

**Daniel URRUTIAGUER**

**FORUM**  
**Université de Paris 10**

**RÉPUTATION MÉDIATIQUE ET DEMANDE DE THÉÂTRE PUBLIC EN FRANCE**

*Alors que l'incertitude sur la qualité est forte, les études économétriques sur la demande des spectacles indiquent en général que les variables des critiques dramatiques sont insignifiantes. Je propose d'expliquer ce paradoxe par un impact opposé des jugements des différents groupes de médiateurs sur les spectateurs potentiels, annulé quand on agrège les résultats.*

*Je teste cette hypothèse dans un modèle de régression multiple qui explique la fréquentation payante par représentation des institutions théâtrales de 1995 à 1997. Les variables explicatives sont des variables continues de prix, volume et des variables dichotomiques sur les critiques dramatiques, les représentations achetées à d'autres institutions, les subventions publiques et le répertoire.*

*Dans un groupe d'institutions, les spectateurs se fient à la réputation médiatique des spectacles dramatiques et s'éloignent des programmations trop ouvertes aux dirigeants des institutions théâtrales. Dans l'autre groupe, la relation de confiance est inversée au profit de la réputation artistique des metteurs en scène institués. Cependant la fréquentation par représentation de l'année précédente et la jauge sont les deux variables explicatives dominantes, l'institution théâtrale étant ainsi perçue comme un repère principal.*

**Introduction**

Caune (1999, p. 219) résume les caractéristiques de l'expérience esthétique. Elle met en jeu la compréhension de soi, met en scène le sujet dans son rapport à l'autre et se réalise dans un monde vécu constitué par un horizon d'attentes culturelles. Le concept de jeu de langage esthétique de Michaud (1999) permet de saisir le rapport à l'art à la fois individuel, par l'éveil d'émotions personnelles, et collectif, selon les degrés de proximité culturelle avec les références symboliques des créateurs. Le jugement esthétique s'affine par une expérience individuelle répétée qui transforme les attentes vis-à-vis du théâtre.

L'incertitude sur la qualité est renforcée par une relation d'écoute interactive entre le public et les artistes, qui infléchit le rythme de chaque représentation théâtrale et le jeu des comédiens (Mervant-Roux, 1998). On peut donc s'attendre à ce que le choix d'une sortie théâtrale soit influencé par la réputation de la production, c'est-à-dire le niveau de reconnaissance de sa qualité par des groupes de médiateurs, qu'il s'agisse de spectateurs expérimentés ou de professionnels, critiques dramatiques, programmeurs, experts culturels des pouvoirs publics. Pourtant les modèles existants de régression multiple sur la demande théâtrale dégagent une faible signification statistique des variables de qualité perçue (Throsby, 1983 ; Jenkins and Austen-Smith, 1987 ; Krebs et Pommerehne, 1995).

Je propose d'expliquer cette faible signification statistique en me centrant sur la réputation médiatique des spectacles construite par les critiques dramatiques, qui entre en concurrence avec la réputation artistique des metteurs en scène selon leur statut institutionnel. Je m'appuie sur une analyse multivariée de la fréquentation par représentation sur les 105 organisations théâtrales instituées par une mission de service public nationale, financée par des subventions à hauteur de 70% de leur produit. Le terme «institutions théâtrales» les désigne. Celles situées dans les départements d'outre-mer n'ont pas été retenues car elles sont isolées.

Les principales sont en 1997 les 5 théâtres nationaux (TN) et les 27 centres dramatiques nationaux (CDN) au budget moyen respectif de 13,3 et 3,2 millions d'euros (M€). Les 6 CDNEJ, axés sur le théâtre pour la jeunesse, et les 9 centres dramatiques régionaux (CDR) ont un budget moyen d'environ 1,5 M € Ces quatre types d'établissements sont dirigés par un metteur en scène qui produit des spectacles et programme les accueils. Les 58 scènes nationales se singularisent par une programmation pluridisciplinaire, néanmoins à majorité théâtrale, qu'effectue le directeur qui n'est pas un metteur en scène en général. Leur budget moyen approche 2,3 M€

La constitution d'une banque de données personnelles sur la fréquentation payante et les critiques dramatiques est d'abord présentée (§1). La modélisation de la fréquentation par représentation des institutions théâtrales en l'expliquant par des variables de volume, prix et de qualité montre la faiblesse des coefficients estimés des variables de réputation (§2). Je propose ensuite d'expliquer ce résultat par une hypothèse sur la perception des spectateurs. La réputation médiatique des spectacles et la réputation artistique des metteurs en scène programmés qui dirigent d'autres institutions théâtrales constituent deux repères concurrents pour anticiper la qualité (§3). La séparation des établissements en deux groupes permet alors de dévoiler une corrélation contrastée entre la fréquentation par représentation et les variables de réputation, médiatique d'une part et artistique d'autre part (§4).

## **1. La création d'une banque de données**

Les choix effectués dans le traitement des données sur la fréquentation payante des institutions théâtrales, recueillies dans les archives du ministère de la Culture, sont présentés avant d'évoquer la méthode retenue pour convertir en notes les commentaires publiés par les critiques dramatiques dans le *Monde*, *Libération* et *Télérama*.

### 1.1 *La fréquentation payante*

Comme les données comptables sont présentées par année civile avec une décomposition des comptes par semestre insuffisante, j'ai choisi de calculer la fréquentation payante par année civile pour comparer son évolution avec celle des coûts de production dans d'autres études.

Le choix a été de retenir uniquement les spectacles dont la construction semble reposer sur une écriture dramatique. Le classement est parfois délicat pour les spectacles qui s'inscrivent dans le mouvement contemporain de « dé-définition » de l'art avec des formes artistiques pluridisciplinaires. Le théâtre pour les jeunes publics a été intégré dans les comptes en y incluant les spectacles de marionnettes.

Les 42 centres dramatiques décomposent les spectacles dans leurs bilans d'activité entre les productions ou coproductions majoritaires dans le tableau n° 4 et les accueils ou coproductions minoritaires dans le tableau n° 6 en indiquant le nombre de représentations et de spectateurs payants, d'invités. Les données du budget analytique de la diffusion des spectacles vivants dans les 58 scènes nationales sur le nombre de spectateurs « effectifs » ont nécessité un redressement pour exclure les places exonérées<sup>1</sup>. Dans tous les cas, la ventilation des entrées selon les tarifs et les abonnés n'est pas indiquée.

Les tournées des spectacles déclarées au sein des institutions théâtrales ont été corrigées car l'établissement qui a produit le spectacle et celui qui l'a accueilli s'attribuent chacun les représentations et le nombre de spectateurs sur le lieu de diffusion. Comme l'étude porte sur la fréquentation de chaque institution, ce biais a été corrigé en attribuant les spectateurs aux lieux de diffusion.

Enfin, le cas de CDN qui présentent leur programmation théâtrale dans les locaux de scènes nationales a nécessité un ajustement pour éviter une double comptabilisation. Les accueils communs ont été répartis à 50% entre le CDN et la SN selon leurs accords de partage des dépenses et recettes pour les CDN de Savoie et de Grenoble. Comme la SN d'Orléans a la même programmation théâtrale tous publics que celle du CDN, leurs comptes théâtraux ont été fusionnés. Le nombre de scènes nationales étudiées est ainsi ramené de 58 à 57.

## 1.2 L'estimation des notes des critiques

Le choix du *Monde*, de *Libération* et de *Télérama* comme leaders d'opinion médiatique dans les théâtres publics a découlé de la cinquantaine d'entretiens exploratoires menés en 1995 auprès de professionnels du théâtre et de fonctionnaires ministériels, consensuels sur cette question.

La seule enquête détaillée sur les publics de théâtre en France de 1987 corrobore cette perception. Sans aborder les hebdomadaires, elle indique que *Le Monde* et *Libération* sont les quotidiens les plus lus par les spectateurs de théâtre, la fréquence de leur lecture augmentant avec l'assiduité aux spectacles. (Guy, Mironer, 1987, p.44).

Le choix a été de se limiter à étudier l'impact des critiques dramatiques qu'ont publié *Le Monde*, *Libération* et *Télérama* sous une rubrique théâtrale au cours de l'année observée<sup>2</sup>.

Une échelle ordinale limite plus la subjectivité du chercheur qu'une échelle cardinale pour évaluer les commentaires des critiques sous forme de note. Elle est égale à +1 quand les jugements positifs du critique dramatique sur les différents aspects du spectacle l'emportent sur ses réserves, -1 dans la situation inverse et 0 quand les appréciations positives et négatives s'équilibrent relativement.

Comme il n'y pas d'enquête précise sur le lectorat de chaque rubrique d'un journal, on doit supposer que tout lecteur peut s'intéresser aux critiques dramatiques. La note globale correspond à la moyenne des notes pondérée par le poids  $a_j$  de chaque journal  $j$  dans le lectorat potentiel des critiques dramatiques de l'année  $t$ . Ce dernier correspond à la somme pour chaque publication du nombre moyen de lecteurs au numéro multiplié par le nombre de numéros où sont parues des critiques au cours de l'année  $t$ <sup>3</sup>.

Dans le cas minoritaire où les critiques des trois journaux ont publié un article sur le spectacle, si  $n_{jt}$  est la note correspondant à la critique du spectacle dans le journal  $j$  au cours de l'année  $t$ , la note moyenne  $n_t$  des critiques du spectacle pour l'année  $t$  sera donnée par

<sup>1</sup> Quand les procès verbaux des assemblées générales de l'association qui gère la SN n'apportent aucune indication, le taux d'exonération indiqué dans les cadres statistiques de la fréquentation globale par saison a été utilisé pour les estimer.

<sup>2</sup> Le champ exact des critiques analysées porte sur 161 spectacles diffusés en 1995, 177 en 1996 et 163 en 1997.

<sup>3</sup> A partir des enquêtes d'Europqn sur le lectorat du Monde et de Libération, et de Publicat sur celui de Télérama, j'obtiens les coefficients suivants :

Poids de chaque journal dans le lectorat potentiel des critiques dramatiques			
En %	1995	1996	1997
LE MONDE	45.75	44.23	45.51
LIBERATION	28.74	30.26	23.47
TELERAMA	25.51	25.51	31.02

$$n_t = \sum_{j=1}^3 a_{jt} \cdot n_{jt}$$

L'absence de couverture d'un spectacle par un journal peut s'interpréter de deux façons. S'il s'agit d'une marque de rejet d'un spectacle dont la qualité anticipée est médiocre, ce mépris équivaut à la note -1. Le critique dramatique peut aussi réaliser un arbitrage contraint par le temps entre des propositions jugées potentiellement intéressantes. Cette attitude rapprocherait sa perception de la note 0 où les anticipations positives sont équilibrées par des réserves qui ont motivé sa décision finale.

Les données disponibles ne permettent pas de corriger ce biais de sélection de façon satisfaisante en l'absence de variable sur les motivations spécifiques de déplacement des critiques. J'ai seulement affiné la notation en repérant les caractéristiques des spectacles qui ont été dépréciées par les journaux selon la catégorie du répertoire, le statut du metteur en scène et celui du producteur<sup>4</sup>. La présence d'une caractéristique dépréciée a justifié l'attribution d'une note -1, si au moins une autre critique a été dubitative, en supposant la reproduction du jugement négatif du critique du journal s'il s'était déplacé<sup>5</sup>. Sinon la note 0 a été attribuée, comme si l'absence de critique avait pour les lecteurs un impact similaire aux jugements qui équilibrent aspects positifs et négatifs en raison de l'ambiguïté de l'information sur la qualité du spectacle.

J'ai retenu la note 0 pour évaluer les spectacles qui n'ont pas du tout été critiqués.

Si une institution théâtrale a diffusé  $R$  représentations avec  $k$  spectacles critiqués qui ont été évalués par la note  $n_{ht}$  pour le spectacle  $h$  (représenté  $R_h$  fois), la valeur CRIT attribuée par les critiques à la production théâtrale de l'institution pour l'année  $t$  est estimée par

$$CRIT_t = \sum_{h=1}^k n_{ht} R_h / R$$

## 2. La modélisation de la fréquentation des institutions théâtrales

La spécification retenue pour modéliser les variables explicatives de la demande adressée aux institutions théâtrales est d'abord présentée. La signification statistique des variables de volume et de jugements des médiateurs dans le modèle est ensuite dégagée.

---

<sup>4</sup> Les différents statuts du metteur en scène distingués sont : dirigeant d'une institution théâtrale / d'une compagnie conventionnée / d'une compagnie non conventionnée, qui peut recevoir une aide annuelle ou une aide au projet / étranger invité. Les différents statuts du producteur retenus étaient la direction d'un théâtre privé ou bien d'un théâtre ou centre dramatique national.

<sup>5</sup> Les critiques du Monde ont eu tendance à déprécier les spectacles produits par un théâtre ou centre dramatique national pendant les trois années, mais de façon plus sensible en 1996. Aucune variable n'est significative pour les critiques de Libération à part une appréciation des spectacles écrits par des auteurs modernes en 1997. Les

## 2.1 La spécification du modèle de la demande adressée aux institutions théâtrales

Je me suis inspiré d'un modèle que Throsby (1990) avait construit pour expliquer la fréquentation de trois théâtres à Sydney par le prix, la jauge moyenne et des variables de qualité. La variable à expliquer choisie est la fréquentation payante par représentation car sa dispersion est moindre que le nombre de spectateurs payants et elle permet d'atténuer l'hétérogénéité des salles dans leur capacité d'accueil et la durée d'exploitation des spectacles.

Les variables de qualité ont été décomposées entre des variables de répertoire et celles relatives aux jugements d'experts.

Les variables de répertoire ont été construites pour repérer les catégories surreprésentées dans la programmation des différentes institutions théâtrales. Le seuil de 10% au-dessus de la moyenne d'ensemble est apparu adéquat pour les trois années. Elles ont donc été définies par

CLASSIQ =1 si la part des représentations de pièces classiques, dont l'auteur est mort avant le 20<sup>ème</sup> siècle, programmées par l'institution est supérieure de 10% à la moyenne d'ensemble, 0 sinon ;

MODERN =1 si la part des représentations de pièces du 20<sup>ème</sup> siècle, écrites avant 1980 par un auteur mort au 20<sup>ème</sup> siècle, que l'institution a programmées est supérieure de 10% à la moyenne d'ensemble, 0 sinon ;

CONFR = 1 si la part des représentations des pièces contemporaines françaises, écrites en français par un auteur vivant ou après 1980 s'il est mort, programmées par l'institution dépasse la moyenne d'ensemble de 10%, 0 sinon ;

CONTET = 1 si la part des représentations des pièces contemporaines étrangères, écrites à la même période que la catégorie précédente dans une langue étrangère, que l'institution a programmées dépasse la moyenne d'ensemble de 10%, 0 sinon.

J'ai intégré aux variables de jugement la centralité de degré intérieur CENTR, calculée par

$$CENTR_t = \sum_j R_{ijt} \quad (\text{Lazega, 1998, p.43})$$

où  $R_{ijt}$  est le nombre de représentations théâtrales produites par les institutions  $j$  que le directeur de l'organisation  $i$  a achetées au cours de l'année  $t$ . L'objectif est de tester l'intérêt suscité par le prestige artistique des metteurs en scène que le ministère de la Culture a nommés à la tête des TN, CDN, CDR, CDNEJ et de quelques SN, et que les programmeurs ont choisis.

---

critiques de Télérama ont déprécié en 1996 et 1997 les spectacles créés par un metteur en scène qui dirige une institution théâtrale.

La reconnaissance de la qualité de la production artistique et de la contribution des institutions théâtrales à la vie de la cité par les pouvoirs publics est mesurée par la hausse des subventions d'exploitation de l'Etat (SUBVE) et des collectivités territoriales (SUBVL). L'indicateur n'est bien sûr pas idéal car les subventions peuvent varier pour d'autres raisons que la qualité.

Le pouvoir explicatif de ces variables est plutôt concentré sur les niveaux extrêmes, faible et élevé pour CRIT et CENTR, élevé pour SUBVE et SUBVL. La fixation des seuils des variables dichotomiques construites pour les représenter a été effectuée par itération en supposant que chaque série converge vers un optimum du pouvoir explicatif de la variable. Cette hypothèse a été vérifiée dans l'équation finale réduite aux variables significatives au seuil de 10%.

Les seuils qui optimisent en 1995, 1996 et 1997 la spécification des variables CRIT< des notes faibles des critiques dramatiques et CRIT> des notes élevées sont :

$$\text{CRIT} < = 1 \text{ si } \text{CRIT} < 0,0072 \text{ et } 0 \text{ sinon ;} \quad \text{CRIT} > = 1 \text{ si } \text{CRIT} > 0,192 \text{ et } 0 \text{ sinon.}$$

Pour la variable CENTR <, quand le nombre de spectacles produits par d'autres institutions dans la programmation est faible, et la variable CENTR >, quand ce nombre est élevé, les seuils sont

$$\text{CENTR} < = 1 \text{ si } \text{CENTR} < 15 \text{ et } 0 \text{ sinon ;} \quad \text{CENTR} > = 1 \text{ si } \text{CENTR} > 38 \text{ et } 0 \text{ sinon.}$$

Les variables SUBVE et SUBVL sont définies en francs courants en 1995, 1996 et 1997 par :

$$\text{SUBVE} = 1 \text{ si la hausse annuelle des subventions d'Etat a dépassé } 8\% \text{ et } 0 \text{ sinon ;}$$

$$\text{SUBVL} = 1 \text{ si la hausse annuelle des subventions locales a dépassé } 8\% \text{ et } 0 \text{ sinon.}$$

Le modèle est estimé sur les trois années 1995, 1996 et 1997 cumulées en introduisant des variables muettes d'année A95 égale à 1 si les données sont relatives à 1995 et 0 sinon, A96 égale à 1 si les données concernent 1996 et 0 sinon.

Le modèle testé sur les institutions théâtrales par une régression linéaire selon la méthode des moindres carrés ordinaires est donc :

$$\begin{aligned} \text{FREQ/R} = & \text{Constante} + a \text{ PRIX} + b \text{ JAUGE} + c (\text{FREQ/R})_{t-1} + d \text{ CRIT} < + e \text{ CRIT} > + f \\ & \text{CENTR} < + g \text{ CENTR} > + h \text{ SUBVE} + i \text{ SUBVL} + j \text{ CLASSIQ} + k \text{ MODERN} + l \text{ CONTF} + m \\ & \text{CONTE} + n \text{ A95} + o \text{ A96} + \text{ERREURS} \end{aligned} \quad (1)$$

où *FREQ* est le nombre de spectateurs payants de l'année, *R* le nombre de représentations, *PRIX* le prix moyen réel des billets calculé par le rapport entre les recettes de billetterie et le nombre de spectateurs payants au siège du théâtre, *JAUGE* la jauge estimée de la salle.  $(\text{FREQ/R})_{t-1}$  est la fréquentation par représentation de l'année précédente. Il s'agit de prendre en compte la mémoire des spectateurs sur la programmation de l'organisation, qui influence leur apprentissage esthétique<sup>6</sup>. Les

<sup>6</sup> Un indicateur idéal aurait été le taux de fréquentation de l'année précédente, c'est-à-dire le ratio entre la fréquentation payante *FREQ* et la jauge totale du théâtre ( $R \cdot \text{JAUGE}$ ). Mais les données sur la jauge des scènes nationales sont trop parcellaires.

variables de fréquentation par représentation, de prix et de jauge sont mesurées par des logarithmes népériens.

## 2.2 L'estimation économétrique du modèle sur l'ensemble des institutions théâtrales

Les données sur la fréquentation de 15 scènes nationales n'étaient pas disponibles dans les archives. Trois établissements ont été retirés car le changement d'échelle dans leur production d'une année à l'autre les a transformés en points aberrants. Par suite, l'équation (1) a été testée sur 86 institutions théâtrales en 1995, 1996 et 1997.

Le tableau 1 indique les estimations des paramètres de l'équation (1) pour les données conjointes aux années 1995, 1996 et 1997. Seules les variables significatives au seuil de 10% ont été retenues avec les paramètres estimés et les résultats du test de Student sur leur signification statistique entre parenthèses.

Tableau 1: Les estimations des paramètres de l'équation (1)

<b>Nombre d'observations</b>	<b>258</b>
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	<b>0.73</b>
<b>R<sup>2</sup></b>	0.735
<b>Test du F</b>	140
<b>Constante</b>	0.47 (2.3)
<b>PRIX</b>	<i>Non significatif</i>
<b>JAUGE</b>	0.34* (14.6)
<b>FREQUENTATION/R (t-1)</b>	0.554* (8.9)
<b>CRITIQUES &lt;</b>	<i>Non significatif s</i>
<b>CRITIQUES &gt;</b>	<i>Non significatif</i>
<b>CENTRALITE &lt;</b>	<i>Non significatif</i>
<b>CENTRALITE &gt;</b>	<i>Non significatif</i>
<b>SUBVENTIONS D'ETAT</b>	<i>Non significatif</i>
<b>SUBVENTIONS LOCALES</b>	0.131* (3.1)
<b>CLASSIQUE</b>	<i>Non significatif</i>
<b>MODERNE</b>	<i>Non significatif</i>
<b>CONTEMPORAIN FRANCAIS</b>	-0.099* (-2.8)
<b>CONTEMPORAIN ETRANGER</b>	-0.11* (-3)
<b>ANNEE 1995</b>	<i>Non significatif</i>
<b>ANNEE 1996</b>	<i>Non significatif</i>

\* statistiquement significatif au seuil de 1%

La statistique du F montre que la probabilité pour que l'ensemble des variables explicatives ne soit pas nul est très proche de 1. Le test de Cook-Weisberg indique que la probabilité de se tromper en

rejetant l'hypothèse que les erreurs estimées varient en fonction de la variable dépendante  $FREQ/R$  n'est que de 0,5%. La colinéarité des variables explicatives est limitée<sup>7</sup>.

Les coefficients de détermination  $R^2$  montrent que l'équation (1) permet d'expliquer environ 73% de la variance de la fréquentation par représentation observée.

Le coefficient le plus élevé et le plus significatif concerne la fréquentation par représentation de l'année précédente. Ce résultat sans surprise reflète une relative stabilité des flux de fréquentation. Bien que les spectateurs ne soient pas forcément les mêmes d'une année sur l'autre, il semble toutefois que l'institution théâtrale soit perçue comme un signal de qualité face à l'incertitude d'une offre théâtrale abondante. En effet le projet artistique du directeur se traduit par un style de programmation qui construit une identité du lieu. Les caractéristiques techniques du plateau, l'acoustique et le confort de la salle, la qualité de l'écoute attendue du public influent aussi sur la perception individuelle des représentations.

Cette tendance est confirmée par le paramètre estimé de la jauge moyenne, qui constitue la seconde variable explicative dominante du modèle. De même, les coefficients estimés des variables muettes d'année ne sont pas du tout significatifs.

Par contre, les variables relatives aux notes des critiques dramatiques et à la centralité de degré intérieur ne sont pas significatives. La variable des subventions locales est la seule variable de réputation significative au seuil de 1%.

### **3. Une hypothèse sur la perception contrastée des formes de réputation**

L'absence de signification statistique des variables de réputation médiatique et artistique peut être liée à une opposition dans leur impact sur la fréquentation par représentation selon les établissements. Je justifie cette hypothèse par les modes d'information privilégiés par les spectateurs et les classements opérés par les critiques dramatiques, qui peuvent être discutés.

#### *3.1 Les modes d'information sur la qualité d'un spectacle*

Les consommateurs peuvent se référer pour anticiper la qualité des spectacles à la réputation construite par les articles des critiques dramatiques ou au prestige du metteur en scène institué qu'a choisi le directeur du lieu.

---

<sup>7</sup> Les coefficients de corrélation partielle les plus élevés ne concernent pour les variables significatives au seuil de 10% que la relation proportionnelle entre  $JAUGE$  et  $FREQ/R_{(t-1)}$  (0.56).

Les commentaires des critiques dramatiques présentent le contenu du spectacle avant de se prononcer sur sa qualité. On peut donc supposer que les lecteurs confiants vis-à-vis des critiques fondent d'abord leur choix sur la dramaturgie du spectacle ainsi que la narration des partis pris de mise en scène et de jeu. Ils privilégient la réputation médiatique du spectacle. Les affinités avec l'échelle de jugement des critiques dramatiques découlent en grande partie de l'accord avec la ligne éditoriale du journal lu régulièrement.

Les jugements d'un critique dramatique ne rencontrent pas un accueil consensuel. Ses prescriptions peuvent décevoir certains lecteurs et ses rejets être désavoués par le plaisir d'autres spectateurs. Le sentiment de défiance vis-à-vis du critique dramatique peut inciter à prendre le contre-pied de ses commentaires pour anticiper la qualité d'un spectacle.

Cependant, cette attitude ne peut concerner que des spectateurs assidus, capables de décrypter la grille de lecture du critique et de discerner les potentialités du spectacle en fonction des expériences précédentes (Hatchuel, 1995, p. 222). La relative indifférence vis-à-vis des critiques parisiens est plus fréquente même quand le programmateur cite des extraits de jugements positifs dans la publicité du spectacle.

Il est probable que la majorité des spectateurs indifférents aux critiques soit plus attirée par la réputation de metteurs en scène ou comédiens que par la dramaturgie. Mon parti pris a été de me centrer sur les metteurs en scène institués qui ont été programmés par le directeur, qui est aussi un metteur en scène s'il s'agit d'un TN, CDN, CDR, CDNEJ ou de quelques SN.

### 3.2 *Les classements artistiques par les experts*

Les critiques dramatiques et les programmateurs doivent se singulariser comme les créateurs pour que leurs jugements soient reconnus comme légitimes.

Pour attirer l'attention, le critique dramatique parisien doit défendre des principes esthétiques spécifiques. Les désaccords majeurs entre critiques ont ainsi concerné chaque année environ 40% des spectacles critiqués par les trois journaux.

De même, le critique se distingue en découvrant de nouveaux talents et concentre son attention sur certaines institutions supposées proposer une programmation novatrice. De plus, très sollicité, il privilégie les établissements parisiens ou de la très proche banlieue. Ainsi si la programmation du CDN de Nanterre et de la SN de Bobigny a été couverte intégralement par les critiques du *Monde*, de

*Libération* et *Télérama*, le CDN de Paris (les Tréteaux de France) et le CDR d'Angers (le TRPL) ont été totalement ignorés.

L'échelle de valeurs des critiques suscite ainsi une évaluation hiérarchisée de la production théâtrale, source d'une nette différenciation des institutions qui ne recoupe pas toujours les préférences du public local payant.

Les jugements des programmeurs ne sont pas homogènes et peuvent s'opposer à ceux des critiques dramatiques. Les choix de programmation sont effectués douze à dix-huit mois à l'avance, parfois à partir du projet d'un metteur en scène qui attire la confiance du directeur de l'institution théâtrale. Si les critiques sont mauvaises, le programmeur les ignorera dans sa campagne de promotion du spectacle et cherchera à sensibiliser les spectateurs potentiels sur les aspects de la mise en scène ou du jeu qu'il apprécie.

La volonté de réduire l'incertitude sur la qualité en centrant la programmation sur des spectacles créés par des pairs au statut institutionnel équivalent peut se heurter aux goûts des spectateurs assidus. De même la production de quelques dirigeants d'institutions théâtrales a été dépréciée ou discutée par les critiques parues entre 1995 et 1997.

La recherche d'un équilibre dans les genres théâtraux ne peut satisfaire l'ensemble des dispositions esthétiques. L'intégration de spectacles de divertissement éloigne les spectateurs assidus et les critiques dramatiques qui valorisent la créativité tout comme la priorité au théâtre de l'originalité sacrifie une grande partie des spectateurs occasionnels.

#### **4. Les résultats pour les deux groupes d'institutions**

J'indique d'abord les étapes dans la division des institutions en deux groupes plus homogènes selon la perception des jugements. Elle permet d'améliorer la signification statistique des estimations par rapport à l'ensemble. Les oppositions de signes significatives sont enfin commentées afin de spécifier quelques traits du mode de perception alternatif de la qualité qui caractérise les spectateurs dans les deux groupes.

##### *4.1 La division des institutions théâtrales en deux groupes*

L'hypothèse sur l'opposition de sensibilité vis-à-vis des critiques dramatiques a d'abord été testée en différenciant pour chaque institution théâtrale la fréquentation par représentation des spectacles critiqués et celle de ceux qui ont été ignorés par les critiques.

Le rapport entre la fréquentation par représentation des spectacles critiqués et celle des spectacles non commentés peut être corrélé positivement au rapport entre la note CRIT de l'institution théâtrale et la note moyenne des critiques pour l'ensemble des institutions théâtrales. C'est le critère de classement dans le groupe 1.

Dans d'autres cas, la corrélation est négative avec une fréquentation par représentation plus forte pour les spectacles ignorés ou dépréciés par les critiques et moins élevée pour les spectacles appréciés par les critiques. Elle constitue le repère pour trier les institutions dans le groupe 2.

L'équation (1) a été testée sur la base de ces deux groupes. L'hypothèse de départ est corroborée en grande partie par cette estimation économétrique. Les coefficients des variables des critiques dramatiques et de la forte centralité de degré intérieur deviennent fortement significatifs avec des signes opposés dans chacun des groupes. La variable de la faible centralité est par contre encore insignifiante.

Ainsi les paramètres estimés sont positifs pour CRIT > et négatifs pour CRIT <, CENTR > dans le groupe 1 tandis qu'ils sont positifs pour CRIT <, CENTR > et négatif pour CRIT > dans le groupe 2.

Le classement définitif a été affiné en testant l'impact de chaque institution théâtrale sur les paramètres estimés de chaque groupe. 38 institutions théâtrales ont été incluses dans le groupe 1 et 48 dans le groupe 2.

Cette typologie comprend néanmoins 30 établissements situés à la frontière entre les deux groupes. En effet leurs données modifient très peu les paramètres estimés de l'équation (1) s'ils sont placés dans l'un ou l'autre groupe. Cela reflète les cas assez nombreux où la réputation médiatique des spectacles programmés confirme chez les spectateurs la réputation artistique des dirigeants d'institutions théâtrales sélectionnés.

Tableau 2 : Les deux groupes d'institutions théâtrales selon la perception de la réputation

	<b>GROUPE 1</b> <b>(réputation médiatique :+)</b>	<b>GROUPE 2</b> <b>(réputation médiatique :-)</b>
<b>A</b>	<b>TN</b> : Strasbourg ; <b>CDN</b> : Aubervilliers, Villeurbanne ; <b>CDR</b> : Thionville ; <b>SN</b> : Bar Duc, Chambéry, Grenoble, La Rochelle, Marseille, Malakoff ;	<b>TN</b> : Comédie-Française, Chaillot ; <b>CDN</b> : Béthune, Bordeaux, Caen, Grenoble, Lille, Marseille, Montpellier Nancy, Paris, Saint-Denis ; <b>CDR</b> : Angers, Tours <b>CDNEJ</b> : Vire, Lille, Lyon, Sartrouville ; <b>SN</b> : Ales, Belfort, Bobigny, Cavaillon, St Quentin en Yvelines, Sénart
<del>Limite</del>	<del><i>TN : Odéon ; CDN : Gennevilliers ;</i></del> <i>SN : Niort, Valence</i>	<del><i>CDN : Campagnol, Toulouse ;</i></del> <i>SN : Bourges, Dunkerque, St Brieuc</i>
<b>B</b>	<b>CDR</b> : Orléans ;	--
<del>Limite</del>	<del><i>TN : Colline ; CDN : Angers ; CDR : Paris</i></del> <i>SN : Le Creusot, Meylan</i>	<del><i>CDN : Besançon, Saint-Etienne ;</i></del> <i>SN : Blois, Marne la Vallée, Narbonne</i>
<b>C</b>	<b>CDN</b> : Nice, Orléans ; <b>CDR</b> : Lorient, Rouen ; <b>SN</b> : Bayonne, Cherbourg, Créteil, Dieppe, Douai, Montbéliard, Poitiers, St-Nazaire, Villeneuve d'Ascq ;	<b>CDN</b> : Nanterre ; <b>CDNEJ</b> : Montreuil, Strasbourg ; <b>SN</b> : Albi, Alençon, Le Havre, Sartrouville, Sceaux ;
<del>Limite</del>	<del><i>CDN : Dijon, Reims ;</i></del> <i>SN : Annecy, Cergy, Mulhouse</i>	<del><i>CDN : Montluçon, Rennes ; CDR Colmar ;</i></del> <i>SN : Besançon, Nantes, Sète</i>

Le tableau 2 présente les deux groupes d'institutions théâtrales en différenciant les établissements qui en constituent le noyau et ceux qui se situent à la périphérie, indiqués en italiques. Trois sous-groupes sont distingués :

- A quand l'institution améliore les coefficients estimés du groupe et dégrade ceux de l'autre ;
- B quand l'établissement améliore la qualité de l'estimation du groupe plus que celle de l'autre ;
- C quand l'organisation dégrade les paramètres estimés du groupe mais moins que ceux de l'autre groupe.

Le tableau 3 indique pour chaque groupe les coefficients estimés selon la méthode des moindres carrés de l'équation (1) sur les années 1995, 1996 et 1997 cumulées. Les paramètres estimés de l'équation sont donnés pour les variables significatives au seuil de 10% avec les résultats du test de Student sur leur signification statistique entre parenthèses.

Tableau 3 : Coefficients de l'équation (1) estimés selon les deux groupes d'institutions

	<b>GROUPE 1</b>	<b>GROUPE 2</b>
<b>Nombre d'observations</b>	114	144
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.817	0.812
<b>R<sup>2</sup></b>	0.836	0.823
<b>Statistique F</b>	43	78.2
<b>Constante</b>	-0.766	0.76
<b>RIX</b>	0.359** (5.2)	<i>Non significatif</i>
<b>JAUGE</b>	0.274** (4.57)	0.406** (10.4)
<b>(FREQUENTATION/R)<sub>(t-1)</sub></b>	0.573** (12)	0.407** (8.3)
<b>CRITIQUES &lt;</b>	-0.184** (-2.7)	0.10** (2.7)
<b>CRITIQUES &gt;</b>	0.201** (3.3)	-0.224** (-4.5)
<b>CENTRALITE &lt;</b>	<i>Non significatif</i>	<i>Non significatif</i>
<b>CENTRALITE &gt;</b>	-0.134 (-1.9)	0.141** (3.1)
<b>SUBVENTIONS D'ETAT</b>	0.198** (3.2)	<i>Non significatif</i>
<b>SUBVENTIONS LOCALES</b>	0.141* (2.2)	0.142** (3.6)
<b>CLASSIQUES</b>	0.102 (2)	0.108** (3.1)
<b>MODERNES</b>	<i>Non significatif</i>	<i>Non significatif</i>
<b>CONTEMPORAIN FRANÇAIS</b>	<i>Non significatif</i>	<i>Non significatif</i>
<b>CONTEMPORAIN ETRANGER</b>	-0.148** (-2.8)	<i>Non significatif</i>
<b>ANNEE 1995</b>	-0.224** (-3.8)	0.094** (2.7)
<b>ANNEE 1996</b>	-0.11 (-1.8)	<i>Non significatif</i>

\*statistiquement significatif au seuil de 5% ;

\*\*statistiquement significatif au seuil de 1%

La statistique F indique que l'ensemble des coefficients estimés est très fortement significatif. La comparaison des coefficients de détermination R<sup>2</sup> des tableaux 1 et 3 montre que la spécification du modèle est améliorée en différenciant les groupes.

Selon le test de Cook-Weisberg, la probabilité d'erreur en rejetant l'hypothèse que les erreurs estimées varient en fonction de la variable dépendante *FREQ/R* n'est que de 8,2% pour le groupe 1 et de 3,7% pour le groupe 2. La colinéarité des variables explicatives significatives est assez faible<sup>8</sup>.

#### 4.2 Les oppositions de signe entre les variables des deux groupes

Les paramètres estimés de quatre variables explicatives ont des signes très significatifs et opposés entre les deux groupes. Il s'agit d'une part de trois variables qui corroborent mon hypothèse,

correspondant aux notes basses / élevées des critiques dramatiques et à la forte centralité de degré intérieur. Par contre la variable de la faible centralité n'est pas significative, ce qui nuance la portée de la tension entre les sources de réputation. La dernière opposition est une surprise et porte sur la variable muette de l'année 1995.

Les coefficients de CRIT < et CRIT > sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. Dans le groupe 1, le signe est négatif pour CRIT < qui spécifie les institutions mal notées par les critiques dramatiques et positif pour CRIT > qui différencie celles qui sont bien notées. Cela traduit un accord entre les échelles de jugement des critiques dramatiques et des spectateurs.

Les signes de CRIT < et CRIT > sont par contre inversés dans le deuxième groupe. La fréquentation payante par représentation semble affaiblie par les programmations qui ont privilégié les spectacles bien jugés par les critiques dramatiques de la presse nationale et stimulée par celles qui sont plus ouvertes aux spectacles qu'ils ont ignorés ou dépréciés.

Dans ce groupe, si la part des représentations de spectacles critiqués dans la programmation est négligeable comme dans les CDNEJ ou certaines SN, les spectateurs n'utilisent pas les médias parisiens pour anticiper la qualité des spectacles. La couverture médiatique est cependant presque totale dans des établissements de Paris ou de ses environs immédiats (Comédie-Française, TN de Chaillot, CDN de Nanterre, SN de Bobigny). Elle est supérieure à 50% pour le CDN de Saint-Denis ainsi que les CDN de Béthune, Toulouse, la SN du Havre. Leur public comprend sans doute une part sensible de spectateurs assidus. Ayant développé un pouvoir d'expertise autonome, ils peuvent se fier à leur connaissance des metteurs en scène et prendre éventuellement le contre-pied des critiques dramatiques.

La supériorité de la note moyenne de la programmation des institutions dans le premier groupe (de 59%) ne provient pas d'une meilleure notation des spectacles critiqués et programmés mais d'une couverture médiatique plus large de la programmation, 52% des représentations ayant fait l'objet de critiques dans le premier groupe contre 37% dans le second.

Les variables de la forte centralité intérieure et des bonnes critiques ont un signe opposé dans les deux groupes. Dans le groupe 1, où la fréquentation par représentation est corrélée positivement à CRIT >, le coefficient de CENTR > est négatif et significatif au seuil de 10%. Une partie significative des spectateurs des institutions du groupe 1 semble ainsi utiliser les critiques dramatiques pour

---

<sup>8</sup> Dans le premier groupe, les coefficients de corrélation partielle les plus élevés se situent entre  $(FREQ/R)_{t-1}$  et  $JAUGE$  (0,57),  $JAUGE$  et  $PRIX$  (0,39),  $(FREQ/R)_{t-1}$  et  $PRIX$  (0,34). Dans le second groupe, le seul coefficient de corrélation partielle élevé concerne la relation entre  $JAUGE$  et  $(FREQ/R)_{t-1}$  (0,61).

anticiper la qualité, partager leur échelle de jugements tout en se détournant des programmations trop centrées sur les metteurs en scène institués.

Dans le groupe 2, le coefficient de  $CENTR >$  est positif et significatif au seuil de 1%, ce qui indique qu'une part importante du public de ces théâtres apprécie ce type de programmation et déprécie celle qui est trop axée sur les spectacles critiqués. Cette attitude pourrait traduire une confiance dans la réputation des metteurs en scène institués que choisit le directeur pour anticiper la qualité des spectacles diffusés.

Cette inversion dans le rapport de confiance doit être nuancée par l'absence de signification de  $CENTR <$  dans les deux groupes. Les programmations peu ouvertes aux metteurs en scène institués laisseraient ainsi indifférents tous les spectateurs. Comme les matrices de corrélation indiquent une indépendance de  $CENTR <$  vis-à-vis de  $JAUGE$ , cette réaction ne semble pas biaisée par la taille de la salle.

Le coefficient estimé de  $A95$ , la variable muette de l'année 1995 est significatif au seuil de 1% dans les deux groupes. Son signe est opposé, négatif dans le premier groupe et positif dans le deuxième. Ce contraste reflète l'évolution du nombre moyen de spectateurs payants par représentation qui a baissé plus fortement entre 1995 et 1996 dans le second groupe (-6,6%) que dans le premier (-1,5%). Par contre la hausse entre 1996 et 1997 a été plus élevée dans le premier groupe (+12,5%) que dans le second (+2,6%), ce qui explique le signe négatif et significatif au seuil de 10% de  $A96$  dans le premier groupe.

## Conclusion

L'identité artistique de l'institution théâtrale apparaît d'abord comme le principal signal de qualité pris en compte par les spectateurs. L'insignifiance statistique des variables de critiques dramatiques et de centralité de degré intérieur à l'échelle de toutes les institutions théâtrales pourrait bien s'expliquer par des corrélations opposées avec la fréquentation par représentation selon les établissements.

L'hypothèse d'une tension entre la réputation médiatique de spectacles et la réputation artistique des metteurs en scène institués qui ont été programmés est corroborée en partie par les résultats de la division des institutions en deux groupes. Certes, la variable de la faible centralité de degré intérieur n'est pas significative. Cependant les spectateurs partagent l'échelle de jugement des critiques dans le groupe 1 et s'y opposent dans le groupe 2. L'opposition de signe des variables de forte centralité et des bonnes critiques reflète une alternative dans la confiance envers les critiques dramatiques ou les metteurs en scène institués programmés pour anticiper la qualité.

La portée de cette étude est bien sûr limitée par son étendue temporelle. Une analyse longitudinale serait souhaitable pour vérifier la nature structurelle des traits caractéristiques des deux modes de perception de la qualité.

## Références bibliographiques

- CAUNE J., 1999, *Pour une éthique de la médiation. Le sens des pratiques culturelles*, Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble
- GUY J.-M. et L. MIRONER, 1988, *Les publics du théâtre. Fréquentation et image du théâtre dans la population française âgée de 15 ans et plus*, Ministère de la Culture, La Documentation Française, Paris
- HATCHUEL A., 1995, « Les marchés à prescripteurs. Crises de l'échange et genèse sociale », dans JACOB A., VERIN H. éd., *L'inscription sociale du marché*, Paris, L'Harmattan, p. 205-225
- LAZEGA E., 1998, *Réseaux sociaux et structures relationnelles*, Paris, P.U.F.
- JENKINS S. and D. AUSTEN-SMITH, 1987, « Interdependent Decision-Making in Non-Profit Industries », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 5, n° 2, p. 149-174
- KREBS S. and W. W. POMMEREHNE, 1995, « Political Economic Interaction of German Public Performing Arts », *Journal of Cultural Economics*, vol. 19, n° 1, p. 17-32
- MERVANT-ROUX M.-M., 1998, *L'assise du théâtre. Pour une étude du spectateur*, Paris, CNRS Editions
- MICHAUD Y. (1999) *Critères esthétiques et jugement de goût*, Nîmes, Editions Jacqueline Chambon
- Throsby C. D., 1990, "Perception of Quality in Demand for the Theatre", *Journal of Cultural Economics*, vol. 14, n° 1, p. 65-82
- THROSBY C. D. and G.A WITHERS, 1979, *The Economics of Performing Arts*, Edward Arnold Publisher, London