., C.A.K. Lovell, S.S. Schmidt et S. Yaisawarng (2002), « Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 17 (1-2), pp. 157-174.

Fried, H.O., C.A.K. Lovell et P. Vanden Eeckhaut (1993), « Evaluating the Performance of U.S. Credit Unions », *Journal of Banking and Finance*, vol. 17 (2-3), pp. 251-265.

Fried, H.O., S.S. Schmidt et S. Yaisawarng (1999), « Incorporating the Operating Environment Into a Nonparametric Measure of Technical Efficiency », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 12, pp. 249-267.

Gabrielsen, A. (1975), « On Estimating Efficient Production Functions », Working Paper no. A-85, Bergen, Christian Michelsen Institute.

Gathon, H.J. et P. Pestieau (1995), « Decomposing Efficiency into its Managerial and its Regulatory Components: The Case of European Railways », *European Journal of Operational Research*, vol. 80, pp. 500-507.

Geary, R.C. (1954), « The Contiguity Ratio and Statistical Mapping », *The Incorporated Statistician*, vol. 5 (3), pp. 115-145.

Gocht, A. et K. Balcombe (2006), « Ranking Efficiency Units in DEA Using Bootstrapping and Applied Analysis for Slovenian Farm Data », *Agricultural Economics*, vol. 35 (2), pp. 223-229.

Goldberger, A.S. (1968), « The Interpretation and Estimation of Cobb-Douglas Functions », *Econometrica*, vol. 35, pp. 464-472.

Green, W.D., B.D. Jackson et J.D. Culpepper (2001), « Georgia's Logging Business, 1987-1997 », *Forest Products Journal*, vol. 51 (1), pp. 25-28.

Greene, W.H. (1990), « A Gamma-distributed Stochastic Frontier Model », *Journal of Econometrics*, vol. 46 (1-2), pp. 141-163.

Greene, W.H. (1980), « Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions », *Journal of Econometrics*, vol. 13, pp. 27-56.

Grosskopf, S. et Valdmanis, V. (1987), « Measuring Hospital Performance: A Non-Parametric Approach », *Journal of Health Economics*, vol. 6 (2), pp. 89-107.

Gubi, G. (2006), « Analyse der erfolgs- und effizienzbestimmenden Faktoren im ökologischen Landbau », Dissertation zur Erlangung des Doktorgrades der Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Kiel, Allemagne, mai 2006.

Hailu, A. et T.S. Veeman (2003), « Comparative Analysis of Efficiency and Productivity Growth in Canadian Regional Boreal Logging Industries », *Canadian Journal of Forest Research*, vol. 33 (9), pp. 1653-1660.

Helvoigt, T.L. et S. Grosskopf (2005), « Productivity Growth, Technical Efficiency, and Returns to Scale in the Washington State Sawmill Industry », *International Journal of Information Technology & Decision Making*, vol. 4 (3), pp. 477-490.

Herrero, I. et S. Pascoe (2002), « Estimation of technical efficiency: A Review of Some of the Stochastic Frontier and DEA Software », *Computers in Higher Education Economics Review (CHEER)*, vol. 15 (1), édition virtuelle (<http://www.economics.ltsn.ac.uk/cheer.htm>).

Hofer, C.W. et D. Schendel (1978), *Strategy Formulation: Analytical Concepts*, St. Paul, West Publishing.

Hofer, P. et J. Altwegg (2006), « Lernen von erfolgreichen Forstbetrieben – Ergebnisse einer Untersuchung über die wirtschaftlichen Erfolgsfaktoren ausgewählter Forstbetriebe in der Schweiz », *Umwelt-Wissen*, n° 0610, Berne, OFEV.

Hollingsworth, B. (2003), « Non-Parametric and Parametric Applications Measuring Efficiency in Health Care », *Health Care Management Science*, vol. 6 (4), pp. 203-218.

IFRF (Institut fédéral de recherches forestières) et OFPP (Office fédéral des forêts et de la protection du paysage) (éds.) (1990), « Inventaire forestier national suisse, Résultats du premier inventaire 1982-1986 », WSL-Berichte 305, Birmensdorf, WSL.

Israel, A. (1996), *Le développement institutionnel : les organisations à l'épreuve de la spécificité et de la concurrence*, Paris, L'Harmattan.

Jacobs, R., P.C. Smith et A. Street (2006), *Measuring Efficiency in Health Care – Analytic Techniques and Health Policy*, Cambridge, Cambridge University Press.

Jesson, D., D. Mayston et P. Smith (1987), « Performance Assessment in the Education Sector: Educational and Economic Perspectives », *Oxford Review of Education*, vol. 13 (3), pp. 249-266.

Jondrow, J., C.A.K. Lovell, I.S. Materov et P. Schmidt (1982), « On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model », *Journal of Econometrics*, vol. 19, pp. 233-238.

Joro, T. et E.-J. Viitala (1999), « The Efficiency of Public Forestry Organization: A Comparison of Different Weight Restriction Approaches », rapport intermédiaire, Laxenburg, IIASA.

Kant, S. et J.C. Nautiyal (1997), « Production Structure, Factor Substitution, Technical Change, and Total Factor Productivity in the Canadian Logging Industry », *Canadian Journal of Forest Research*, vol. 27 (5), pp. 701-710.

Kao, C. (2000a), « Data Envelopment Analysis in Resource Allocation: An Application to Forest Management », *International Journal of Systems Science*, vol. 31 (9), pp. 1059-1066.

Kao, C. (2000b), « Measuring the Performance Improvement of Taiwan Forests after Reorganization », *Forest Science*, vol. 46 (4), pp. 577-584.

Kao, C. (1994), « Efficiency improvement in data envelopment analysis », *European Journal of Operational Research*, vol. 73 (3), pp. 487-494.

Kao, C., P.-L. Chang et S.N. Hwang (1993), « Data Envelopment Analysis in Measuring the Efficiency of Forest Management », *Journal of Environmental Management*, vol. 38 (1), pp. 73-83.

Kao, C. et Y.C. Yang (1992), « Reorganization of Forest Districts via Efficiency Measurement », *European Journal of Operational Research*, vol. 58 (3), pp. 356-362.

Kao, C. et Y.C. Yang (1991), « Measuring the Efficiency of Forest Management », *Forest Science*, vol. 37 (5), pp. 1239-1252.

Khanna, G. (2006), « Technical Efficiency in Production and Resource Use in Sugar Cane: A Stochastic Production Function Analysis », HEI Working Paper no. 15, Genève, Graduate Institute of International Studies, Economics.

Kim, S.A. (2003), « L'évaluation de l'efficacité des bibliothèques universitaires et leur effet sur le travail des étudiants à l'université », thèse présentée et soutenue publiquement le 23 octobre 2003, Université Jean Moulin Lyon 3.

King, M.L. et M.A. Evans (1988), « Locally Optimal Properties of the Durbin-Watson Test », *Econometric Theory*, vol. 4 (3), pp. 509-516.

King, M.L. et M.A. Evans (1986), « Testing for Block Effects in Regression Models Based on Survey Data », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 81 (395), pp. 677-679.

King, M.L. et M.A. Evans (1985), « The Durbin-Watson Test and Cross-Sectional Data », *Economic Letters*, vol. 18 (1), pp. 31-34.

Knight, F.H. (1933[1965]), *The Economic Organization*, New York, Harper & Row.

Koopmans, T.C. (1951), « An Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities » dans : T.C. Koopmans (éd.), *Activity Analysis of Production and Allocation*, Cowles Commission for Research in Economics, Monograph No. 13, New York, John Wiley and Sons, Inc.

Kumbhakar, S.C. et C.A.K. Lovell (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, New York, Cambridge University Press.

Lantz, V.A. (2005), « Measuring Scale, Technology and Price Effects on Value-Added Production across Canadian Forest Industry Sectors », *Forest Policy and Economics*, vol. 7 (3), pp. 333-344.

Latruffe, L., K. Balcombe, S. Davidova et K. Zawalinska (2005), « Technical and Scale Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland: Does Specialization Matter? », *Agricultural Economics*, vol. 32 (3), pp. 281-296.

Latruffe, L., K. Balcombe, S. Davidova et K. Zawalinska (2004), « Determinants of Technical Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland », *Applied Economics*, vol. 36, pp. 1255-1263.

LeBel, L.G. et W.B. Stuart (1998), « Technical Efficiency Evaluation of Logging Contractors Using a Nonparametric Model », *Journal of Forest Engineering*, vol. 9 (2), pp. 15-24.

Lissitsa, A., T. Coelli et D.S. Prasada Rao (2005), « Agricultural Economics Education in Ukrainian Agricultural Universities: An Efficiency Analysis using Data Envelopment

Analysis », papier présenté pour présentation au XI International Congress of EAAE, Copenhague, Danemark, 24-27 août.

Lissitsa, A. et M. Odening (2005), « Efficiency and Total Factor Productivity in Ukrainian Agriculture in Transition », *Agricultural Economics*, vol. 32, pp. 311-325.

Lozano-Vivas, A., J.T. Pastor et J.M. Pastor (2002), « An Efficiency Comparison of European Banking Systems Operating under Different Environmental Conditions », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 18 (1), pp. 59-77.

Mack, A. et A. Schönenberger (2008), « Efficacité technique des exploitations forestières publiques en Suisse et impact des subventions », *La Vie économique*, vol. 81 (6), pp. 16-19.

Malinvaud, E. (1969), *Méthodes statistiques de l'économétrie*, Paris, Dunod.

Marinescu, M.V., T. Sowlati et T.C. Maness (2005), « The Development of a Timber Allocation Model Using Data Envelopment Analysis », *Canadian Journal of Forest Research*, vol. 35 (10), pp. 2304-2315.

Martinello, F. (1985), « Factor Substitution, Technical Change and Returns to Scale in Canadian Forest Industries », *Canadian Journal of Forest Research*, vol. 15 (6), pp. 1116-1124.

Mayston, D.J. (2003), « Measuring and Managing Educational Performance », *Journal of the Operational Research Society*, vol. 54 (7), pp. 679-691.

McCarty, T. et S. Yaisawarng (1993), « Technical Efficiency in New Jersey School Districts », dans H.O. Fried, C.A.K. Lovell, S.S. Schmidt (éds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, New York, Oxford University Press.

Meeusen, W. et J. van den Broeck (1977), « Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Errors », *International Economic Review*, vol. 18, pp. 435-444.

Meier, F., R. Engesser, B. Forster et O. Odermatt (2006), *Protection des forêts – Vue d'ensemble 2005*, Birmensdorf, Institut fédéral de recherches WSL.

Moran, P.A.P. (1950), « Notes on Continuous Stochastic Phenomena », *Biometrika*, vol. 37 (1/2), pp. 17-23.

Mortimer, D. (2002), « Competing Methods for Efficiency Measurement: A Systematic Review of Direct DEA vs SFA/DFA Comparisons », Working paper 136, Monash University, Australia, Centre for Health Program Evaluation.

Mukherjee, A., P. Nath et M. Pal (2003), « Resource, Service Quality and Performance Triad: A Framework for Measuring Efficiency of Banking Services », *Journal of the Operational Research Society*, vol. 54 (7), pp. 723-735.

Norman, M. et B. Stoker (1991), *Data Envelopment Analysis: The Assessment of Performance*, Chichester, John Wiley & Sons Ltd.

Odeck, J. (2001), « Comparison of Data Envelopment Analysis and Deterministic Frontier Approaches: An Application in the Norwegian Road Construction Sector », *Transportation Planning and Technology*, vol. 24, pp. 111-134.

OFEFP (2005), « La forêt et le bois – Annuaire 2005 », *Cahier de l'environnement*, no. 386, Berne, OFEFP.

OFEFP (2004a), « Programme forestier suisse (PFS) », *Cahier de l'environnement*, no. 363, Berne, OFEFP.

OFEFP (2004b), « La marché du bois en Suisse », session commune de la CEE-ONU et de la FAO, 5-9 octobre 2004, Berne, OFEFP.

OFEFP (2004c), « Branchenprofil der Wald- und Holzwirtschaft 2001 », *Cahier de l'environnement*, no. 187, Berne, OFEFP.

OFEFP (2003a), « Budget 2004, plan de financement 2005-2007 », Berne, Direction fédérale des forêts.

OFEFP (2003b), *Le point en 2003 – Forêts, bois, gibier, dangers naturels*, Berne, OFEFP.

OFEFP (2003c), *La forêt et le bois en Suisse*, dépliant, édition 2003, Berne, OFEFP.

OFEFP (2003d), « Waldprogramm Schweiz, Schwerpunkt sozioökonomische Funktionen: Bericht der Arbeitsgruppe Wirtschaftlichkeit und Forstbetriebe », rapport final, version du 13 juin 2003.

OFEN (2005), *Statistique globale suisse de l'énergie 2004*, Berne, OFEN.

- OFEV (2007), « Ausbezahlte Bundesbeiträge 1988-2006 », Berne, Division Forêts.
- OFEV (2006), *La forêt et le bois*, Annuaire 2006, Berne, OFEV.
- OFS (2006), « L'économie forestière en Suisse », Statistique de poche 2006, Neuchâtel, OFS.
- OFS et OFEFP (2004), *La forêt et le bois*, Annuaire 2004, Neuchâtel, OFS, OFEFP.
- OFS et OFEFP (2003), *La forêt et le bois*, Annuaire 2003, Neuchâtel, OFS, OFEFP.
- OFS et OFEFP (2002), *La forêt et le bois*, Annuaire 2002, Neuchâtel, OFS, OFEFP.
- OFS et OFEFP (2001), *La forêt et le bois*, Annuaire 2001, Neuchâtel, OFS, OFEFP.
- Ondrich, J. et J. Ruggiero (2001), « Efficiency Measurement in the Stochastic Frontier Model », *European Journal of Operational Research*, vol. 129 (2), pp. 434-442.
- Otsuki, T. (2001), « Non Hicks-Neutral Output Effect of Land Titling Policies: The Case of Agricultural and Timber Industries in the Brazilian Amazon », papier présenté à NEUDC 2001 Conference, Boston, 28-30 septembre.
- Pastor, J.T. (1995), « How to Account for Environmental Effects in DEA: An Application to Bank Branches », Working Paper, Universidad de Alicante, Espagne, Departamento de Estadística e Investigación Operativa.
- Pauli, B., B. Stöckli-Krebs et S. Bernhard (2008), « Kooperationen in der Waldwirtschaft », Schlussbericht, Berner Fachhochschule, Zollikofen, SHL.
- Pels, E., P. Nijkamp et P. Rietveld (2003), « Inefficiencies and Scale Economies of European Airport Operations », *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, vol. 39 (5), pp. 341-361.
- Perelman, S. et P. Pestieau (1988), « Technical Performance in Public Enterprises: A Comparative Study of Railways and Postal Services », *European Economic Review*, vol. 32, pp. 432-441.
- Peter, M., R. Iten et P. Hofer (2001), « Ökonomische Branchenstudie der Wald- und Holzwirtschaft », *Documents environnement*, n° 138, Berne, OFEFP.

Pina, V. et L. Torres (2001), « Analysis of the Efficiency of Local Government Services Delivery: An Application to Urban Public Transport », *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, vol. 35 (10), pp. 929-944.

Piot, I. (1994), « Mesure non paramétrique de l'efficacité », *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n° 31, Rennes, INRA, Station d'économie et sociologie rurales.

Poffet, G. (1997), « Instrumente für eine neue forstliche Subventionspolitik des Bundes », *Journal forestier suisse*, vol. 148 (4), pp. 251-290.

Ray, S.C. (2004), *Data Envelopment Analysis: Theory and Techniques for Economics and Operations Research*, New York, Cambridge University Press.

Ray, S.C. (1988), « Data Envelopment Analysis, Non-Discretionary Inputs and Efficiency: An Alternative Interpretation », *Socio-Economic Planning Sciences*, vol. 22 (4), pp. 167-176.

Resti, A. (2000), « Efficiency Measurement for Multi-product Industries: A Comparison of Recent Techniques Based on Simulated Data », *European Journal of Operational Research*, vol. 121 (3), pp. 559-578.

Richmond, J. (1974), « Estimating the Efficiency of Production », *International Economic Review*, vol. 15, pp. 515-521.

Ruggiero, J. (1999), « Efficiency Estimation and Error Decomposition in the Stochastic Frontier Model: A Monte Carlo Analysis », *European Journal of Operational Research*, vol. 115 (3), pp. 555-563.

Salehirad, N. et T. Sowlati (2007), « Dynamic Efficiency Analysis of Primary Wood Producers in British Columbia », *Mathematical and Computer Modelling*, vol. 45 (9-10), pp. 1179-1188.

Salehirad, N. et T. Sowlati (2005), « Performance Analysis of Primary Wood Producers in British Columbia using Data Envelopment Analysis », *Canadian Journal of Forest Research*, vol. 35 (2), pp. 285-294.

Schenker-Wicki, A. et M. Hürlimann (2006), « Universités suisses : échec ou succès du financement fondé sur les résultats ? Analyse à posteriori », *Politiques et gestion de l'enseignement supérieur*, vol. 18 (1), pp. 61-78.

Schmidt, P. (1976), « On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 58 (2), pp. 238-239.

Schönenberger, A., A. Mack et F. von Gunten (2009), « Efficacité technique des exploitations forestières publiques en Suisse », *Strukturberichterstattung*, Nr. 42, étude mandatée par le Secrétariat d'Etat à l'économie, Berne, SECO.

Schönenberger, A., A. Mack, P. Steinmann et M. Zarin-Nejadan (2004), « Flux financiers et bénéficiaires des subventions lors de la remise en état des forêts suite à l'ouragan Lothar », mandat de l'OFEFP, Eco'Diagnostic, Xylon SA, IRER, Genève et Neuchâtel, non publié.

Seeland, K., N. Ballesteros et T. Berger (2004), « Economic Integration of Urban Consumers' Demand and Rural Forestry Production », COST E30 Switzerland, Final Report 2004.

Seiford, L.M. et R.M. Thrall (1990), « Recent Developments in DEA: The Mathematical Programming Approach to Frontier Analysis », *Journal of Econometrics*, vol. 46, pp. 7-38.

Sekot, W. et C. Hoffmann (2007), « Extension of interfirm comparison of forest enterprises by means of Data Envelopment Analysis », *Centralblatt für das gesamte Forstwesen – Austrian Journal of Forest Science*, vol. 124 (1), pp. 35-62.

Sengupta, J.K. (1990), « Transformations in Stochastic DEA Models », *Journal of Econometrics*, vol. 46, pp. 109-123.

Shiba, M. (1997), « Measuring the Efficiency of Managerial and Technical Performances in Forestry Activities by Means of Data Envelopment Analysis (DEA) », *Journal of Forest Engineering*, vol. 8, no. 1.

Siciliani, L. (2006), « Estimating Technical Efficiency in the Hospital Sector with Panel Data: A Comparison of Parametric and Non-Parametric Techniques », *Applied Health Economics and Health Policy*, vol. 5 (2), pp. 99-116.

Simar, L. (1996), « Aspects of Statistical Analysis in DEA-Type Frontier models », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 7 (2/3), pp. 177-185.

Simar, L. et P. Wilson (2003), « Estimation and Inference in Two-Stage, Semi-Parametric Models of Production Processes », Discussion Paper 0307, Université Catholique de Louvain, Institut de Statistique.

Simar, L. et P.W. Wilson (2000), « Statistical Inference in Nonparametric Frontier Models: The State of the Art », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 13, pp. 49-78.

Simar, L. et P.W. Wilson (1998), « Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models », *Management Science*, vol. 44 (11), pp. 49-61.

Sowlati, T. (2005), « Efficiency Studies in Forestry Using Data Envelopment Analysis », *Forest Products Journal*, vol. 55 (1), pp. 49-57.

Steinmann, L. et P. Zweifel (2003), « On the (In)Efficiency of Swiss Hospitals », *Applied Economics*, vol. 35 (3), pp. 361-370.

Timmer, C.P. (1971), « Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency », *Journal of Political Economy*, vol. 79 (4), pp. 776-794.

Torgersen, A.M., F.R. Førsund et S.A.C. Kittelsen (1996), « Slack-Adjusted Efficiency Measures and Ranking of Efficient Units », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 7 (4), pp. 379-398.

Varian, H.R. (1995), *Analyse microéconomique*, Bruxelles, DeBoeck.

Varian, H.R. (1990), « Goodness-of-fit in Optimizing Models », *Journal of Econometrics*, vol. 46, pp. 125-140.

Viitala, E.-J. et H. Hänninen (1998), « Measuring the Efficiency of Public Forestry Organizations », *Forest Science*, vol. 44, pp. 298-307.

Wagstaff, A. (1989), « Estimating Efficiency in the Hospital Sector: a Comparison of three Statistical Cost Frontier Models », *Applied Economics*, vol. 21, pp. 659-672.

Wear, D.N. (1994), « Measuring Net Investment and Productivity in Timber Production », *Forest Science*, vol. 40 (1), pp. 192-208.

Webb, R.M. (2003), « Levels of Efficiency in UK Retail Banks: A DEA Window Analysis », *International Journal of the Economics of Business*, vol. 10 (3), pp. 305-322.

White, H. (1980), « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrics*, vol. 48, pp. 817-838.

Whiteman, J. (1999), « The Measurement of Efficiency where there are Multiple Outputs », General Paper no. G-134, Monash University, Centre for Policy Studies/IMPACT Centre.

Winsten, C.B. (1957), « Discussion on Mr. Farrell's Paper », *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, vol. 120 (3), pp. 282-284.

Yin, R. (2000), « Alternative Measurements of Productive Efficiency in the Global Bleached Softwood Pulp Sector », *Forest Science*, vol. 46 (4), pp. 558-569.

Zhang, Y. (2002), « The Impacts of Economic Reform on the Efficiency of Silviculture: A Non-parametric Approach », *Environment and Development Economics*, vol. 7 (1), pp. 107-122.

Annexe

Annexe 1

Variables d'output :

- Exploitation annuelle au total (m3) : EX
- Exploitation de bois façonné (m3)
- Ventes de bois façonné (m3)
- Ventes sur pied (m3)
- Grumes feuillus (m3)
- Total grumes (m3)
- Bois d'industrie feuillus (m3)
- Total bois d'industrie (m3)
- Bois de feu feuillus (m3)
- Total bois de feu (m3)
- Autres assortiments (m3)
- Résultat production de bois (Fr.) : Résultat PDB

Variables d'input :

- Personnel production de bois (h) : P
- Garde-forestier : garde forestier et aide garde forestier (h)
- Ouvriers permanents : ouvriers qui travaillent plus de 10 mois par année dans l'entreprise (garde et employé) (h)
- Apprentis (h)
- Personnel entreprise forestière total (h)
- Personnel entreprises annexes (h)
- Véhicules total (hm) : V
- Transporter 16-40 CH : véhicule à usages multiples avec accessoires divers comme un pont, une bossette à pression, un treuil, etc. (hm)
- Tracteur agricole 40-80 CH : véhicule développé pour l'agriculture mais ayant un équipement forestier complémentaire (hm)
- Tracteur forestier 40-80 CH : véhicule spécialement développé pour la forêt, p.ex. tracteur articulé (hm)
- Prestation de tiers PDB (Fr.) : PRT
- Administration PDB (Fr.) : ADM
- Formation et formation continu PDB (Fr.)
- Montants investis (Fr.)

Variables d'environnement :

- Contributions et subventions (PDB) (Fr.) : S
- Surface forestière productive (ha) : SFPR
- Surface forestière improductive (ha)
- Accroissement total (sv) : ACR
- Accroissement par ha productif (sv/ha) : ACRREEL
- Desserte total des routes (m ou m/ha)
- Surface forestière desservie par câble-grues (ha)
- Lothar (variable binaire) : LOT

Annexe 2

Tableau A2.1 : Résumé statistique des principales variables pour 1998 (n = 401)

Variable	Unité	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Output					
Exploitation annuelle au total	m3	3'193	3'128	26	26'172
Exploitation de bois façonné	m3	3'060	3'089	0	24'491
Ventes de bois façonné	m3	3'011	3'014	0	25'099
Ventes sur pied	m3	133	380	0	3'325
Grumes feuillus	m3	385	611	0	5'895
Total grumes	m3	2'254	2'406	1	18'924
Bois d'industrie feuillus	m3	182	408	-79*	3'395
Total bois d'industrie	m3	404	617	0	4'284
Bois de feu feuillus	m3	350	452	-6*	3'930
Total bois de feu	m3	493	531	-6*	4'885
Autres assortiments	m3	42	137	-1'148*	1'082
Résultat PDB	Fr.	61'004	195'733	-484'714	2'142'578
Input					
Personnel de production de bois	h	3'338	3'670	2	32'874
Garde forestier	h	370	341	0	2'795
Ouvriers permanents	h	1'798	2'675	0	27'491
Apprentis	h	544	755	0	7'755
Personnel entreprise forestière total	h	9'369	10'082	10	87'306
Personnel entreprises annexes	h	2'114	2'823	0	25'537
Véhicules total	hm	394	934	0	11'219
Transporter 16-40 CH	hm	26	119	0	1'790
Tracteur agricole 40-80 CH	hm	55	234	0	3'694
Tracteur forestier 40-80 CH	hm	217	339	0	2'753
Prestation de tiers PDB	Fr.	84'917	97'002	0	722'570
Administration PDB	Fr.	45'657	43'541	0	316'115
Formation et form. continue PDB	Fr.	6'595	13'970	0	175'345
Contributions et subventions (PDB)	Fr.	-92'128	114'550	-1'098'506	0
Montants investis	Fr.	108'173	211'236	0	1'733'547
Environnement					
Surface forestière productive	ha	618	579	12	5'546
Surface forestière improductive	ha	126	216	-2	1'379
Accroissement total	sv	3'376	3'265	0	32'488
Accroissement par ha productif	sv/ha	13	18	-13	185
Desserte totale des routes	(m ou m/ha)				
Surf. for. desservie par câble-grues	ha	207	441	-2	5'046
Lothar (dès 2000)	0/1				

* Stock négatif.

Tableau A2.2 : Résumé statistique des principales variables pour 1999 (n = 376)

Variable	Unité	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Output					
Exploitation annuelle au total	m3	3'293	3'214	62	26'283
Exploitation de bois façonné	m3	3'170	3'162	0	26'272
Ventes de bois façonné	m3	3'125	3'106	0	24'675
Ventes sur pied	m3	122	328	0	3'078
Grumes feuillus	m3	393	596	0	5'132
Total grumes	m3	2'274	2'352	57	19'228
Bois d'industrie feuillus	m3	212	439	-50*	2'923
Total bois d'industrie	m3	440	665	-45*	4'117
Bois de feu feuillus	m3	393	474	0	3'804
Total bois de feu	m3	516	548	0	4'594
Autres assortiments	m3	62	178	-10*	1'344
Résultat PDB	Fr.	60'145	184'964	-415'394	1'740'114
Input					
Personnel de production de bois	h	3'232	3'470	6	31'043
Garde forestier	h	373	322	0	2'380
Ouvriers permanents	h	1'760	2'539	0	24'411
Apprentis	h	573	774	0	8'404
Personnel entreprise forestière total	h	9'486	9'846	100	87'224
Personnel entreprises annexes	h	2'546	3'156	0	29'684
Véhicules total	hm	376	840	0	10'705
Transporter 16-40 CH	hm	27	129	0	1'945
Tracteur agricole 40-80 CH	hm	51	222	0	3'631
Tracteur forestier 40-80 CH	hm	211	323	0	2'321
Prestation de tiers PDB	Fr.	107'808	128'844	0	1'152'803
Administration PDB	Fr.	46'371	44'022	-2'753	333'607
Formation et form. continue PDB	Fr.	6'128	13'497	0	200'169
Contributions et subventions (PDB)	Fr.	-106'033	136'173	-1'250'933	0
Montants investis	Fr.	127'799	239'373	0	1'976'142
Environnement					
Surface forestière productive	ha	648	584	12	5'546
Surface forestière improductive	ha	136	228	-2	1'379
Accroissement total	sv	3'547	3'301	0	30'495
Accroissement par ha productif	sv/ha	14	18	-1	154
Desserte totale des routes	(m ou m/ha)				
Surf. for. desservie par câble-grues	ha	219	457	-2	5'046
Lothar (dès 2000)	0/1				

* Stock négatif.

Tableau A2.3 : Résumé statistique des principales variables pour 2000 (n = 368)

Variable	Unité	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Output					
Exploitation annuelle au total	m3	5'339	8'799	21	82'083
Exploitation de bois façonné	m3	5'125	8'463	0	82'083
Ventes de bois façonné	m3	4'144	5'815	0	49'158
Ventes sur pied	m3	214	786	0	7'095
Grumes feuillus	m3	463	1004	-27*	9'313
Total grumes	m3	3'966	7'3100	0	63'972
Bois d'industrie feuillus	m3	261	649	-9*	7'200
Total bois d'industrie	m3	609	1'126	0	10'210
Bois de feu feuillus	m3	438	752	-24*	6'666
Total bois de feu	m3	675	1'157	0	12'774
Autres assortiments	m3	89	507	0	8'860
Résultat PDB	Fr.	59'630	225'308	-1'043'926	2'355'701
Input					
Personnel de production de bois	h	3'410	4'672	6	42'181
Garde forestier	h	406	434	0	2'877
Ouvriers permanents	h	1'915	3'513	0	36'139
Apprentis	h	576	844	0	7'154
Personnel entreprise forestière total	h	9'455	9'603	14	79'502
Personnel entreprises annexes	h	2'728	3'366	0	34'609
Véhicules total	hm	453	1'047	0	9'807
Transporter 16-40 CH	hm	31	184	0	3'111
Tracteur agricole 40-80 CH	hm	74	368	0	6'168
Tracteur forestier 40-80 CH	hm	239	426	0	3'383
Prestation de tiers PDB	Fr.	209'628	501'193	212	7'400'202
Administration PDB	Fr.	50'193	57'846	0	608'707
Formation et form. continue PDB	Fr.	5'279	10'073	0	137'623
Contributions et subventions (PDB)	Fr.	-165'849	429'728	-6'568'946	0
Montants investis	Fr.	146'340	304'540	0	1'836'787
Environnement					
Surface forestière productive	ha	675	617	12	5'546
Surface forestière improductive	ha	142	233	0	1'379
Accroissement total	sv	3'619	3'394	118	30'495
Accroissement par ha productif	sv/ha	14	18	1	154
Desserte totale des routes	(m ou m/ha)				
Surf. for. desservie par câble-grues	ha	231	467	0	5'046
Lothar (173/368)	0/1				

* Stock négatif.

Tableau A2.4 : Résumé statistique des principales variables pour 2001 (n = 362)

Variable	Unité	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Output					
Exploitation annuelle au total	m3	3'751	5'574	38	52'140
Exploitation de bois façonné	m3	3'468	4'819	0	32'526
Ventes de bois façonné	m3	3'896	5'728	0	38'887
Ventes sur pied	m3	284	1'317	0	19'681
Grumes feuillus	m3	316	513	-200*	2'853
Total grumes	m3	2'519	4'038	3	28'399
Bois d'industrie feuillus	m3	212	451	-99*	2'756
Total bois d'industrie	m3	588	1'101	-8*	8'898
Bois de feu feuillus	m3	355	507	-621*	3'426
Total bois de feu	m3	530	613	-62*	4'223
Autres assortiments	m3	114	1'158	-1'734*	21'510
Résultat PDB	Fr.	100'250	222'335	-572'079	2'378'852
Input					
Personnel de production de bois	h	2'860	3'592	2	38'855
Garde forestier	h	318	284	0	1'868
Ouvriers permanents	h	1'600	2'703	0	28'852
Apprentis	h	516	653	0	5'641
Personnel entreprise forestière total	h	9'222	9'507	15	77'191
Personnel entreprises annexes	h	2'582	3'278	0	31'154
Véhicules total	hm	368	749	0	7'599
Transporter 16-40 CH	hm	23	138	0	2'277
Tracteur agricole 40-80 CH	hm	54	252	0	3'850
Tracteur forestier 40-80 CH	hm	200	294	0	2'197
Prestation de tiers PDB	Fr.	144'267	277'257	0	2'310'841
Administration PDB	Fr.	51'084	53'360	0	396'250
Formation et form. continue PDB	Fr.	6'428	14'747	0	240'254
Contributions et subventions (PDB)	Fr.	-160'913	306'201	-2'818'062	0
Montants investis	Fr.	160'115	324'428	0	2'179'664
Environnement					
Surface forestière productive	ha	712	728	12	8'000
Surface forestière improductive	ha	147	238	0	1'379
Accroissement total	sv	3'774	3'649	118	32'764
Accroissement par ha productif	sv/ha	14	19	1	175
Desserte totale des routes	(m ou m/ha)				
Surf. for. desservie par câble-grues	ha	239	472	-1	5'046
Lothar (88/364)	0/1				

* Stock négatif.

Tableau A2.5 : Résumé statistique des principales variables pour 2002 (n = 357)

Variable	Unité	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Output					
Exploitation annuelle au total	m3	3'131	3'164	36	19'964
Exploitation de bois façonné	m3	2'952	3'036	0	19'964
Ventes de bois façonné	m3	3'259	3'978	0	27'607
Ventes sur pied	m3	179	592	0	6'930
Grumes feuillus	m3	267	415	-21*	2'311
Total grumes	m3	2'011	2'318	0	19'211
Bois d'industrie feuillus	m3	213	443	0	2'846
Total bois d'industrie	m3	527	816	0	4'503
Bois de feu feuillus	m3	359	496	-10*	4'116
Total bois de feu	m3	550	652	0	5'387
Autres assortiments	m3	44	183	-1019*	2'214
Résultat PDB	Fr.	82'272	192'024	-557'730	1'994'036
Input					
Personnel de production de bois	h	2'407	2'273	4	15'838
Garde forestier	h	273	219	0	1'166
Ouvriers permanents	h	1'343	1'718	0	13'653
Apprentis	h	455	534	0	3'405
Personnel entreprise forestière total	h	8'880	8'615	14	70'619
Personnel entreprises annexes	h	2'735	3'390	0	29'036
Véhicules total	hm	303	597	0	5'500
Transporter 16-40 CH	hm	14	95	0	1'618
Tracteur agricole 40-80 CH	hm	41	177	0	2'676
Tracteur forestier 40-80 CH	hm	176	261	0	2'057
Prestation de tiers PDB	Fr.	121'409	203'243	0	2'212'364
Administration PDB	Fr.	48'101	45'247	0	290'530
Formation et form. continue PDB	Fr.	5'435	11'819	-130	184'900
Contributions et subventions (PDB)	Fr.	-145'611	215'207	-1'956'084	0
Montants investis	Fr.	143'534	284'882	-23'675	2'291'715
Environnement					
Surface forestière productive	ha	699	625	12	5'546
Surface forestière improductive	ha	147	235	0	1'379
Accroissement total	sv	3'714	3'457	118	32'764
Accroissement par ha productif	sv/ha	14	18	1	175
Desserte totale des routes	(m ou m/ha)				
Surf. for. desservie par câble-grues	ha	241	474	0	5'046
Lothar (62/357)	0/1				

* Stock négatif.

Tableau A2.6 : Résumé statistique des principales variables pour 2003 (n = 337)

Variable	Unité	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Output					
Exploitation annuelle au total	m3	3'230	2'884	42	22'727
Exploitation de bois façonné	m3	3'064	2'832	0	21'950
Ventes de bois façonné	m3	3'028	2'776	0	19'841
Ventes sur pied	m3	167	572	0	8'068
Grumes feuillus	m3	248	398	0	2'786
Total grumes	m3	2'122	1'980	15	13'494
Bois d'industrie feuillus	m3	204	445	-49*	3'058
Total bois d'industrie	m3	483	791	-220*	4'527
Bois de feu feuillus	m3	376	570	0	5'151
Total bois de feu	m3	570	669	0	5'489
Autres assortiments	m3	55	162	-24*	1'410
Résultat PDB	Fr.	62'156	143'202	-210'746	1'828'578
Input					
Personnel de production de bois	h	2'475	2'368	4	22'330
Garde forestier	h	273	246	0	1'569
Ouvriers permanents	h	1'336	1'671	0	14'574
Apprentis	h	517	622	0	5'194
Personnel entreprise forestière total	h	7'783	6'128	10	69'739
Personnel entreprises annexes	h	2'393	2'390	0	19'658
Véhicules total	hm	370	759	0	7'460
Transporter 16-40 CH	hm	8	38	0	366
Tracteur agricole 40-80 CH	hm	37	117	0	800
Tracteur forestier 40-80 CH	hm	211	307	0	2'185
Prestation de tiers PDB	Fr.	114'232	154'868	0	1'565'283
Administration PDB	Fr.	46'330	42'492	0	292'787
Formation et form. continue PDB	Fr.	5'471	13'313	0	221'212
Contributions et subventions (PDB)	Fr.	-129'932	186'670	-1'630'214	0
Montants investis	Fr.	109'046	214'999	0	1'439'089
Environnement					
Surface forestière productive	ha	668	565	12	4'095
Surface forestière improductive	ha	147	237	0	1'379
Accroissement total	sv	3'527	3'005	118	30'495
Accroissement par ha productif	sv/ha	14	17	1	154
Desserte totale des routes	(m ou m/ha)				
Surf. for. desservie par câble-grues	ha	227	405	0	2'650
Lothar (77/337)	0/1				

* Stock négatif.

Annexe 3

Tableau A3 : Résultats de la régression Tobit sur les scores d'efficacité technique

Variable expliquée :

ln (ScoreEff_M1épuré_CRS)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Var. explicatives						
const.	-0.127 (0.143)	-0.354** (0.168)	-0.485** (0.210)	-0.799*** (0.260)	-0.769*** (0.286)	-0.937*** (0.268)
ln (S)	-0.016* (0.009)	-0.013 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.046** (0.019)	-0.066** (0.028)	-0.015 (0.018)
ln (SFPR)	-0.034 (0.024)	-0.029 (0.026)	-0.027 (0.028)	0.022 (0.038)	0.058 (0.040)	0.009 (0.037)
ln (ACRREEL)	0.005 (0.024)	0.046 (0.041)	0.050 (0.060)	0.182*** (0.070)	0.219*** (0.071)	0.238*** (0.074)
LOT			0.198*** (0.049)	0.323*** (0.064)	0.270*** (0.066)	0.200*** (0.056)
R2	0.027 (0.049)	-0.005 (0.054)	0.023 (0.061)	0.022 (0.073)	-0.001 (0.069)	-0.071 (0.067)
R3	-0.099 (0.064)	-0.017 (0.070)	-0.146* (0.082)	-0.172* (0.102)	0.100 (0.096)	-0.270*** (0.096)
R4	-0.307*** (0.056)	-0.157** (0.064)	-0.561*** (0.077)	-0.363*** (0.086)	-0.165* (0.086)	-0.220*** (0.085)
Log likelihood	-138.171	-148.902	-172.980	-216.440	-206.235	-170.078
No. obs.	391	369	364	358	354	330

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Entre parenthèses, les erreurs standard.

Annexe 4

Tableau A4 : Rendements d'échelle par région (DEA, modèle 1 régions) et surfaces forestières productives moyennes

en % des exploitations (pourcentages arrondis)

Jura	croissants	constants	décroissants
1998 (n=83)	52	8	40
1999 (n=77)	35	7	58
2000 (n=74)	34	11	55
2001 (n=67)	49	3	48
2002 (n=68)	28	10	62
2003 (n=64)	28	8	64
<i>Moyenne</i>	38	8	54

en hectares (moyenne de la SFPR)

Jura	croissants	constants	décroissants
1998 (n=83)	324	498	689
1999 (n=77)	346	903	579
2000 (n=74)	363	844	611
2001 (n=67)	413	880	764
2002 (n=68)	463	417	678
2003 (n=64)	436	613	667
<i>Moyenne</i>	391	693	665

Plateau	croissants	constants	décroissants
1998 (n=144)	40	8	52
1999 (n=131)	20	9	71
2000 (n=129)	21	12	67
2001 (n=127)	44	8	48
2002 (n=125)	21	9	70
2003 (n=124)	24	11	65
<i>Moyenne</i>	28	10	62

Plateau	croissants	constants	décroissants
1998 (n=144)	172	272	570
1999 (n=131)	175	286	479
2000 (n=129)	229	314	475
2001 (n=127)	194	396	623
2002 (n=125)	201	518	471
2003 (n=124)	180	439	438
<i>Moyenne</i>	192	371	509

Préalpes	croissants	constants	décroissants
1998 (n=48)	56	2	42
1999 (n=46)	35	9	56
2000 (n=39)	46	13	41
2001 (n=41)	46	12	42
2002 (n=37)	32	14	54
2003 (n=30)	27	13	60
<i>Moyenne</i>	40	11	49

Préalpes	croissants	constants	décroissants
1998 (n=48)	474	328	1038
1999 (n=46)	431	315	917
2000 (n=39)	503	380	1067
2001 (n=41)	449	355	1566
2002 (n=37)	484	711	971
2003 (n=30)	579	358	932
<i>Moyenne</i>	487	408	1082

Alpes	croissants	constants	décroissants
1998 (n=126)	74	4	22
1999 (n=122)	34	1	65
2000 (n=126)	59	2	39
2001 (n=127)	78	2	20
2002 (n=127)	35	3	62
2003 (n=119)	32	3	65
<i>Moyenne</i>	52	3	45

Alpes	croissants	constants	décroissants
1998 (n=126)	922	523	1098
1999 (n=122)	1006	344	966
2000 (n=126)	974	1142	1056
2001 (n=127)	946	1619	1190
2002 (n=127)	1014	450	1034
2003 (n=119)	902	629	1076
<i>Moyenne</i>	961	785	1070

