

YACINE BELARBI* HOCINE ZIOUR* M.YASSINE FERFERA**

Recherche des critères empiriques du financement des établissements de l'enseignement supérieur en Algérie

INTRODUCTION

Ce travail a pour objet la recherche des critères qui sont à la base du financement des établissements de l'enseignement supérieur. Le cadre de cette approche s'insère dans une optique empirique. Notre but n'est pas d'affirmer ou d'infirmer l'existence a priori d'une politique d'allocation des ressources pour les établissements de l'enseignement supérieur.

Notre essai va se consacrer à une analyse en coupe instantanée. Les données collectées concernent une période bien précise, il s'agit des informations collectées sur l'année budgétaire de 1999. Nous supposons les tendances des agrégats utilisés dans cette approche stables, elles ne sont pas soumises à de fortes fluctuations dans le temps.

L'objet est la recherche des relations empiriques qui peuvent mettre en évidence les facteurs explicatifs dans la répartition actuelle des ressources financières. La mise en évidence de ces relations est approchée par l'étude des allocations financières de fonctionnement aux établissements de l'enseignement supérieur en fonction des données internes à chaque établissement (encadrement, disciplines, statut de l'établissement, nombre des étudiants).

Pour atteindre cet objectif, deux techniques sont mises en œuvre: celle des modèles *log-linéaires* (loglinear models) basée sur le test de Woolf, B (G-test)^[1] connu sous le nom de test du ratio du log de maximum de vraisemblance et celle de l'analyse des tables de contingence d'ordre (r*c) basée sur le test de χ^2 à (r-1)(c-1) degrés de liberté. Les variables numériques sont transformées en variables ordinales (où l'ordre représente, dans notre cas, le niveau) par la méthode des *k-Means Clustering*.

1. PRESENTATION DES METHODES.

1.1. Méthode des modèles log-linéaires.

Cette méthode consiste en une classe de modèles, désignés pour étudier les inter-relations entre des variables catégoriques dont le croisement forme les tables de contingence.

Supposons une table de contingence à deux variables: la variable A avec I niveaux et la variable B avec J niveaux. On note m_{ij} la fréquence estimée (sous un modèle probabiliste quelconque), d'expression logarithmique:

$$\ln m_{ij} = \mu + \mu_{A(i)} + \mu_{B(j)} + \mu_{AB(ij)}$$

$$i=1 \dots I$$

$$j=1 \dots J$$

Avec les contraintes :

$$\sum_i \mu_{A(i)} = \sum_j \mu_{B(j)} = \sum_i \mu_{AB(ij)} = \sum_j \mu_{AB(ij)} = 0$$

Par analogie à l'analyse de la variance l'effet du niveau i du facteur A, $\mu_{A(i)}$ peut être interprété comme la déviation de la ligne (ou colonne) moyenne, du i^{ème} niveau du facteur A, de la moyenne totale m,

Le modèle qui inclut tous les μ - termes possibles correspondant à toutes les interactions possibles est dit *saturé*. Le modèle construit sur une sélection de vari

Dans les tables à trois dimensions on peut considérer les modèles suivants :

- $\mu_{ABC} = 0$. Il n'y a pas d'interaction entre les trois facteurs ou l'interaction entre deux facteurs n'est pas affectée par les niveaux de la troisième variable.
- $\mu_{AB} = 0$. Sachant la variable C, les variables A et B sont indépendantes. Par implication, $\mu_{AC} \neq 0$ et $\mu_{BC} \neq 0$.
- $\mu_{AB} = \mu_{AC} = 0$. La variable A est jointement indépendante de la variable B et la variable C.
- $\mu_{AB} = \mu_{AC} = \mu_{BC} = 0$. Les variables sont complètement indépendantes.

On note que les trois derniers modèles impliquent, par le principe hiérarchique, que $\mu_{ABC} = 0$.

1.1.1. Estimation.

Il y a plusieurs méthodes pour estimer les fréquences théoriques. La plus simple pour le calcul, robuste et plus souvent utilisée, est la méthode du maximum de vraisemblance.

Les estimateurs du maximum de vraisemblance des fréquences sont toujours fonction de la statistique suffisante des paramètres caractérisant le modèle log-linéaire. Si on considère les μ -termes μ_{AB} et μ_{BC} d'un modèle d'ordre trois, les statistiques suffisantes associées

à ces paramètres sont X_{ij+} et X_{+jk} , elles correspondent aux sommes marginales des observations.

Les estimateurs du maximum de vraisemblance peuvent être, une fois les statistiques suffisantes trouvées, calculés en utilisant les résultats de Birch (1963)[\[2\]](#):

Si on considère le modèle $m_{123} = 0$, les deux résultats de Birch sont :

a) Les estimateurs de maximum de vraisemblance peuvent satisfaire:

$$\begin{aligned}\overline{m}_{ij+} &= X_{ij+} \\ \overline{m}_{i+k} &= X_{i+k} \\ \overline{m}_{+jk} &= X_{+jk}\end{aligned}$$

b) Il y a des estimateurs uniques des cellules qui satisfont à la condition (a).

Les estimateurs du maximum de vraisemblance des effets des paramètres (paramètres-effets), sachant un modèle log-linéaire spécifié, sont obtenus par un algorithme appelé *iterative proportional fitting*[\[3\]](#). Dans cet algorithme chaque itération conduit à un ajustement proportionnel de la colonne (ou de la ligne), tel que, la colonne (ou la ligne) marginale estimée (sous le modèle) égalise la colonne (ou la ligne) marginale des observations correspondantes, d'où le nom de cet algorithme.

Si on considère le modèle à estimer $[AB][AC][BC]$, les marginales correspondant à l'effet de ces facteurs sont : X_{j+} , X_{i+k} , X_{+jk} ; ils sont suffisants pour le calcul de l'estimateur du maximum de vraisemblance des fréquences.

Les étapes sont :

1. Calculer les X_{j+} , X_{i+k} , X_{+jk}

2. Initialiser les valeurs de départ de chaque cellule par 1

$$\hat{m}_{ijk}^{(0)} = 1 \quad \forall i, j, k$$

3. Cette étape ajuste les cellules observées afin qu'ils égalisent X_{ij+} .

$$\hat{m}_{ijk}^{(1)} = \hat{m}_{ijk}^{(0)} \frac{X_{j+}}{\hat{m}_{j+}^{(0)}} \quad \forall i, j, k$$

4. Cette étape ajuste les valeurs de l'étape 3 avec les marginales X_{i+k} .

$$\hat{m}_{ijk}^{(2)} = \hat{m}_{ijk}^{(1)} \frac{x_{i+k}}{\hat{m}_{i+k}^{(1)}} \quad \forall i, j, k$$

5. Cette étape ajuste les valeurs de l'étape 4 avec les marginales X_{+jk} .
 X_{+jk} .

$$\hat{m}_{ijk}^{(3)} = \hat{m}_{ijk}^{(2)} \frac{x_{i+k}}{\hat{m}_{i+k}^{(2)}} \quad \forall i, j, k$$

6. Répéter les étapes: 3,4 et 5 jusqu'à ce que le changement dans les valeurs estimées soit significativement petit.

1.1.2. La statistique de sélection.

Le choix d'un modèle P est décidé en se basant sur la statistique de Woolf $L^2(P)$:

Si on définit :

$$L_P(X) = \sum_i \sum_j x_{ij} \ln x_{ij}$$

$$L_P(\hat{m}) = \sum_i \sum_j x_{ij} \ln \hat{m}_{ij}$$

Alors :

$$L^2(P) = -2 \left[L_P(\hat{m}) - L_P(X) \right]$$

La statistique :

$$L^2 \rightarrow \chi_n^2$$

$n = \text{Degrés de liberté}$

L'hypothèse $H_0: \hat{m} = X$ est rejetée pour $L^2 > \chi_\alpha^2$ au risque α .

1.1.3. Sélection du modèle.

Nous illustrons dans cette section les différentes méthodes d'identification des meilleurs modèles d'estimation non saturés:

1. Utilisation des μ - termes centrés réduits (standardisés): Avec cette approche les μ - termes dérivés du modèle saturé sont examinés dans l'optique qui génère ceux qui ont les plus grandes valeurs. Ne sont retenus dans le modèle que les valeurs réduites supérieures à 2.

2. Mesure de l'association marginale et l'association partielle:

(Brown 1976)[\[41\]](#): Pour chacun des μ - termes, on applique deux tests (

χ^2 et G-test): Ces tests indiquent l'ordre de magnitude du changement dans la valeur de L^2 , due à l'introduction d'un nouveau paramètre.

3. Procédure de sélection par étapes (Goodman 1970, 1971)[\[5\]](#)

3.1 Forward Selection : Cette procédure commence par considérer le modèle contenant les termes d'ordre $r-1$, et à chaque étape on ajoute le μ - termes d'ordre r qui fournit une modification significative dans la statistique L^2 . Le processus se termine quand il n'y a plus de termes supplémentaires qui modifient significativement la statistique L^2 .

3.2 Backward Elimination : Cette procédure commence par considérer le modèle d'ordre r , et à chaque étape on élimine le terme qui a un effet moins significatif. Le processus s'arrête quand il n'y a plus de terme à éliminer sur la base de la statistique L^2 .

Notons que l'utilisation d'une stratégie de sélection dépend en grande partie de la structure de la table de contingence. Des problèmes peuvent être rencontrés quand la table de croisement souffre d'un sous-remplissage des cellules. En particulier, l'utilisation des paramètres réduits (μ - termes effects) pour sélectionner un modèle n'est approprié que si toutes les cellules de la table ont un nombre d'observations différent de zéro. La même condition est exigée pour le calcul des effets d'ordre supérieur avec la méthode du test d'association marginale et partielle.

1.2. Test d'indépendance ou d'homogénéité.

Soit un échantillon de taille n , chaque élément est classé selon deux attributs différents où chaque attribut est subdivisé en différent catégories, classes ou niveaux. L'objet du test est de chercher si la distribution d'un niveau d'un attribut est indépendante de la distribution d'un niveau d'un autre attribut.

Dans les tables de contingence le test d'indépendance est similaire à celui d'homogénéité.

Le test statistique est :

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \left[\frac{\left(n_{ij} - \frac{n_i \cdot n_j}{n} \right)^2}{\frac{n_i \cdot n_j}{n}} \right] = n \left[\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{n_{ij}^2}{n_i \cdot n_j} - 1 \right]$$

n_{ij} = nombre d'observation n dans la cellule correspond ant

à la $i^{\text{ème}}$ ligne et à la $j^{\text{ème}}$ colonne

n_i = somme sur la $i^{\text{ème}}$ ligne

n_j = somme sur la $j^{\text{ème}}$ colonne

$n_i \cdot n_j$ = produit des sommes marginales correspond ant à la cellule ij

Les fréquences estimées sont calculées sous l'hypothèse nulle d'indépendance. Le test peut être appliqué quand toutes les fréquences estimées sont > 1 . Si quelques fréquences sont < 1 , la table peut être simplifiée en groupant les cellules sous-occupées. Le test de Freeman-Halton pour les tables $r \times c$ peut être appliqué à ce cas, ce test coïncide avec le test exact de Fisher pour $r = c = 2$ [6].

1.3. Méthode de partition (K-Means Clustering).

On suppose n individus ou objets et p mesures. Soit $X(i, j)$ la valeur du $i^{\text{ème}}$ individu pour la $j^{\text{ème}}$ variable, $i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, p$.

On suppose que les mesures collectées permettent de calculer la distance Euclidienne entre les individus.

Soit $P(n, K)$ la partition qui affecte chaque individu à une cluster $1, 2, \dots, K$. La moyenne de la $j^{\text{ème}}$ variable dans le $l^{\text{ème}}$ cluster est notée $\bar{X}(l, j)$, et le nombre des individus dans la $l^{\text{ème}}$ cluster $n(l)$. La distance entre le $i^{\text{ème}}$ individu et le $l^{\text{ème}}$ cluster peut être exprimée comme :

$$D(i, l) = \left(\sum_{j=1}^p [X(i, j) - \bar{X}(l, j)]^2 \right)^{\frac{1}{2}}$$

On définit :

$$E[P(n, K)] = \sum_{i=1}^n D[i, l(i)]^2$$

Comme l'erreur de la partition, où $l(i)$ est le cluster contenant l'individu i , et $D[i, l(i)]$ la distance euclidienne entre l'individu i et la moyenne dans le cluster contenant i .

La procédure de clustering est comme suit: chercher une partition avec la plus petite erreur possible E par le déplacement des individus d'un cluster à un autre jusqu'à ce que E ne diminue plus.

L'algorithme de Hartigan (1975) permet de déterminer les centres estimés des clusters initiaux [7].

2. DEFINITION DES VARIABLES.

Les données de l'ensemble des variables correspondent à l'année universitaire 1999.

Allocation globale (ALC.GLB) : cette variable est constituée des allocations définitives, des ressources propres, et des reliquats sur exercice précédent des établissements d'enseignement supérieur.

Les ressources propres correspondent aux frais d'inscription des étudiants, aux rentrées des études et à d'autres ressources comme les

frais de restauration et hébergement pour certains instituts.
 Les reliquats sur exercice (précédent) au 31/12/1998.
 L'allocation définitive [8] (subvention de l'Etat) de l'année 1999

Encadrement total (ECT) : c'est l'ensemble des enseignants permanents dans un établissement.

Statut de l'établissement (STATUT) : On entend par statut le cadre juridique de l'établissement. Trois types de statuts sont identifiés dans notre cas :

Statut de type 1: Université (U)

Statut de type 2: Centre universitaire (C.U.), et Institut National d'Enseignement Supérieur (INES). Ces deux établissements sont regroupés dans une même catégorie du fait de leur rapprochement en terme de taille et pour réduire le nombre de cellules vides lors des opérations de croisement.

Statut de type 3: Cette catégorie regroupe les Ecoles Normales Supérieures (ENS), et les Instituts et Grandes Ecoles (IGE).

Région: trois grandes régions sont prises en considération:

- 1 Centre
- 2 Ouest
- 3 Est.

Discipline (Discipln) : A la discipline correspond dans la majorité des cas la spécialité dominante dans l'établissement considéré. Trois types de disciplines sont définis dans ce cas:

Discipline de type 1 : correspond aux établissements qui regroupent les spécialités de sciences exactes, technologie, architecture, informatique, sciences appliquées, sciences de la terre, et les établissements spécialisés dans les sciences médicales, vétérinaires et agronomie.

Discipline de type 2 : correspond aux établissements spécialisés dans les sciences sociales, sciences économiques, juridiques, politiques et information, les langues et sciences islamiques.

Disciplines de type 3: Ce sont l'ensemble des établissements qui regroupent des spécialités multidisciplinaires comme les universités et les centres universitaires dans la majorité des cas.

Etudiants (ETD) : c'est l'ensemble des étudiants régulièrement inscrits dans les établissements de l'Enseignement Supérieur ajustés à l'année civile par la méthode de l'UNESCO [9]. Cette méthode permet d'ajuster le décalage qui existe entre l'année budgétaire et l'année scolaire. Cette méthode permet de ramener les données des années 1998/1999, 1999/2000 à l'année ajustée 1999 par l'équation suivante :

$$Données_{1999} = \left(\frac{2}{3} \times Données_{1998/1999} \right) + \left(\frac{1}{3} \times Données_{1999/2000} \right)$$

De cette manière l'année est partagée en trois trimestres, l'année 1999 englobe deux trimestres de l'année scolaire 98/99 et un trimestre de l'année scolaire 99/00.

Etablissement: Cette variable englobe les établissements d'enseignement supérieur sous la tutelle du ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche Scientifique, il s'agit des établissements suivants :

Universités au nombre de 18,
Centres Universitaires au nombre de 13,
Instituts Nationaux d'Enseignement Supérieur au nombre de 11,
Ecoles Normales Supérieures au nombre de 5,
Instituts et Grandes Ecoles au nombre de 12.

Soit un total de 59 d'établissements.

3. RECHERCHE DU MODELE D'ALLOCATION.

3.1. Détermination des niveaux de taille des variables.

Il s'agit dans un premier temps, pour éviter les disparités entre les cellules des tableaux de contingence (croisés), de transformer les variables numériques en variables de rang (le rang 1 est affecté à l'individu (établissement) de plus petite taille quelle que soit la variable taille considérée. Les variables rang sont partitionnées en trois familles (clusters) par la méthode du K-means clustering. Selon la taille du centre de chaque cluster, on détermine l'ordre du niveau. A titre d'exemple, on affecte le niveau 1 pour la cluster qui a la plus grande valeur des centres des clusters.

3.2. Le modèle d'allocation.

Après plusieurs essais de croisement entre les différentes variables annoncées ci-dessus, quatre types de variables semblent statistiquement les plus significatifs (au sens de la statistique L^2). La meilleure formulation mathématique des interactions est composée des variables sélectionnées suivantes:

Subvention de l'Etat,
Statut,
Discipline,
Encadrement total.

Pour des raisons d'un meilleur ajustement de la statistique L^2 , les variables sont composées à deux niveaux d'effet.

3.3. Analyse des résultats.

La méthode de sélection de Bakward elimination pour un modèle non saturé (custom), donne les statistiques individuelles de chaque effet comme suit :

If Deleted Simple Effect is	DF	L.R.	Chisq Change Prob	Iter
ALC.GBL*DISCIPL	2	13.567	0.0011	2
ALC.GBL*ECT	1	42.979	0.0000	1
ALC.GBL*STATUT	2	25.128	0.0000	2
DISCIPL*STATUT	4	23.008	0.0000	4

Les croisements proposés sont très significatifs, le plus grand risque d'erreur est de l'ordre de 1/1000. Ceci conduit au constat suivant :

i) L'allocation globale est déterminée par trois types de situations:

- Le niveau de la taille du corps enseignant est un facteur explicatif dans la détermination du niveau de l'allocation financière, autrement dit, la connaissance préalable du niveau de la taille du corps enseignant permet de prédire le niveau de l'allocation globale. 95% des établissements qui ont une allocation de niveau 1, ont un encadrement de niveau 1. 32% de ces établissements se partagent 73.8% de la somme des allocations globales et 80.2% de l'ensemble des enseignants de l'enseignement supérieur. 85% des établissements qui ont un niveau d'allocation 2, ont un niveau d'encadrement 2, et 84% des établissements qui ont un niveau d'allocation de niveau 3, ont un encadrement de niveau 3.

Moyenne de l'allocation par niveau d'allocation et par niveau d'encadrement en 1 000 DA

Allocation globale		Encadrement total		
		1	2	3
1		683218		347416
2			157235	118647
3			84500	58906

- Le statut juridique de l'établissement est un facteur significatif dans le niveau de l'allocation. 94.4% des universités ont un niveau d'allocation 1, soit une moyenne d'allocation de 703 millions de DA, 54.2% des INES et C.U ont un niveau d'allocation 2, soit une moyenne d'allocation de 154 millions de DA et 64.7% des IGE et ENS ont un niveau d'allocation 3, soit une moyenne de 63 millions de DA.

Moyenne de l'allocation par niveau d'allocation et par discipline enseignée en 1 000 DA

Allocation globale		Discipline		
		1	2	3
1		477 532	1421868	679 931
2		164 126	117 370	151 813
3		65 256	57 915	105 700

- Le facteur discipline n'est significatif que dans le cadre de la classification que nous avons imposée, c'est ce qui explique la signification du facteur discipline dans le statut juridique de l'établissement. La majorité des universités algériennes enseignent toutes les disciplines visées par notre classification; la catégorie 3 qui est spécifique aux centres universitaires et aux universités, englobe les catégories 1 et 2 spécifiques aux INES et aux IGE. Une étude par institut ou Académie serait plus intéressante [10] pour voir d'une manière plus claire la distribution du coût de la formation (discipline) en fonction des formes juridiques des établissements (statut).

Moyenne de l'allocation par niveau d'allocation et par statut de l'établissement en 1 000 DA

		Statut		
		1	2	3
Allocation globale	1	703 001	459 183	
	2	120 300	154 454	150 124
	3		66 361	62 791

La forme mathématique de la relation qui exprime la somme des effets les plus significatifs sur le niveau de l'allocation allouée à un établissement est comme suit :

$$\begin{aligned}
 &= \text{Effet [ALC.GBL*DISCIPL]} \\
 &+ \text{Effet [ALC.GBL*ECT]} \\
 &+ \text{Effet [ALC.GBL*STATUT]} \\
 &+ \text{Effet [DISCIPL*STATUT]}
 \end{aligned}$$

Les résultats numériques suivants donnent une statistique de L^2 et de χ^2 avec des probabilités d'erreur qui confirment l'acceptation de l'hypothèse H_0 .

The final model has generating class

ALC.GBL*DISCIPL
 ALC.GBL*ECT
 ALC.GBL*STATUT
 DISCIPL*STATUT

The Iterative Proportional Fit algorithm converged at iteration 0.
 The maximum difference between observed and fitted marginal totals is, 240 and the convergence criterion is, 250

Goodness-of-fit test statistics

Likelihood ratio chi square = 14,74013 DF = 20 P= ,791
 Pearson chi square = 18,33594 DF = 20 P= ,565

ii) Les variables étudiant et région ne sont pas des facteurs, dont les niveaux d'effet sont statistiquement significatifs. En d'autres termes la connaissance de la région de localisation d'un établissement ou de son niveau de taille des étudiants, ne permet pas de prédire significativement son niveau d'allocation.

4. ANALYSE DE QUELQUES CROISEMENTS.

L'analyse par le croisement nous offre une dimension de compréhension complémentaire, et permet de mettre en évidence des aspects plus fins. Nous étudierons à l'aide du test de Khi-deux les variables relatives (à trois niveaux d'effet): taux d'encadrement total et allocation globale par étudiant.

La première variable met en évidence l'effort de prise en charge de la formation, du point de vue encadrement des étudiants, par rapport au statut de l'établissement, la région de localisation, et la (ou les) disciplines enseignées dans l'établissement. Si nous considérons le niveau de formation et le degré de qualification des diplômés comme le résultat d'un meilleur encadrement, l'étude de cette variable peut nous renseigner sur la répartition actuelle des établissements qui ont le plus de moyens potentiels pour produire, en principe, les meilleures qualifications.

La deuxième variable se réfère à l'équité, c'est à dire la façon dont les coûts et les avantages de l'investissement dans la formation supérieure sont distribués entre les établissements en fonction de leur région, statut et discipline. Cela ne veut pas dire que le coût de la formation en science sociale, par exemple, doit être le même que celui de la formation en sciences médicales. Il s'agit de voir comment se répartissent les chances financières pour la réussite et en quoi sont-elles inégales ?

Le croisement de la variable taux d'encadrement total et statut de l'établissement indique les résultats suivants :

Croisement entre taux d'encadrement (TECT) et STATUT

		STATUT			Total
		1	2	3	
TECT 1	observation	4	6	9	19
	observation estimée	5,8	7,7	5,5	19,0
	% parmi TECT	21,1%	31,6%	47,4%	100,0%
	% parmi STATUT	22,2%	25,0%	52,9%	32,2%
	% du Total général	6,8%	10,2%	15,3%	32,2%
	Résiduelle ajustée	-1,1	-1,0	2,2	
2	observation	11	5	4	20
	observation estimée	6,1	8,1	5,8	20,0
	% parmi TECT	55,0%	25,0%	20,0%	100,0%
	% parmi STATUT	61,1%	20,8%	23,5%	33,9%
	% du Total général	18,6%	8,5%	6,8%	33,9%
	Résiduelle ajustée	2,9	-1,8	-1,1	
3	observation	3	13	4	20
	observation estimée	6,1	8,1	5,8	20,0
	% parmi TECT	15,0%	65,0%	20,0%	100,0%
	% parmi STATUT	16,7%	54,2%	23,5%	33,9%
	% du Total général	5,1%	22,0%	6,8%	33,9%
	Résiduelle ajustée	-1,9	2,7	-1,1	
Total	observation	18	24	17	59
	observation estimée	18,0	24,0	17,0	59,0
	% parmi TECT	30,5%	40,7%	28,8%	100,0%
	% parmi STATUT	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	% du Total général	30,5%	40,7%	28,8%	100,0%

On observe que :

52.9% des ENS et IGE (statut de type 3) ont un taux d'encadrement d'ordre 1, ce qui représente un rapport de 47.4% parmi les établissements qui se partagent ce niveau de taux d'encadrement. La moyenne pour ce niveau d'encadrement est de 14 étudiants par enseignant.

61.1% des universités (statut de type 1) sont classées dans un niveau de taux d'encadrement d'ordre 2, ce qui représente par rapport à l'ensemble des établissements dans ce niveau, un taux de 55%. Cette classe d'établissements présente un taux moyen de 26 étudiants par enseignant.

Pour les centres universitaires et les INES (statut de type 2), 54.2% sont dans la catégorie qui a le niveau de taux d'encadrement le plus détérioré, soit 65% de l'ensemble des établissements dans ce niveau de taux d'encadrement, avec un rapport étudiants- enseignants de 40.

Les établissements qui semblent avoir le meilleur taux d'encadrement et qui sont potentiellement les plus aptes à produire des diplômés de meilleure qualité sont les ENS et les IGE.

Les résidus ajustés^[11] des cases analysées ci-dessus sont tous supérieurs à 2, ce qui veut dire que, sous l'hypothèse d'indépendance entre les types de statuts et les niveaux de taux d'encadrement, les différences entre les valeurs observées et les valeurs estimées doivent être inférieures à leur valeur actuelle.

Le test de χ^2 et les mesures de symétrie qui lui sont associées donnent les résultats suivants :

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	13,918 ^a	4	,008
Likelihood Ratio	13,124	4	,011
Linear-by-Linear Association	,675	1	,411
N of Valid Cases	59		

a. 0 cells (,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 5,47.

Symmetric Measures

	Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal		
Phi	,486	,008
Cramer's V	,343	,008
Contingency Coefficient	,437	,008
N of Valid Cases	59	

- a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

La valeur de χ^2 donne une probabilité significative de rejet de l'hypothèse nulle H_0 d'indépendance entre statut de l'établissement et le taux d'encadrement. La connaissance préalable du type de l'établissement permet de prédire le niveau dans le taux d'encadrement. Les mesures [12] de Phi, Cramer's V et coefficient de contingence, sont aussi significatives. Ce qui confirme les résultats du test de Khi-deux.

ii) Le croisement de la variable région et taux d'encadrement donne les résultats suivants :

Croisement entre taux d'encadrement (TECT) et REGION

		REGION			Total
		1	2	3	
TECT 1	observation	10	5	4	19
	observation estimée	9,0	5,2	4,8	19,0
	% parmi TECT	52,6%	26,3%	21,1%	100,0%
	% parmi REGION	35,7%	31,3%	26,7%	32,2%
	% du Total général	16,9%	8,5%	6,8%	32,2%
	residuelle ajustée	,5	-,1	-,5	
2	observation	8	8	4	20
	observation estimée	9,5	5,4	5,1	20,0
	% parmi TECT	40,0%	40,0%	20,0%	100,0%
	% parmi REGION	28,6%	50,0%	26,7%	33,9%
	% du Total général	13,6%	13,6%	6,8%	33,9%
	residuelle ajustée	-,8	1,6	-,7	
3	observation	10	3	7	20
	observation estimée	9,5	5,4	5,1	20,0
	% parmi TECT	50,0%	15,0%	35,0%	100,0%
	% parmi REGION	35,7%	18,8%	46,7%	33,9%
	% du Total général	16,9%	5,1%	11,9%	33,9%
	residuelle ajustée	,3	-1,5	1,2	
Total	observation	28	16	15	59
	observation estimée	28,0	16,0	15,0	59,0
	% parmi TECT	47,5%	27,1%	25,4%	100,0%
	% parmi REGION	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	% du Total général	47,5%	27,1%	25,4%	100,0%

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	3,776 ^a	4	,437
Likelihood Ratio	3,789	4	,435
Linear-by-Linear Association	,384	1	,535
N of Valid Cases	59		

a. 1 cells (11,1%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 4,83.

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	,253	,437
	Cramer's V	,179	,437
	Contingency Coefficient	,245	,437
N of Valid Cases		59	

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

La statistique de χ^2 , donne une probabilité observée non significative. L'hypothèse H_0 d'indépendance est acceptée. Les mesures d'association ne sont pas significatives, ce qui confirme le test de Khi-deux. Le facteur région n'a donc pas d'effet statistiquement considéré sur la répartition du taux d'encadrement entre les établissements.

On peut conclure pour ces deux derniers tests que la structure de répartition du taux d'encadrement par rapport aux statuts est bien générale quelle que soit la région du type de l'établissement.

iii) Le croisement de l'allocation financière globale par étudiant et statut :

Les résultats obtenus sont :

Croisement entre allocation globale par étudiant (ALG.ETD) et STATUT

		STATUT			Total	
		1	2	3		
ALG.ETD	1	observation	2	6	12	20
		observation estimée	6,1	8,1	5,8	20,0
		% parmi ALG.ETD	10,0%	30,0%	60,0%	100,0%
		% parmi STATUT	11,1%	25,0%	70,6%	33,9%
		% du Total général	3,4%	10,2%	20,3%	33,9%
		Résiduelle ajustée	-2,4	-1,2	3,8	
	2	observation	7	9	4	20
		observation estimée	6,1	8,1	5,8	20,0
		% parmi ALG.ETD	35,0%	45,0%	20,0%	100,0%
		% parmi STATUT	38,9%	37,5%	23,5%	33,9%
		% du Total général	11,9%	15,3%	6,8%	33,9%
		Résiduelle ajustée	,5	,5	-1,1	
	3	observation	9	9	1	19
		observation estimée	5,8	7,7	5,5	19,0
		% parmi ALG.ETD	47,4%	47,4%	5,3%	100,0%
% parmi STATUT		50,0%	37,5%	5,9%	32,2%	
% du Total général		15,3%	15,3%	1,7%	32,2%	
Résiduelle ajustée		1,9	,7	-2,8		
Total	observation	18	24	17	59	
	observation estimée	18,0	24,0	17,0	59,0	
	% parmi ALG.ETD	30,5%	40,7%	28,8%	100,0%	
	% parmi STATUT	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	
	% du Total général	30,5%	40,7%	28,8%	100,0%	

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	16,469 ^a	4	,002
Likelihood Ratio	17,568	4	,001
Linear-by-Linear Association	13,806	1	,000
N of Valid Cases	59		

a. 0 cells (,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 5,47.

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	,528	,002
	Cramer's V	,374	,002
	Contingency Coefficient	,467	,002
N of Valid Cases		59	

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

On observe que :

70% des IGE et ENS ont une allocation globale par étudiant de niveau 1, ce qui représente 60% des établissements parmi ceux qui se partagent cette position. La plus faible position dans ce niveau d'allocation unitaire moyenne est celle des universités. La moyenne d'allocation financière par étudiant pour ce niveau d'allocation est de 116 000DA par étudiant.

La répartition des établissements de type 1 et 2 est indépendante des niveaux d'allocation 2 et 3. La connaissance, a priori, de la position d'un établissement de type 1 ou 2 ne permet pas de prédire son niveau

d'allocation, sachant qu'il est de niveau 2 ou 3. Les résidus ajustés, dans ce cas, ne sont pas statistiquement significatifs.

La moyenne d'allocation par étudiant pour les établissements de type 1 et 2 et de niveau d'allocation 2 est de 48 000DA et pour les établissements du même type et de niveau 3 est de 33 000DA par étudiant.

Le test de χ^2 indique une forte dépendance entre le statut des établissements et l'allocation globale unitaire moyenne. Cette dépendance est due à l'effet des catégories 1 et 3 des deux variables, à savoir: l'allocation globale par étudiant et le statut de l'établissement.

iv) Croisement de l'allocation globale par étudiant et discipline :

L'analyse par discipline, ci-dessous, montre que 75% des établissements spécialisés dans les sciences techniques, médicales et sciences naturelles en général ont un niveau d'allocation unitaire moyenne de niveau 1, soit une allocation globale unitaire moyenne de 111346DA. 67% de ces établissements sont des IGE et ENS. Aussi, on trouve parmi les établissements qui ont ce niveau d'allocation 20% des établissements de discipline science sociales et 5% des établissements multidisciplinaires.

Une lecture verticale du tableau de contingence ci-dessus montre une inégalité significative dans la répartition des allocations financières entre les établissements de la même discipline. A titre d'exemple, l'allocation unitaire moyenne passe, pour la discipline de type 1, de 131187DA (allocation unitaire moyenne dans le niveau 1) à 52 000 DA pour les établissements de la même discipline et d'allocation par étudiant de niveau 2.

Croisement entre allocation globale par étudiant (ALG.ETD) et discipline (DISCIPL)

		DISCIPL			Total
		1	2	3	
ALG.ETD 1	observation	15	4	1	20
	observation estimée	6,8	3,7	9,5	20,0
	% parmi ALG.ETD	75,0%	20,0%	5,0%	100,0%
	% parmi DISCIPL	75,0%	36,4%	3,6%	33,9%
	% du Total général	25,4%	6,8%	1,7%	33,9%
	Résiduelle ajustée	4,8	,2	-4,7	
2	observation	5	2	13	20
	observation estimée	6,8	3,7	9,5	20,0
	% parmi ALG.ETD	25,0%	10,0%	65,0%	100,0%
	% parmi DISCIPL	25,0%	18,2%	46,4%	33,9%
	% du Total général	8,5%	3,4%	22,0%	33,9%
	Résiduelle ajustée	-1,0	-1,2	1,9	
3	observation	0	5	14	19
	observation estimée	6,4	3,5	9,0	19,0
	% parmi ALG.ETD	,0%	26,3%	73,7%	100,0%
	% parmi DISCIPL	,0%	45,5%	50,0%	32,2%
	% du Total général	,0%	8,5%	23,7%	32,2%
	Résiduelle ajustée	-3,8	1,0	2,8	
Total	observation	20	11	28	59
	observation estimée	20,0	11,0	28,0	59,0
	% parmi ALG.ETD	33,9%	18,6%	47,5%	100,0%
	% parmi DISCIPL	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	% du Total général	33,9%	18,6%	47,5%	100,0%

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	29,944 ^a	4	,000
Likelihood Ratio	38,291	4	,000
Linear-by-Linear Association	25,104	1	,000
N of Valid Cases	59		

a. 3 cells (33,3%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 3,54.

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	,712	,000
	Cramer's V	,504	,000
	Contingency Coefficient	,580	,000
N of Valid Cases		59	

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

Une lecture horizontale montre pour le niveau d'allocation 1, un même coût de la formation pour les sciences sociales et les sciences techniques et naturelles. Ce même coût est largement supérieur à celui des établissements multidisciplinaires dont 50% ont un niveau d'allocation d'ordre 3, soit 33000DA par étudiant.

Les relations de dépendance entre l'allocation unitaire, statut et discipline confirment les résultats du modèle, et montrent une différence confirmée lors de l'allocation entre les établissements. Cette politique d'allocation, malgré l'effort qu'elle montre à ne pas mettre dans un même rang d'égalité des établissements de disciplines différentes, est loin d'être équitable, si on se réfère au juste coût qu'une formation peut exiger.

La politique d'allocation actuelle semble incapable de contrôler le coût de la formation nécessaire pour répondre aux caractéristiques pédagogiques de chaque établissement, dans la décision de détermination du montant à accorder aux établissements.

v) Effet de la région sur l'allocation unitaire :

La table de contingence suivante donne les résultats suivants :

Croisement entre allocation globale par étudiant (ALG.ETD) et REGION

		REGION			Total
		1	2	3	
ALG.ETD 1	observation	12	5	3	20
	observation estimée	9,5	5,4	5,1	20,0
	% parmi ALG.ETD	60,0%	25,0%	15,0%	100,0%
	% parmi REGION	42,9%	31,3%	20,0%	33,9%
	% du Total général	20,3%	8,5%	5,1%	33,9%
	Résiduelle ajustée	1,4	-,3	-,1,3	
2	observation	8	5	7	20
	observation estimée	9,5	5,4	5,1	20,0
	% parmi ALG.ETD	40,0%	25,0%	35,0%	100,0%
	% parmi REGION	28,6%	31,3%	46,7%	33,9%
	% du Total général	13,6%	8,5%	11,9%	33,9%
	Résiduelle ajustée	-,8	-,3	1,2	
3	observation	8	6	5	19
	observation estimée	9,0	5,2	4,8	19,0
	% parmi ALG.ETD	42,1%	31,6%	26,3%	100,0%
	% parmi REGION	28,6%	37,5%	33,3%	32,2%
	% du Total général	13,6%	10,2%	8,5%	32,2%
	Résiduelle ajustée	-,6	,5	,1	
Total	observation	28	16	15	59
	observation estimée	28,0	16,0	15,0	59,0
	% parmi ALG.ETD	47,5%	27,1%	25,4%	100,0%
	% parmi REGION	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	% du Total général	47,5%	27,1%	25,4%	100,0%

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	2,800 ^a	4	,592
Likelihood Ratio	2,833	4	,586
Linear-by-Linear Association	1,238	1	,266
N of Valid Cases	59		

a. 1 cells (11,1%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 4,83.

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	,218	,592
	Cramer's V	,154	,592
	Contingency Coefficient	,213	,592
N of Valid Cases		59	

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis

Le facteur région semble, encore une fois, sans aucun effet sur la politique d'allocation unitaire moyenne. Le test de χ^2 montre une indépendance entre le facteur région et allocation unitaire moyenne et les mesures de symétrie calculées ci-dessus confirment la validité de ce test.

vi) Eléments d'analyse des inégalités entre les universités :

L'égalité de traitement entre les régions dans l'allocation globale ou l'allocation par étudiant n'est pas déterminée par l'existence d'une égalité entre les établissements. Pour vérifier cet énoncé, nous avons procédé par utilisation de deux indices (l'indice d'entropie de THEIL et l'indice de GINI)[13]. Ces indices dits «**d'inégalités**», mesurent la sur-représentation ou la sous-représentation d'un établissement par rapport à d'autres établissements. L'importance de chaque établissement est calculée par rapport à sa correspondance dans la variable utilisée.

Notre analyse va se pencher sur les données des variables: Taux d'encadrement (étudiants par enseignants permanents) et l'allocation globale par étudiant. **Les séries de données utilisées dans cette démonstration concernent les universités entre 1996 et 1999.**

Le calcul des deux indices d'inégalités donnent les résultats suivants :

- Pour la variable : Taux d'encadrement

	1996	1997	1998	1999
Gini	0.107	0.149	0.093	0.103
Theil relatif en %	0.70	1.68	0.52	0.64

- Pour la variable : Allocation globale par étudiant

	1996	1997	1998	1999
Gini	0.063	0.074	0.075	0.139
Theil relatif en %	0.25	0.34	0.34	1.06

Selon Mac Mahon, cité par Psacharopoulos et Woodhall [14]: l'égalité selon qu'elle est horizontale ou verticale donne le sens de traitement égal pour des individus égaux, ou fait référence à un traitement inégal pour des individus inégaux (ce qui convient de former un jugement clair sur l'égalité et l'inégalité). (en d'autres termes, de façon plus prosaïque, l'égalité entre des individus inégaux est une inégalité de traitement).

Pour les quatre années considérées ci dessus, l'inégalité entre les universités ne semble pas forte. Les deux indices étant très proches de zéro, n'indiquent pas de grandes différences dans le traitement. Cette égalité apparente, ne cache t-elle pas une inégalité selon Mac Mahon.?

Les 17 universités considérées dans notre calcul ne sont pas homogènes (égales), du point de vue différence des disciplines enseignées, différences dans le poids des disciplines par université et différences dans les capacités de dépenses pour certains postes comme la recherche et l'entretien.

L'analyse de la variable taux d'encadrement par type de faculté (discipline)[15], confirme cette inégalité entre les universités. Le calcul a été fait sur les données par université pour l'année 2000. Les résultats donnent ce qui suit :

	Scs exactes et scs de l'ingénieur	Economie et gestion	Droit et commerce	Lettres et langues	Scs humaines et sociales	Médecine
GINI	0.145	0.232	0.209	0.204	0.314	0.233
THEIL relatif %	1.377	4.233	3.076	3.299	7.102	3.819

**Nombre d'étudiants sur total des enseignants (corps magistral
: prof + maîtres de conf.)**

	Scs exactes et scs de l'ingénieur	Economie et gestion	Droit et commerce	Lettres et langues	Scs humaines et sociales	Médecine
GINI	0.244	0.556	0.529	0.474	0.682	0.367
THEIL relatif %	3.46	25.73	21.292	18.690	44.848	9.627

Ces deux tableaux indiquent, qu'en terme d'encadrement par type de discipline, les inégalités entre les universités sont apparentes, elles sont encore plus fortes pour l'encadrement de type magistral.

CONCLUSION :

L'allocation financière aux établissements semble être une simple subvention et ne semble pas mue par l'efficacité et la rentabilité pédagogique dans la répartition entre les établissements. La répartition du budget de fonctionnement sur les établissements est principalement axée sur les ressources et les apports utilisés plutôt que sur les résultats.

Dans le modèle obtenu, l'effet de la taille, sensiblement positif, de l'encadrement total montre que l'un des facteurs moteurs dans la détermination du montant à accorder, est le nombre des enseignants. Le niveau d'allocation en termes de dotation au fonctionnement pour un établissement est fortement déterminé par la position de celui-ci, en fonction du nombre des enseignants par rapport aux autres établissements. 32.2% des établissements qui se partagent 73.8% des dotations pour le fonctionnement des institutions de l'enseignement supérieur, regroupent 80.2% des enseignants de l'enseignement supérieur. Les universités sont dominantes dans ce type d'établissement.

L'analyse des croisements a montré que la majorité des établissements qui ont les meilleurs scores d'allocation globale et du nombre d'enseignants, sont les plus défavorisés en terme d'encadrement et d'allocation unitaire moyenne; les plus favorisés, en ces termes, sont les établissements dont les niveaux d'allocation globale et du nombre des enseignants sont les plus faibles. Ces établissements correspondent dans la majorité des cas aux ENS et aux IGE. Le nombre des étudiants, facteur non considéré lors de l'allocation, semble avoir un effet déterminant sur l'équité dans la répartition des allocations et la qualité d'encadrement entre établissements. Les établissements dont le taux de concentration des étudiants est le plus élevé, sont les moins favorisés en terme d'allocation unitaire moyenne et de taux d'encadrement.

En termes de discipline de formation, les plus favorisés en taux d'encadrement et allocation unitaire moyenne sont ceux correspondants aux formations qui se déroulent dans les

établissements de type 3 (ENS et IGE). Les établissements multidisciplinaires (en majorité, universités et centres universitaires) sont classés en deuxième niveau et la majorité des établissements de sciences sociales sont classés en troisième niveau.

La variable région de localisation des établissements ne montre pas un effet significatif, dans les mesures absolues ou par étudiant. L'inégalité régionale n'a pas de poids justifié dans la politique de répartition des allocations financières pour l'enseignement supérieur. Son apparence visuelle dans le croisement des variables: allocation et encadrement avec la variable région est très trompeuse. Les tests statistiques confirment le rejet de l'effet de région.

La politique d'allocation actuelle n'implique pas d'une façon évidente un meilleur encadrement et une meilleure prise en charge pédagogique des étudiants et donc un produit en capital humain de qualité. Les établissements de meilleur niveau en nombre d'enseignants se classent dans les derniers niveaux en termes de taux d'encadrement et d'allocation par étudiant. L'effet de la taille des étudiants par établissement, non significatif dans l'allocation, échappe à la considération des décideurs lors de la détermination du montant d'allocation à affecter.

Notes

* Chargés de recherches, CREAD.

** Professeur, directeur de recherche, CREAD.

[1] Woolf, B.: The log likelihood ratio test (the G-test). Methods and tables for tests of heterogeneity in contingency tables. Ann.Human Genetics 21 (1952), 274-289.

[2] Birch, M., (1963) «Maximum likelihood in three-way contingency tables» Journal of the royal Statistical Society B, 25, 220-233.

[3] Deming, W.E. et Stephan, F. F. (1940) «One a least squares adjustment of a sampled frequency table when the expected marginal totals are known.» Annals of mathematical Statistic, 11, 427-444

[4] Brown, M. B. (1976) «Screening effects in multidimensional contingency tables.» Applied Statistics

[5] Goodman. L. A. et Kruskal. J. B. (1954) «Mesures of association for cross-classification» Journal of the american Statistical Association, 49, 732-764.

[6] Freeman et Halton: Journal of the american Statistical Association, 78 (1983), 427-434

Bishop, Y. M. M., Fienberg, S.E. et Holland, P.W. (1975) Discret

multivariate Analysis: Theory and Practice . Cambridge : The MIT Press.

Nass, C.A.G.: The χ^2 test for small expectation in contingency tables with special reference to accidents and absenteeism. Biometrika 46 (1959) 365-385.

[7] Hartigan, J. A. (1975) «Clustering Algorithms», New York, Willey.

[8] Crédit définitif = crédit voté + (ou –) les mouvements de crédit.

[9] EURYDICE, (1999) «Question clés de l'éducation» volume 1, Commission Européenne.

[10] La classification comptable dans l'allocation financière au niveau de la direction des finances ne prend pas en compte la comptabilisation des parts par instituts dans les universités ou centres universitaires.

[11] Les résidus ajustés (déviations ajustées) sont les rapports de différence entre les observations et leur estimation sur la variance des erreurs centrées et réduites, pour avoir une variance 1 quand les observations suivent une distribution multinomiale.

[12] Les mesures de symétrie sont tous 0 si et seulement si la valeur du test de χ^2 est 0. La probabilité associée à ce test est utilisée pour tester que chaque mesure est 0. Si le niveau de signification observé est très petite, H_0 est rejetée. Les mesures associées Cramer's V et le coefficient de contingence sont inférieur ou égales à 1. La mesure Phi peut dépasser 1. Cramer's V et le coefficient de contingence mesurent le poids de l'association entre les variables.

[13] Les valeurs du coefficient de Gini varient entre 0 et 1, 0 représentant une parfaite égalité et 1 une inégalité totale. L'indice de Theil est une alternative à l'indice de Gini, il s'inspire de la mesure de l'entropie. le Theil relatif a la même signification que l'indice de Gini.

[14] Psacharopoulos, G. & Woodhall, M. L'éducation pour le développement. Une analyse des choix d'investissement. Paris 1988: Ed Ecomonica.

[15] Une faculté peut représenter une discipline ou un groupe de disciplines homogènes.