

UNE VALIDATION DES TEMPS STANDARDS D'OPERATION DANS LE SECTEUR DES SERVICES

GERVAIS THENET

Professeur des Universités, CREM

CREM : Centre de Recherche en Economie et Management

Institut de Gestion de Rennes, IGR-IAE

11, Rue Jean Macé, 35000 Rennes Cedex

☎(ligne directe) : 02 23 23 78 36

Email : gervais.thenet@univ-rennes1.fr

Résumé :

Cet article décrit, en recourant aux approches DEA et aux frontières de production stochastiques, la mise en place d'un outil de benchmarking interne dans le secteur des services. Il permet également de valider l'utilisation de temps standards d'opérations lorsque la fonction de production n'est pas toujours bien spécifiée ou se prête difficilement à des évaluations de la performance administrative.

Mots clés :

Efficiency, Data Envelopment Analysis (DEA), Frontière de Production Stochastiques, Temps Standards de Traitement, Performance Administrative, Secteur Bancaire, Benchmarking.

Abstract :

Using Data Envelopment Analysis (DEA) and Stochastic Production Frontier (SPF) in the service sector, this paper described the improvement of a benchmarking's tool. It also makes possible to validate the use of standard times of operations when the function of production is not always well specified.

Keywords :

X-Efficiency, Data Envelopment Analysis (DEA), Stochastic Production Frontier (SPF), Operating Standard Time, Banking Sector, Benchmarking.

Introduction

Face à la montée globale des risques, on observe, dans le secteur bancaire et financier, une banalisation des outils de mesure de la performance. Pour autant, mesurer la productivité ne signifie pas faire l'économie de la connaissance des modalités de création de valeur au sein de l'organisation bancaire.

Compte tenu du coût des investissements en TIC et de leurs conséquences en matière de changements organisationnels, l'une des questions essentielles qui se pose aux décideurs est celle de la mesure de la performance de ces technologies et de leur contribution à une amélioration de la productivité, posant ainsi clairement le problème de la pertinence d'une dissociation entre les TIC et le facteur travail qui les activent.

Peut-on envisager une approche différenciée de chaque *ressource* et mesurer leur contribution respective à la réalisation de produits ? Dans la pratique, ces ressources sont quasi indissociables et il est, par exemple, illusoire d'envisager d'isoler la part qui revient à l'outil et celle qui relève du conseiller dans une opération d'octroi d'un prêt. Comme le notent Shu & Strassmann (2005), qui analysent douze des plus grandes banques américaines, les variables d'*inputs* ne sont pas indépendantes. Dès lors, l'efficacité des technologies doit s'analyser en terme de combinaisons de facteurs et s'appuyer sur l'optimisation du couple TIC-travail. Ce constat plaide pour un renouvellement des outils de mesure, *a fortiori* quand l'objectif est l'évaluation de la productivité dans le secteur des services comme la banque.

L'interaction entre les diverses composantes des TIC et l'interdépendance qui lie le stock de capital en TIC, d'une part, le volume et la qualification du travail, d'autre part, conduisent à appréhender la technologie comme une boîte noire au niveau du contrôle de gestion. Sous cet angle, on peut s'interroger sur la pertinence des méthodes traditionnelles de mesure et de validation des standards d'opérations. En pratique, on peut observer une tendance forte à la remise en cause de ces standards, qu'il s'agisse des coûts opératoires ou des standards physiques. La (re)définition de standards pour mesurer la performance globale s'avère complexe dès lors qu'il s'agit de mettre en évidence le caractère idiosyncratique de l'impact des TIC. Incontestablement, l'introduction de nouvelles technologies telles que les TIC qui irriguent l'ensemble des fonctions et services de l'entreprise, nécessite de repenser les processus et doit s'accompagner d'une refonte de l'organisation. Il convient donc d'écarter l'idée d'un lien direct et mécanique entre les investissements en TIC et les résultats de l'entreprise (Caby et al., 1999).

Dans cet article, notre objectif est de valider un critère de mesure des standards d'opérations : celui de production administrative standard¹ qui constitue, dans le secteur bancaire, une norme acceptée pour procéder à un calcul de productivité et/ou de coût unitaire (Rowe, 1994). A partir d'une revue de la littérature, nous présentons l'intérêt des méthodes paramétriques (*Stochastic Production Function*) et non paramétriques (*Data Envelopment Analysis – DEA*) pour estimer une frontière « efficiente » de production (1.). Puis, après avoir posé le problème de la définition et de la mesure du concept de *produit* dans le cadre d'une activité de service (2.), nous proposons une mesure de la performance productive menée pour « l'activité guichet » d'un réseau d'agences bancaires. Les résultats qui valident le critère de « *production administrative standard* », comme mesure non biaisée de la production, sont discutés au point (3.).

¹ Elle correspond au produit des volumes opérationnels par les temps standards unitaires d'opérations.

1 Méthodologie

Après avoir envisagé, sous l'angle des modèles non paramétriques, les fondements du concept d'efficacité technique² et de sa mesure (1.1), nous privilégierons d'autres approches en terme de fonction de production stochastique (1.2). Un troisième point soulignera leurs avantages et inconvénients respectifs (1.3).

1.1 Concept et mesure de l'efficacité

Les travaux de Koopmans (1951) et Debreu (1951) sur la production ont permis de développer toute une panoplie de méthodes d'estimation de frontières de coûts, de revenus ou encore de production. Si les premières mesurent la déviation du coût de production d'un panier d'outputs par rapport à un coût minimum des inputs, les secondes rapportent les revenus aux prix des inputs et des outputs. Les frontières de production, en identifiant les conditions d'adéquation entre inputs et outputs, retiendront plus particulièrement notre attention. Les techniques d'estimation de ces frontières opposent la famille des méthodes *non paramétriques* au groupe des *méthodes paramétriques*. Leurs différences, en renvoyant aux hypothèses sous jacentes imposées aux données, tiennent à la spécification fonctionnelle (ou non) de la fonction de production d'une part, ainsi qu'à la prise en compte (ou non) des termes d'erreurs, d'autre part. D'une manière générale, la plupart des modèles paramétriques, appliqués aux banques, se sont plutôt intéressés à l'*efficacité coûts* (Dietsch, 1993) alors que les modèles non-paramétriques se sont davantage focalisés sur la relation prévalant entre inputs et outputs en définissant une frontière de production « efficace » (par exemple : Sherman et al., 1995 ; Joumadi, 2000 ; Thenet et al., 2002, op.cit).

La méthode DEA (*Data Envelopment Analysis*), développée par Banker et al. (1978), constitue certainement l'approche non paramétrique la plus connue pour déterminer une « frontière efficace » d'unités de production. Cette évocation de la performance productive s'inscrit dans une représentation « *Xienne* » de l'efficacité (Leibenstein, 1966, 1972). Dans un cadre plus général que le contexte bancaire, Leibenstein oppose l'efficacité économique globale au processus général d'allocation des ressources. Si l'on suppose l'allocation des facteurs constante, l'organisation est à même de générer des surplus via l'accroissement de son efficacité productive (*X-efficiency*). L'*X-efficiency* résulte du fait que les organisations n'exploitent pas de façon optimale leurs ressources. A technologie et dotation en facteurs de production identiques, les entreprises peuvent parvenir à des résultats différents en termes de productivité. Dès lors, toutes ne se situent pas sur la « frontière efficace » de l'ensemble de production à partir de l'instant où elles ne valorisent pas de la même façon l'existence d'un *input X*, distinct des facteurs de production classiques (capital, travail), et qui reflète la qualité globale de la gestion des ressources au sein de l'organisation.

L'acceptation d'une *productivité organisationnelle*, largement développée dans la littérature économique et de gestion, traduit des mécanismes de coordination interne des schémas de production mais trouve également son impulsion dans la coordination économique qui préside au système d'organisation dans son ensemble. Dès lors, comme le montrent justement Veltz (1991, 1993) et Zarifian et al. (1994), le modèle taylorien traditionnel, stigmatisé par le « *principe central d'efficience* », n'a plus de raison d'être et a, aujourd'hui, atteint ses dernières limites. Au cœur de cette crise, Veltz (1991, op.cit) avance les raisons suivantes :

² Même si la littérature théorique fait constamment référence au concept d'*efficacité*, celui d'*efficience* nous semblerait plus adapté.

- le taylorisme diminue les niveaux de communication entre les individus et néglige la nécessité d'un *consensus social* au sein de l'organisation. Consécutivement, le concept de coopération « *n'existe qu'en creux, comme résultat du caractère objectivé, séquentiel et additif du modèle d'opération* » ;
- la complexité de la notion de produit ne peut plus aujourd'hui se réduire exclusivement à la notion de volume, principalement à cause de « *l'explosion de variété qui touche la plupart des produits industriels* ». Le processus de production doit désormais tenir compte de cette diversité, et le concept de productivité doit être étoffé en lui adjoignant un « *certain degré de flexibilité et de variété* » ;
- l'attention excessive accordée au facteur travail occulte l'ensemble des autres moyens mis à la disposition de l'entreprise. Il ne s'agit donc plus de parler de la productivité de chaque ressource prise individuellement, mais au contraire de raisonner au niveau de *la productivité globale de l'organisation* ;
- la notion d'efficacité se complexifie à partir du moment où l'on désire intégrer des critères comme ceux de « *qualité, flexibilité ou encore de coordination* ».

Pour Leibenstein, *l'X-inefficacy* intègre simultanément *inefficacité technique* et *inefficacité allocative*. La première renvoie à la consommation d'input en excès tandis que la seconde correspond à une combinaison non optimale de ces derniers. L'efficacité technique évalue comment une firme sélectionne les quantités de facteurs de production lorsque les proportions des intrants utilisés sont fixes. Logiquement, on considère qu'il existe une inefficacité technique à partir de l'instant où une entreprise peut produire autant en utilisant moins de tous les facteurs de production. Quant à l'efficacité prix (*allocative*), elle décrit comment une firme choisit les proportions des différents facteurs en fonction des prix proposés sur un marché concurrentiel. Elle montre comment toute entreprise alloue ses ressources productives pour fournir un certain niveau de biens. En conséquence, l'efficacité économique justifie des économies de coûts qui renvoient tant à une résorption de l'inefficacité sur un plan technique qu'à une meilleure adaptation des proportions de facteurs au système des prix.

Les *frontières paramétriques* constituent la deuxième famille de méthodes pour identifier l'*X-inefficacy*. Contrairement à DEA qui mesure l'efficacité simplement en terme de distance par rapport à une frontière, les approches paramétriques expliquent pourquoi les observations peuvent dévier de la frontière déterministe. Les raisons tiennent à l'existence d'*erreurs de mesure* pour les variables observées ainsi qu'à l'existence de *chocs exogènes*.

L'intégration de ces effets est modélisé par des méthodes dite de *frontière stochastique* qui décomposent l'erreur en deux termes : un élément d'inefficacité propre à chaque unité de production et une composante d'erreur aléatoire qui combine à la fois des erreurs de mesure et des chocs exogènes. Pour notre part, nous limiterons nos développements étude aux *frontières de production stochastiques* puisqu'il sera question, dans la partie empirique, de « calibrer » la production administrative d'agences bancaires par rapport aux moyens humains (travail) et matériels (capital) engagés pour satisfaire cette production.

1.2 Estimation des frontières de production stochastiques

Si l'on considère un output y unique produit à l'aide de deux inputs distincts (travail x_1 et capital x_2), on peut estimer, pour chaque firme (i) située sur la frontière, un domaine déterministe de production [1] :

$$y_i = e^{\beta_0} X_1^{\beta_1} X_2^{\beta_2} \quad [1]$$

$$\Rightarrow \ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_1) + \beta_2 \ln(x_2) \Rightarrow y_i = \exp(X_i \beta) \Leftrightarrow \ln(y_i) = X_i \beta$$

- $\ln(y_i)$: le logarithme de l'output mesuré pour la firme (i) ;

- X_i : le vecteur ligne des logarithmes des quantités (x) des k inputs mesurés pour chaque firme (i) ($X_i = (1 \quad \ln x_1 \quad \dots \quad \ln x_k)$);

- β : le vecteur des paramètres à déterminer $\beta = (\beta_0 \dots \beta_k)^T$.

A partir de l'instant où le niveau d'output observé se situe en deçà de la frontière de production, on peut supposer une inefficacité technique ($\ln(y_i) < X_i\beta$). Aigner et al. (1968) précisent la notion de frontière de production paramétrique et caractérisent les inefficacités techniques pour chaque unité de production (i) : $\ln(y_i) = X_i\beta - u_i$ [2]

- u_i : une variable aléatoire positive, à minimiser, correspondant au degré d'inefficacité technique de la firme (i).

En retenant une spécification Coob-Douglas de la fonction de production, il devient possible de définir l'efficacité technique ET_i de la firme (i) au sens de Leibenstein. On peut d'ailleurs considérer qu'il s'agit d'une mesure de Farrel (1957, op.cit) orientée output, qui rapporte la production réelle de chaque firme i (numérateur y_i) à celle obtenue par une firme efficace qui consommerait les mêmes quantités d'inputs k (dénominateur $\exp(X_i\beta)$) [3] :

$$ET_i = \frac{y_i}{\exp(X_i\beta)} = \frac{\exp(X_i\beta - u_i)}{\exp(X_i\beta)} = \frac{\exp(X_i\beta)}{\exp(u_i)} \times \frac{1}{\exp(X_i\beta)} = \exp(-u_i) \quad [3]$$

$$0 < \exp(-u_i) \leq 1 \quad i = 1, 2, \dots, N$$

- y_i : la production observée pour la firme (i);

- $\exp(X_i\beta)$: la production frontière estimée de la firme (i).

Toutefois, même si le terme (u_i) est sensé ne mesurer que l'inefficacité technique, il peut malgré tout intégrer des erreurs de mesure. C'est pourquoi, Aigner et al. (1977) ont ajouté la variable supplémentaire (v_i) à l'équation [2]. Le modèle indique que la frontière ne peut être estimée qu'à un terme aléatoire près, et qu'elle varie autour d'une fonction de manière stochastique [4] : $\ln(y_i) = X_i\beta + v_i - u_i \quad u \geq 0$ [4]

- v_i : des variables aléatoires, normalement distribuées $N(0, \sigma_v^2)$, correspondant à l'erreur de mesure ;

- u_i : des variables aléatoires normalement distribuées $N(0, \sigma_u^2)$ mesurant l'inefficacité technique ;

- $\ln(y_i)$: le niveau d'output observé, exprimé en logarithmes ;

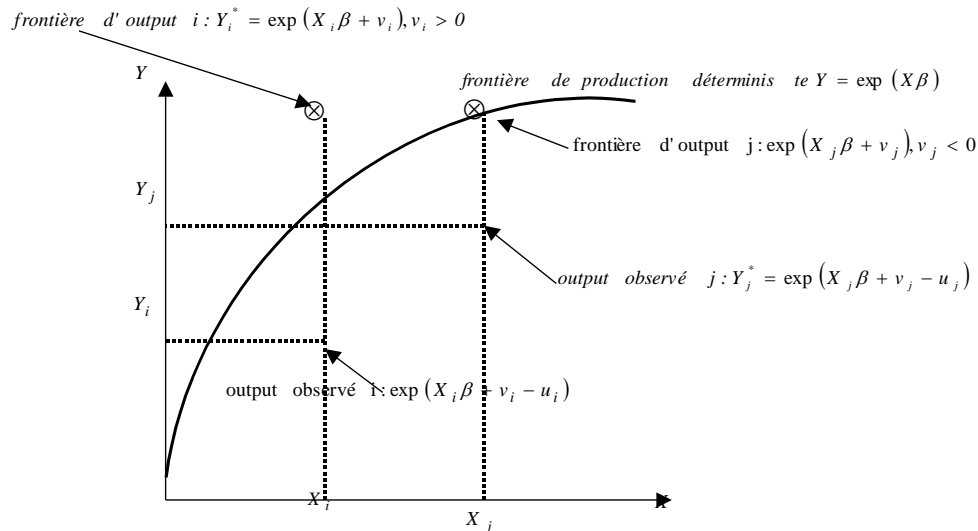
- $\ln(y_i)$: la frontière d'output. Elle peut se situer, ou non, au dessus de la frontière de production correspondant au niveau d'output observé.

La frontière déterministe définie par [2] néglige la possibilité que la performance de la firme puisse être affectée par des facteurs hors de son contrôle, tels que les aléas climatiques, un rendement insuffisant des machines ou encore une insuffisance d'inputs, dont les effets sont aussi importants que les facteurs contrôlables. De tels arguments ont ainsi logiquement milité en faveur du développement de l'approche stochastique, reprise par Meusen et al. (1977), puis améliorée par Jondrow et al. (1982). La portée de l'approche est réellement pédagogique dans la mesure où l'on postule que le terme d'erreur est composé³ de deux parties indépendantes : une composante purement aléatoire (v) que l'on rencontre toujours et

³ On parle d'ailleurs indifféremment de *frontière de production stochastique* ou de *frontière de production à erreur composée*.

qui se distribue de chaque côté de la frontière de production (*two-sided error term*), et une composante liée à l'inefficacité technique (U) répartie d'un seul côté de la frontière (*on-sided error term*) (Figure 1).

Figure 1. Frontière de production stochastique (à erreur composée).



Comme on le constate ci-dessus, il existe des différences essentielles entre la frontière de production déterministe et la frontière de production stochastique dans le cas de deux firmes notés (i) et (j). Ces deux firmes utilisent des quantités d'inputs X_i et X_j pour produire respectivement des quantités d'outputs Y_i et Y_j . On remarque que pour la firme (i), le niveau de production Y_i^* , qui correspond à la frontière stochastique $\exp(X_i\beta + v_i)$ est supérieur à $Y_i = \exp(X\beta)$, soit le niveau de production obtenu lorsque la frontière est déterministe. Cela peut s'expliquer par le fait que la firme (i) n'a pas eu à faire face à des conditions défavorables, c'est à dire que le terme d'erreur aléatoire v_i est positif. Par contre, pour la firme (j), la quantité d'output stochastique Y_j^* est inférieure au niveau de production déterministe Y_j , suggérant que v_j est négatif.

Pour construire la frontière, Battese et al. (1977) emploient la méthode du maximum de vraisemblance (MV) qui, sous l'hypothèse que les variables ont une distribution connue, permet d'estimer les paramètres du modèle [4]. Elle permet donc d'estimer la frontière et de séparer les composantes d'erreur u_i reflétant l'inefficacité technique des composantes purement aléatoire v_i . MV revient donc à maximiser le logarithme de la fonction de vraisemblance par rapport aux paramètres inconnus $(\gamma, \sigma^2, \beta_0 \dots \beta_k)$. Les paramètres de variances ⁴ expliquent les variations par rapport à la frontière de production stochastique :

- lorsque $\gamma = 0$, les déviations par rapport à la frontière sont entièrement dues au bruit et aux termes d'erreurs v_i ;
- lorsque $\gamma = 1$, les écarts par rapport à la frontière sont entièrement dus à l'occurrence d'inefficacité u_i .

⁴ $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$; $\gamma = (\sigma_u^2 / \sigma^2) = [\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)] \in [0,1[$

On sait donc estimer la frontière de production, ses paramètres déterministes et stochastiques, ainsi que l'inefficacité moyenne $E[\exp(-u_i)]$. On doit l'estimation des inefficacités ET_i à Jondrow et al., (1982, op.cit) ainsi qu'à Battese et al., (1988).

1.3 Avantages et inconvénients des approches

Aucun consensus ne s'est réellement dégagé quant à la supériorité d'une approche sur l'autre (non paramétrique versus paramétrique). Cependant, l'approche DEA semble particulièrement bien adaptée pour mesurer la productivité des activités de services (Gervais et al., 2002). En effet, « dans le secteur bancaire, les investissements informatiques s'accompagnent habituellement de modifications dans la qualité et l'étendue des prestations offertes, de modifications dans les compétences et la qualification du personnel et de changements organisationnels. Toute tentative de mesure de la productivité d'un investissement en informatique ne peut être que contingente et partielle, et pour effectuer l'évaluation, la technologie ne peut être déconnectée de l'organisation dans laquelle elle s'insère (Caby et al., 1999).

Ce constat de dilution plaide en faveur d'une approche globale de la productivité fondée sur l'*X-Efficiency*, au sens de Leibenstein. Les dépenses informatiques génèrent par ailleurs des coûts cachés non négligeables : coûts d'apprentissage et d'assistance, mise au point des configurations, temps d'attente, etc. Ces coûts qui relèvent pour l'essentiel du facteur travail sont intégrés dans les charges de personnel. Un investissement dans un facteur de production produit donc des effets dans l'autre, et l'ensemble détermine une nouvelle productivité sans qu'il soit possible de les dissocier. La méthode DEA, qui repose sur l'hypothèse de la combinabilité des facteurs, est particulièrement adaptée pour apprécier ce phénomène » (Gervais et al., 2002, op.cit). Or, en imposant moins de structure et de contraintes à la frontière de production, les approches type DEA supposent également l'absence d'aléas ou encore d'erreurs de mesure. Lorsque celles-ci existent réellement, on peut générer une confusion entre l'efficacité mesurée et les déviations aléatoires par rapport à la véritable frontière de production. Dès lors, l'utilisation de variables assises sur des critères de temps standards, pour mesurer le niveau de production, doivent être logiquement remises en cause.

2 Données

Après avoir envisagé les modalités de détermination d'un critère de production dans le cadre d'une activité administrative (2.1), nous définirons les variables constitutives de notre échantillon (2.2).

2.1 Approche par la production versus approche par l'intermédiation

La littérature théorique abonde de références portant sur la spécification du concept de service⁵. Si l'on considère les travaux entrepris sur la firme bancaire (CNC, 1990), on appréhende généralement le concept de production sous un angle physique (*approche par la production*) ou financier (*approche par l'intermédiation*). Sur le plan conceptuel, la question du choix de l'output et de sa mesure n'est pas tranchée dans le secteur des services (Griliches,

⁵ On distingue généralement trois types d'attributs aux services (Van Looy, Van Dierdonck, Gemmel, 1998)
- les attributs « *search* » sur lesquels le client peut avoir de l'information et une opinion avant la transaction ;
- les attributs « *experience* » sur lesquels le client n'aura une opinion qu'après avoir expérimenté le service ;
- les attributs « *credence* » sur lesquels le client n'aura pas nécessairement une opinion, même après avoir utilisé le produit – service.

1992). A cet égard, les théoriciens de la firme bancaire furent parmi les premiers à poser le problème de définition du concept de production. Sans établir une liste exhaustive des critères le plus souvent retenus (Barata, 1984, etc.), soulignons que De Bandt (1988, 1995) et Gadrey (1991) montrent que la production bancaire se doit également d'intégrer, compte tenu de la structure organisationnelle et des rapports entretenus avec le client, d'autres particularités en terme de *production indirecte et immédiate*. Plus récemment enfin, plusieurs études se sont intéressées à une mesure de l'output en combinant le degré de satisfaction du client à des critères purement financiers (Prasad et al., 1997).

Dans *l'approche par la production*, les institutions financières sont supposées délivrer des services de transaction et d'information. La production bancaire, mesurée en unité physique, est réduite au nombre de comptes ouverts ou de transaction. Les inputs correspondent aux dépôts de la clientèle et aux coûts opératoires. Ces derniers, constitués des coûts en personnel et du capital physique, sont liés à la gestion de dépôts et de l'activité prêts.

Dans *l'approche par l'intermédiation*, les banques sont supposées offrir simultanément des dépôts liquides sans risque, et des crédits qui constituent des actifs risqués. Dès lors, les coûts bancaires comprennent à la fois les coûts opératoires et les coûts financiers générés par l'endettement et l'activité de refinancement de la banque.

Même si la plupart des études⁶ identifient la banque comme intermédiaire financier (Ferrier et al., 1990 ; Aly et al., 1990, Grabowski et al., 1993 ; Rouabah, 2002), nous retiendrons *l'approche par la production* à l'instar de Ferrier et al. (1992).

2.2 Terrain empirique

Le champ d'application de cette étude couvre la détermination d'une frontière de production stochastique pour l'activité « Accueil Guichet » d'un réseau composé de 42 agences bancaires. Ces dernières peuvent être considérées comme des unités administratives de production faisant appel à deux facteurs de production : le travail mesuré par les effectifs des guichets et le capital identifié par son *amortissement économique*.

Pour modéliser la production administrative annuelle, nous retiendrons le critère de *production administrative standard* [7]. Ce dernier procède de la pondération de la production administrative réelle annuelle par les temps standards unitaires d'opérations. Sur un plan pratique, cette approche de la production est une norme généralement comprise et employée pour procéder à un calcul de productivité et/ou de coût unitaire (Rowe, 1994). Bien entendu, la difficulté principale revient à déterminer une solution optimale pour les déterminer. En règle générale, les établissements financiers spécifient trois niveaux de standards de temps :

- *les standards dits de premier niveau* calculés selon des tables préétablies. Analytiques par nature, ils dissèquent l'ensemble des gestes élémentaires (saisir un crayon, ouvrir un dossier, etc.) et où, à chaque mouvement de base correspond un temps prédéterminé. On peut citer, parmi celles les plus utilisées, la méthode américaine MTM (*Methods-Time-Measurement*), (Karger, Bayha ; 1975) ;

- *les standards dits de second niveau* assignés à des opérations administratives particulières non répétitives (entretien clientèle). Etablis sur la base d'un recensement des activités sur le terrain, les standards correspondants sont connus sous diverses appellations: tables UOC (*Universal Office Control*), MCD (*Master Clerical Data*), STAD-LIA (*Standards Administratifs des Ingénieurs Associés*), Tables TSA (*Temps Standards Administratifs*) ;

- *les standards dits de troisième niveau* élaborés par l'entreprise en fonction de ses besoins propres. Ces « standards maison » semblent les mieux appropriés à une mesure « objective » de la performance administrative, mais nécessitent une validation récurrente par le contrôle de gestion (Leguay, 1984). En effet, les deux premières catégories supposent un caractère

⁶ Pour une synthèse, nous renvoyons le lecteur à la lecture de Harker et Zenios (2000).

d'universalité selon lequel il serait possible de dégager des principes généraux d'organisation. Elles apparaissent donc inadaptées compte tenu de l'hétérogénéité des structures bancaires et des procédures de traitement. Elles présentent, de surcroît, l'inconvénient d'être construits sur le principe « *d'isoproductivité des temps de travail* » : à un homme moyen correspondrait un niveau de productivité moyenne. On peut donc leur opposer un manque évident de réactivité en demandant à être constamment remis à jour en fonction de l'évolution de variables déterministes du moment (variation, au sens de Leibenstein, du facteur X dans le temps).

Pour ces raisons, la mesure de l'output résulte de l'agrégation des productions annuelles standards [7]. Bien entendu, le critère de production administrative standard, défini par le contrôle de gestion, devra faire l'objet d'une validation [6] :

$$Pstd_{(i,j)} = VolA_{(i,j)} \times T_{stand(j)} \quad [6] \quad Output_{(i)} = \sum_{j=1}^{16} Pstd_{(i,j)} \quad [7]$$

- $Pstd_{(i,j)}$: la production administrative annuelle standard de l'activité (j) pour l'agence (i). L'activité de guichet renvoie à 16 opérations administratives : les bons de caisse ; les ordres de bourses ; la gestion de la caisse en devises ; les opérations de *cash advance* ; les opérations de change ; la commande de chéquiers ; la délivrance de cartes bleues ; le traitement des dépôts nocturnes ; la gestion des contrats « cartes bleues » ; la gestion des chéquiers ; la gestion des coffres ; la gestion du GAB ; les retraits et versements < 1,5 kEuros ; la gestion de la caisse ; les retraits et versements > 1,5 kEuros ; les opérations de virements internes ⁷.
- $VolA_{(i,j)}$: le volume annuel d'opérations administratives (j) pour l'agence (i)⁸;
- $T_{stand(j)}$: le temps standard requis pour l'activité administrative (j). Il est déterminé par le service « Organisation » de la banque. Il y a encore quelques années, l'estimation de la charge de travail théorique résultait des *temps opératoires déclarés*. Des questionnaires, envoyés à chaque agence, étaient remplis par chaque agent qui estimait un *temps opératoire réel*. Le temps de travail correspondant était ensuite rapporté au temps global d'une journée de travail normale. Des simulations sur tableur permettaient ensuite de déterminer, *en moyenne*, la charge de travail théorique requise par chaque tâche administrative. Des tests de cohérence, effectués sur le terrain, validaient ensuite les résultats obtenus en laboratoire. Toutefois, la dureté de la méthode a fait, pendant longtemps, l'objet de réserves. De l'avis des anciens responsables des missions d'audit, des traces psychologiques seraient aujourd'hui encore visibles. Désormais, la charge de travail est estimée par la définition de *standard d'opération*. Initiée par le service organisation, elle consiste, pour chaque activité du catalogue, à évaluer le volume journalier d'opérations qu'un agent peut exercer s'il y consacrait la *totalité de sa journée de travail*. Bien entendu, pour éviter les évaluations fantaisistes, les volumes standards sont systématiquement validés par des déplacements sur le terrain (procédure de mise à jour des standards d'opérations). Les volumes standards sont ensuite transformés en temps standards sur la base d'une journée de travail de 468 '.
- $Output_{(i)}$: la production administrative standard annuelle pour l'agence (i).

S'agissant des variables d'input, nous avons retenu les effectifs totaux de l'activité « accueil guichet » ainsi que les ressources informatiques consommées par cette activité. Le critère « effectif » a été privilégié au détriment de la masse salariale. En effet, pour employer

⁷ Les volumes correspondants sont les nombres d'opérations décomptées par l'informatique au niveau du département Organisation de la banque.

⁸ Il s'agit des 16 activités administratives mentionnées plus haut.

correctement ce dernier critère, il aurait fallu raisonner en terme de charge directe de traitement administratif. Or, son utilisation est basée sur la mise en œuvre de la méthode des « coûts opératoires » (Thenet, 1996) et requiert des calculs importants. Elle rend difficile l'intégration du personnel intérimaire qui, *a contrario*, se mesure très facilement à partir des effectifs réels. L'amortissement économique⁹ de l'outil informatique – *charge d'usage* calculée en fonction des temps réels de fonctionnement – correspond au second input.

Enfin, le choix d'une fonction de production stochastique a été justifiée par le fait que la mesure de la production administrative standard implique des *erreurs de mesure*, via la détermination de temps standards d'opérations. A l'instar de Loveman (1994), Lichtenberg (1995), Brynjolfsson et al. (1996), Prasad et al. (1997, op.cit), nous retiendrons le modèle [8] :

$$Output_{(i)} = e^{\beta_0} Eff_{(i)}^{\beta_1} Inf_{(i)}^{\beta_2} \quad [8]$$

$$\ln(Output_{(i)}) = \beta_0 \ln e + \beta_1 \ln(Eff_{(i)}) + \beta_2 \ln(Inf_{(i)}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Eff_{(i)}) + \beta_2 \ln(Inf_{(i)})$$

- \ln : le logarithme népérien ;
- $Output_{(i)}$: une mesure de l'output pour l'agence (i) (la production annuelle standard);
- $Eff_{(i)}$: les effectifs administratifs réels du guichet (i) ;
- $Inf_{(i)}$: l'amortissement économique du matériel informatique de l'agence (i);
- $\beta_0, \beta_1, \beta_2$: les coefficients de régression du modèle.

Si on introduit l'inefficacité technique u_i ainsi que les erreurs de mesure v_i , on obtient une fonction de production stochastique pour l'activité administrative des guichets [9] :

$$Output_{(i)} = e^{\beta_0} Eff_{(i)}^{\beta_1} Inf_{(i)}^{\beta_2} \exp(v_i - u_i) \quad [9]$$

$$\ln(Output_{(i)}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Eff_{(i)}) + \beta_2 \ln(Inf_{(i)}) + v_i - u_i$$

- u_i : l'inefficacité technique de l'agence (i) et v_i : l'erreur de mesure pour l'agence (i).

3 La validation des standards d'opérations

Comme nous l'avons déjà souligné, les critères de production administrative standard et de temps standard de traitement demandent à être validé. Pour y parvenir, nous avons estimé les scores d'efficacité technique en privilégiant une mesure stochastique de la frontière de production (3.1). Après avoir testé, statistiquement, la variable « temps standard d'opération », nous (ré)interpréterons ensuite les résultats obtenus (3.2) en recourant à une spécification non paramétrique de la fonction de production administrative (3.3).

3.1 Estimation des paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance

L'obtention des scores d'efficacité technique s'est effectuée en deux temps :

- le calcul des paramètres initiaux ($\beta_0, \beta_1, \beta_2, \sigma^2$) du modèle de régression ;
- l'évaluation, par itérations successives, des paramètres finaux par (MV). La fonction de log-vraisemblance a été maximisée pour des valeurs de γ comprises entre 0 et 1 (**tableau 1**).

⁹ Pour chaque année, il est calculé de la façon suivante :

(Temps Réel de fonctionnement annuel / durée totale d'utilisation) × Valeur d'acquisition du Bien

Tableau 1. Détermination des paramètres du modèle de régression

	Modèle de régression initial			Estimateurs du (MV) pour la fonction de production stochastique ¹⁰		
	Paramètres	Erreur	T	Paramètres	Erreur	T
Constante β_0	4,54	0,251	18,08	5,48	0,049	111,12
Variable $\beta_1 = \ln(Eff_{(i)})$	0,432	0,172	2,50	0,522	0,093	5,59
Variable $\beta_2 = \ln(Inf_{(i)})$	0,306	0,066	4,61	0,211	0,020	10,51
Variance σ^2 ¹¹	0,210			0,531	0,084	6,29
$\gamma = (\sigma_u^2 / \sigma^2) \in [0,1[$				0,999	0,0002	450,2
$\ln(L)$ (log vraisemblance)	-25,310258			-14,705577		

Pour mesurer la fiabilité des paramètres obtenus, nous avons testé la fonction de vraisemblance à l'aide de la statistique LR avec : $LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\}$ [10]

- $L(H_0)$ désigne la valeur de la fonction de vraisemblance sous l'hypothèse nulle (H_0) [11] ;

$$H_0 : \text{pas d'inefficacité technique; } \gamma = (\sigma_u^2 / \sigma^2) = 0 \quad [11]$$

$$\sigma_u^2 = 0 \text{ signifie que tous les termes } u_i \text{ sont nuls } [E(u) = f(\sigma_u)]$$

- $L(H_1)$ désigne la valeur de la fonction de vraisemblance sous l'hypothèse nulle (H_1) ;

- LR désigne le test du ratio généralisé de vraisemblance pour lequel la statistique calculée suit une distribution asymptotique proche de celle du χ^2 [Coelli (1995)]. Lorsque l'on accepte (H_0), on peut vérifier que $LR \sim \frac{1}{2} \chi_0^2 + \frac{1}{2} \chi_1^2$ [12]

La statistique calculée est alors comparée, à un seuil 2α , à la valeur critique $\chi_1^2(2\alpha)$. Celle-ci correspond à la valeur qui dépasse la variable aléatoire χ_1^2 avec une probabilité 2α . Si $LR > \chi_1^2(2\alpha)$, alors on rejette l'hypothèse nulle ($H_0 : \gamma = 0$) au bénéfice de l'hypothèse alternative ($H_1 : \gamma > 0$). Considérons donc l'hypothèse nulle ($H_0 : \gamma = 0$), selon laquelle le modèle est équivalent à une fonction de réponse moyenne pour laquelle aucune inefficacité technique n'est constatée. Logiquement, l'hypothèse alternative ($H_1 : \gamma = 1$) suppose que les termes résiduels sont principalement causés par l'inefficacité u_i , et que par conséquent, le terme d'erreur v_i est approximativement égal à 0. A partir des résultats du **tableau 1.**, on obtient $LR = 14,72 > \chi_1^2(2\alpha) = 2,71$:

Ce résultat confirme la qualité du modèle retenu puisque nous arrivons à $\gamma = 0,9$, confirmant ainsi l'hypothèse nulle selon laquelle les écarts du modèle sont principalement dus à l'inefficacité technique ($LR > \chi_1^2(2\alpha)$ au seuil $\alpha = 5\%$).

Plus important, il devient possible de valider le critère de « *production standard administrative* », et par conséquent celui de « *temps standard d'opération* » comme variable non biaisée de la mesure de la production de services dans le cadre d'une activité de guichet.

¹⁰ Après 12 itérations. Calculs établis à l'aide du logiciel **Frontier 4.1**.

¹¹ S'agissant des estimateurs du maximum de vraisemblance pour la fonction de production stochastique, la variance totale est décomposée avec $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$.

3.2 Mesure de l'inefficacité technique et interprétation

On constate que moins d'un quart des agences affichent des scores d'efficacité inférieurs au score moyen¹². Ces bons résultats témoignent du niveau satisfaisant de la productivité et confirment les efforts entrepris par la banque en matière de restructuration du réseau d'agences. En effet, depuis une décennie, la conjugaison de deux actions de rationalisation expliquent le bon niveau de productivité administrative : des licenciements parfois importants chez le personnel administratif mais aussi le redéploiement de ces derniers vers les tâches commerciales. De nombreux guichetiers sont partis dans le réseau pour effectuer de la prospection. Bien entendu, à quelques exceptions près (agences 18 et 19)¹³, l'effectif retenu pour l'analyse ne concerne que les *administratifs purs* (variable $Eff_{(i)}$). Les agences 18 et 19 (mais aussi 23 et 31 dans une plus faible mesure) font, quant à elles, figure de mauvais élèves avec des scores d'(in)efficacité très faibles. Pour ces agences, la faible productivité s'explique par l'existence de sureffectifs administratifs avoisinant 1 « personne temps plein », mais aussi par un niveau de dépenses informatiques « en excès ». On peut l'expliquer par le fait qu'il s'agit, pour ces agences, de recrutements récents n'ayant pas encore atteint leur « plein régime » et qui, de surcroît, ont également pour objectif d'apporter un soutien aux autres secteurs d'activité (notamment en termes de suivi des crédits et d'activité commerciale). On constate, dans les faits, que le surcroît d'activité « commerciale » pénalise le rendement administratif du guichet. Une seconde cause d'inefficacité – liée aux investissements informatiques – trouve une explication dans le renouvellement récent de près de la moitié du matériel du réseau (effet coûts lié aux investissements nouveaux¹⁴).

Tableau 2. Estimation des Efficacités Techniques ET_i

Guichets d'Agences $Gui_{(i)}$	Efficacité Technique ET_i	Guichets d'Agences $Gui_{(i)}$	Efficacité Technique ET_i	Guichets d'Agences $Gui_{(i)}$	Efficacité Technique ET_i	Guichets d'Agences $Gui_{(i)}$	Efficacité Technique ET_i
GUI ₍₁₎	.876	GUI ₍₁₂₎	.542	GUI ₍₂₃₎	.343	GUI ₍₃₄₎	.622
GUI ₍₂₎	.985	GUI ₍₁₃₎	.681	GUI ₍₂₄₎	.362	GUI ₍₃₅₎	.509
GUI ₍₃₎	.716	GUI ₍₁₄₎	.744	GUI ₍₂₅₎	.441	GUI ₍₃₆₎	.487
GUI ₍₄₎	.973	GUI ₍₁₅₎	.776	GUI ₍₂₆₎	.517	GUI ₍₃₇₎	.827
GUI ₍₅₎	.573	GUI ₍₁₆₎	.475	GUI ₍₂₇₎	.999	GUI ₍₃₈₎	.445
GUI ₍₆₎	.556	GUI ₍₁₇₎	.917	GUI ₍₂₈₎	.425	GUI ₍₃₉₎	.189
GUI ₍₇₎	.698	GUI ₍₁₈₎	.221	GUI ₍₂₉₎	.635	GUI ₍₄₀₎	.435
GUI ₍₈₎	.627	GUI ₍₁₉₎	.108	GUI ₍₃₀₎	.826	GUI ₍₄₁₎	.424
GUI ₍₉₎	.677	GUI ₍₂₀₎	.840	GUI ₍₃₁₎	.284	GUI ₍₄₂₎	.615
GUI ₍₁₀₎	.604	GUI ₍₂₁₎	.658	GUI ₍₃₂₎	.678		
GUI ₍₁₁₎	.865	GUI ₍₂₂₎	.480	GUI ₍₃₃₎	.751		
Efficacité Moyenne .605							

Calculs établis à l'aide du logiciel **Frontier 4.1**.

Nos tests, *a priori*, laissent à croire que le facteur résiduel de la régression est principalement dû à l'inefficacité, et non pas aux termes d'erreur. Ainsi, en l'absence avérée d'erreurs de mesure sur l'output, on peut *considérer comme satisfaisant le mode de*

¹² Ceci renvoie à une propriété de la distribution et ne présage en rien quant aux efforts entrepris par l'établissement pour améliorer son niveau de productivité administrative.

¹³ Les personnels des agences 18 et 19 ne sont pas constitués d'administratifs « purs ». Ils exercent, par ailleurs, une activité commerciale.

¹⁴ Le remplacement du matériel ne s'est pas effectué à coût constant et ne s'est donc pas véritablement traduit par une baisse du coût des équipements. Dans tous les cas, le coût du nouveau matériel a largement excédé celui de l'ancien (renchérissement dû à l'utilisation des nouvelles technologies).

détermination des temps standards d'opérations. C'est pourquoi, pour confirmer ce résultat, nous proposons, avec les variables d'input et d'output d'origine ¹⁵, de déterminer l'efficacité du réseau d'agence en utilisant une approche non paramétrique du type DEA.

3.3 Erreur de mesure et modèle BCC orienté inputs

Pour une présentation simplifiée de l'approche DEA, nous renvoyons le lecteur à Thenet et al. (2002, op.cit). Nous avons considéré un modèle de type BCC (Banker et al., 1984) avec rendements variables, puis calculé les scores d'efficacité θ sous le modèle CCR (à rendements constants) [13] :

$$\min_{(\theta, \lambda, s_r^+, s_i^-)} \theta - \left(\varepsilon \sum_r s_r^- + \varepsilon \sum_i s_i^+ \right) \quad \left\{ \begin{array}{l} -Y_o + \sum_j \lambda_j Y_j - s^- = 0 \\ \theta X_o - \sum_j \lambda_j X_j - s^+ = 0 \\ \sum_j \lambda_j = 1 \\ \lambda, s_r^+, s_i^- \geq 0 \end{array} \right. \quad [13]$$

- θ_k : le score d'efficacité (technique) des k agences ($k = 42$) ;
- Y_o : l'output de l'agence dont on mesure l'efficacité. Il s'agit de la variable de *production annuelle standard* non transformée en logarithme. Ce critère de mesure de la production ayant été validé au paragraphe précédent (4.1) ;
- X_o : les quantités observées d'inputs (*effectifs en personnel administratif* ($Eff_{(o)}$)) du guichet et *amortissement informatique* ($Inf_{(o)}$)) pour l'agence cible (**benchmark**) ;
- Y_j : l'output mesuré pour l'agence j . Il s'agit de la *production annuelle standard* correspondant à la variable *Output* (i) ;
- X_j : les quantités observées d'inputs : les *effectifs en personnel administratif* $Eff_{(i)}$ et l'*amortissement économique du matériel informatique* $Inf_{(i)}$;
- s_r^- : les *outputs en déficit* pour chaque output r ;
- s_i^+ : les *inputs en excès* pour chaque input (i) ;
- ε_i : une quantité infinitésimale.

Le **tableau 3**. Montre qu'une mesure non paramétrique de l'efficacité donne un classement quasi-identique à celui obtenu en retenant une frontière paramétrique. L'existence présumée d'agences à problème se voit ainsi corroborée (18, 19 et 23 principalement). La confirmation des résultats précédents – déterminés à partir d'une spécification paramétrique – semble indiquer que la méthode d'estimation n'apparaît pas ici discriminante. L'objectif reste d'expliquer les différents facteurs qui caractérisent les entreprises (in)efficaces, et non d'établir un niveau absolu d'(in)efficacité. Pour les besoins du contrôle de gestion, l'essentiel réside bien dans l'identification des agences cibles pouvant constituer le *benchmark* en terme d'efficacité. Bien entendu, il appartient au contrôleur de gestion de confirmer sur le terrain le classement ainsi obtenu. S'agissant des résultats empiriques, il s'est avéré – comme nous l'avons souligné plus haut – que ce classement se conformait à la réalité des agences, eu égard aux efforts menés pour rationaliser le volet administratif.

¹⁵ Non transformées en logarithmes.

Tableau 3. Approche DEA et calcul des Efficacités Techniques ET_i

Guichets d'Agences	Rendements Variables θ	Rendements Constants θ	Guichets d'Agences	Rendements Variables θ	Rendements Constants θ
GUI ₍₁₎	1 (RED)	0.917	GUI ₍₂₂₎	.50 (REC)	.489
GUI ₍₂₎	1 (---)	1	GUI ₍₂₃₎	.50 (REC)	.307
GUI ₍₃₎	.771 (RED)	0.668	GUI ₍₂₄₎	.50 (REC)	.415
GUI ₍₄₎	1 (---)	1	GUI ₍₂₅₎	.50 (REC)	.460
GUI ₍₅₎	.557 (RED)	.549	GUI ₍₂₆₎	1 (REC)	.596
GUI ₍₆₎	1 (REC)	.700	GUI ₍₂₇₎	1 (RED)	.660
GUI ₍₇₎	.789 (RED)	.737	GUI ₍₂₈₎	.50 (REC)	.433
GUI ₍₈₎	.631 (RED)	.561	GUI ₍₂₉₎	1 (REC)	.709
GUI ₍₉₎	1 (REC)	.842	GUI ₍₃₀₎	1 (REC)	.985
GUI ₍₁₀₎	1 (REC)	.766	GUI ₍₃₁₎	1 (REC)	.317
GUI ₍₁₁₎	1 (---)	1	GUI ₍₃₂₎	.711 (RED)	.547
GUI ₍₁₂₎	.577 (RED)	.562	GUI ₍₃₃₎	1 (REC)	.903
GUI ₍₁₃₎	.760 (RED)	.716	GUI ₍₃₄₎	.674 (RED)	.575
GUI ₍₁₄₎	.814 (RED)	.695	GUI ₍₃₅₎	.50 (REC)	.489
GUI ₍₁₅₎	.881 (RED)	.816	GUI ₍₃₆₎	1 (REC)	.559
GUI ₍₁₆₎	1 (REC)	.603	GUI ₍₃₇₎	.910 (RED)	.809
GUI ₍₁₇₎	1 (RED)	.880	GUI ₍₃₈₎	.50 (REC)	.398
GUI ₍₁₈₎	.50 (REC)	.211	GUI ₍₃₉₎	.50 (REC)	.176
GUI ₍₁₉₎	.50 (REC)	.099	GUI ₍₄₀₎	.504 (REC)	.375
GUI ₍₂₀₎	.979 (RED)	.882	GUI ₍₄₁₎	.50 (REC)	.446
GUI ₍₂₁₎	.705 (RED)	.622	GUI ₍₄₂₎	1 (REC)	.707
Calculs établis à l'aide du logiciel EMS. (RED) : Rendement d'échelle décroissant (REC) : Rendement d'échelle croissant			Moyenne \bar{x}	.792	.623
			Ecart type σ	0.2142	0.2286

Si l'on « croise » les tableaux 3. et 4., il devient possible de discriminer les bonnes des mauvaises agences (**tableau 4.**).

Tableau 4. Résultats comparés en termes d'(In)Efficacités Techniques ET_i

AGENCES AVEREES (IN)EFFICACES	AGENCES AVEREES EFFICACES
12 ; 18 ; 19 ; 22 ; 23 ; 24 ; 25 ; 28 ; 31 ; 35 ; 38 ; 39 ; 40 ; 41	1 ; 2 ; 4 ; 6 ; 9 ; 10 ; 11 ; 17 ; 20 ; 26 ; 27 ; 29 ; 30 ; 33 ; 37 ; 42

Il apparaît que l'efficacité moyenne est plus faible lorsqu'une frontière de production stochastique est retenue (60,5% contre 79,2% pour une approche BCC et 62,3% pour une spécification de type CCR). Comme l'on montré de nombreuses études, il semblerait que la divergence ou la convergence des résultats des approches paramétriques et non paramétriques dépendent largement de l'échantillon utilisé. Par exemple, Lebel et al. (1999), ainsi que Sharma et al. (1999) ont comparé l'approche stochastique avec des variantes de DEA (spécifications BCC et CCR). Ces études concluent à un niveau d'efficacité moyen plus élevé avec une modélisation paramétrique stochastique. Ces résultats entrent toutefois en contradiction avec Hjamarsson et al. (1996), mais aussi Mbaga et al. (2000) qui mettent en évidence de très faibles corrélations entre les scores d'efficacité obtenus à partir de l'estimation d'une frontière paramétrique d'une part, et ceux mesurés avec une spécification DEA, d'autre part. S'agissant de notre étude, il s'avère que les coefficients de corrélation entre les efficacités mesurées à partir d'une frontière stochastique et de DEA sont respectivement de 66% pour BCC et 92% pour CCR.

Conclusion

Dans cette contribution, nous avons présenté deux approches (paramétriques *versus* non paramétriques) pour analyser l'efficacité technique d'un réseau d'agence bancaire. Les deux approches fournissent sensiblement le même classement en terme de performance productive, corroborant, de facto, une estimation satisfaisante des temps standards d'opérations. Dans ces conditions, ces derniers pourront, sans problèmes, être utilisés par le contrôle de gestion pour procéder au calcul des coûts unitaires d'opérations. Plus précisément, l'approche DEA autorise le *benchmarking*. Il est possible de rechercher les agences qui ont les combinaisons de facteurs les plus efficiente et de les prendre pour points de référence pour les autres. Elle permet une analyse de la performance, même si des agences ont opté pour des dotations différentes en facteurs de production. La méthode suppose que les unités sont relativement homogènes et comparables entre elles, ce qui est assez souvent le cas d'unités produisant des services (forte sensibilité aux valeurs aberrantes).

Toutefois, ces axiomatiques ne permettent pas de cerner le véritable mécanisme de création de valeur. Pour cette raison, le contrôleur de gestion ne pourra faire l'économie d'approches plus qualitatives de mesure de la productivité. En effet, dans le secteur des services, la main-d'œuvre est une ressource essentielle. Bien sûr, il est tentant de mesurer la productivité en rapportant le temps passé à la production obtenue. Ceci nous a notamment permis au service contrôle de gestion de valider ses « standards maison ».

Cependant, la banalisation d'une telle mesure risque d'être caricaturale. La productivité ne doit pas nuire à la réalisation des différentes composantes de la prestation attendue par le client (adaptabilité à ses besoins, qualité de la prestation). Le temps passé n'est plus alors forcément un critère d'efficacité, la qualité du travail accompli – surtout lorsqu'il est intellectuel – intervient également. L'usage de moyens informatiques performants, l'infrastructure administrative, l'organisation ont aussi leur influence. La mesure de la productivité doit donc être globale et capable de saisir tout un faisceau de critères purement qualitatifs. Aussi, d'autres méthodes, à l'instar de celle des *coûts cachés* (Savall et al., 1992), peuvent constituer un complément indispensable à des approches plus modélisées, mais à visée essentiellement *rétrospective* (Gervais et al., 2002, op.cit).

Références bibliographiques

Aigner D.J, Chu S. (1968), « On Estimating the Industry Production Function », *American Economic Review* 58, pp 826-839.

Aigner D.J., Lovell C.A.K., Schmidt P.J. (1977), « Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models », *Journal of Econometrics* 6, pp 21-37.

Aly H.Y, Grabowski R., Parurka C., Rangan N. (1990), « Technical Scale, and Allocative Efficiencies in U.S Banking : an Empirical Investigation », *Review of Economic and Statistics* 72, pp 211-218.

Banker R.D, Charnes A., Cooper W.W. (1984), « Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis », *Management Science* 30, n°9, pp 1078-1092.

Barata J.M. (1984), « Technology, Economies of Scale and Bank Profitability », *Working Paper*, Instituto Superior de Economia, Lisbonne.

Battese, G.E, Corra G.S. (1977), « Estimation of a Production Frontier Model : With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia », *Australian Journal of Agricultural Economics* 21, pp 169-179.

Battese G.E, Coelli T.J (1988), « Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies With a Generalised Frontier Production Function and Panel Data », *Journal of Econometrics* 38, pp 387-399.

- Brynjolfsson E., Hitt L. (1996), « Paradox lost ? Firm-level Evidence on the Returns to Information System Spending », *Management Science* 42, pp 541-558.
- Caby L., Greenan N., Gueissaz A., Rallet A. (1999), « Quelques propositions pour une modélisation », in *Innovations et performances*, Ed. Foray D., Mairesse J., Editions de l'Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales, pp. 131-169.
- Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E.L. (1978), « Measuring the Efficiency of Decision Making Units », *European Journal of Operational Research* 2, n°6, pp 429-444.
- Coelli T.J (1995), « Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function : A Monte Carlo Analysis », *Journal of Productivity Analysis* 6, pp 247-268.
- Conseil National du Crédit (1990), *La mesure de la productivité dans les établissements de crédit*, Juin, Paris.
- De Bandt J. (1988), « Le débat sur la productivité dans les services: des problèmes mal posés », *Revue d'Economie Industrielle* 43, 1^{er} trimestre, pp 179-195.
- De Bandt J. (1995), *Services aux Entreprises. Informations, Produits, Richesse*, Editions Economica, Paris, 268 pages.
- Dietsch M. (1993 b), « Economies of Scale and Scope in French Commercial Banking Industry », in Griliches Z., Mairesse J. (Eds) *Productivity Issues in Services at the Micro-level. A Special Issue of the Journal of Productivity Analysis*, Volume 4, Numbers 1 and 2, Kluwer Academic Publishers, Boston-Dordrecht-London, 234 pages.
- Debreu G. (1951), « The Coefficient of Ressources Utilization », *Econometrica* 3, pp 273-292.
- Ferrier G, Lovell C.A.K. (1990), « Measuring Cost Efficiency in Banking : Econometric and Linear Programming Evidence », *Journal of Econometrics* 46, pp 229-245.
- Gadrey J. (1991), « Le service n'est pas un produit : quelques implications pour l'analyse économique et pour la gestion », *Politique et Management public* 9, n°1, Mars, pp 1-24.
- Gervais M., Thenet G. (2002), « Comment évaluer la productivité dans les activités de services », in Ouvrage Collectif, Journées des IAE, Editions Economica.
- Grabowski R. Rangan N., Rezvanian R. (1993), « Organizational Forms in Banking : an Empirical Investigation of Cost Efficiency », *Journal of Banking and Finance* 17, pp 531-538.
- Griliches Z. (1992), *Output Measurement in The Service Sector : National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth*, Boston, Kluwer Academic Press.
- Griliches Z., Mairesse J. (1993), *Productivity Issues in Services at the Micro-level, A Special Issue of the Journal of Productivity Analysis*, Volume 4, Kluwer Academic Publishers, Boston-Dordrecht-London, 234 pages.
- Harker P.T, Zenios S. (2000), *Performance of Financial Institutions*, Cambridge University Press.
- Hjalmarsson L., Kumbhakar S.C., Heshmati A. (1996), « DEA, DFA and SFA : A Comparison », *Journal of Productivity Analysis* 7, pp 303-327.
- Jondrow J., Lovell C.A., Materov I.S., Schmidt P. (1982), « On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model », *Journal of Econometrics* 19, pp 233-238.
- Joumadi O. (2000), « Efficacité et productivité des banques au Maroc durant la période de libéralisation financière : 1990-1996 », 17^{ème} Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire, Lisbonne, 07-09 Juin.

- Karger Delmar W., Bayha K. (1975), « La mesure rationnelle du travail MTM et systèmes de temps prédéterminés », Gauthier-Villars Editeur, 424 pages.
- Koopmans T.C. (1951), « An Analysis of Production as an Efficace Combination of Activities », in Koopmans T.C., (Ed.) *Activity Analysis of Production and Allocation*, Cowles Commission for Research in Economics, Monograph n°13, New York, John Wiley & Sons.
- Leguay C. (1984), « Mesure de l'activité des services administratifs », *Revue Banque*, Numéro spécial Avril, pp 19-23.
- Lebel L.G, Triantis K.P, Stuart W.B. (1999), « Evaluation of Technical Efficiency Performance of Logging Contractors using Data Envelopment Analysis and a Stochastic Approach », *Forest Science*.
- Leibenstein H. (1966), « Allocative efficiency vs X-efficiency », *American Economic Review*, June.
- Leibenstein H. (1972), « On the Basic Proposition of X-Efficiency Theory », *American Economic Association, Efficiency of Managerial Decision Process* 68, n° 2, May.
- Lichtenberg F.R. (1995), « The Output Contributions of Computer Equipement and Personnel : a Firm-level Analysis », *Economics of Innovation and New Technology* 3, pp 201-217.
- Loveman G.W. (1994), « An Assessment of the Productivity Impact of Information Technology », in T.J Allen and M.S. Scott Morton (Eds), *Information Technology and the Corporation of the 1990s : Research Studies*, Cambridge, MIT Press.
- Mbaga M., Romain R., Larue B., Lebel L. (2000), « Assesing Technical Efficiency of Quebec Dairy Farms », *Working Paper*, CREA, Université Laval, Québec.
- Meusen W., Van den Broek J. (1977), « Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error », *International Economic Review* 18, pp 435-444.
- Muldur U. (1991), « Echelle et gamme dans les marchés bancaires nationaux et globaux », *Revue d'Economie Financière*.
- Muldur U., Sassenou M. (1989), « Structure des coûts et efficacité des banques françaises », *Analyse Financière*, 4^{ème} trimestre.
- Prasad B., Harker P.T (1997), « Examining the Contribution of Information Technology toward Productivity and Profitability in U.S. Retail Banking », *Working Paper*, Financial Institutions Center, Wharton School, University of Pennsylvania.
- Rouabah A. (2002), « Economies d'échelle, économie de diversification et efficacité productive des banques luxembourgeoises », *Working Paper 3*, Banque Centrale du Luxembourg.
- Rowe F. (1994), *Des banques & des réseaux. Productivité et avantages concurrentiels*, ENSPTT, Ed. Economica, 360 pages.
- Savall H., Zardet V. (1992), *Le nouveau contrôle de gestion: méthode des coûts - performances cachés*, Editions Comptables Malesherbes, Eyrolles, Paris.
- Sharma K.R., Ping Sun L., Zaleski H.M. (1999), « Technical, Allocative and Economic Efficiencies in Swine Production in Hawaiï : A Comparaison of Parametric and Nonparametric Approaches », *Agricultural Economics* 20, pp 23-35.
- Sherman H.D, Ladino G. (1995), « Managing Bank Productivity Using Data Envelopment Analysis (DEA) », *Interfaces*, March-Avril, pp 60-73.
- Shu W., Strassmann P.A, « Does information technology provide banks with profit », *Information & Management, Volume 42, Issue 5, July 2005, Pages 781-78.*

Taylor, F.W. (1911), *The Principles of Scientific Management*, Harper & Brothers, New York.

Thenet G. (1996), « Une relecture du problème de l'imputation des coûts joints et des coûts communs », *Revue Comptabilité-Contrôle-Audit* 2, Volume 2, Septembre, pp 75-91.

Veltz P. (1991), « Communication, réseaux et territoires dans les systèmes de production moderne », in *Entreprises et territoires en réseaux*, Ed. Rowe F., Presses de l'ENPC.

Veltz P. (1993), « Déstabilisation et résistance du taylorisme », in *Vers un nouveau modèle productif ?*, Ouvrage collectif, Ed. Durand J.P, Collection Alternatives Economiques, Edition Syros, Paris, pp 144-161.

Veltz P., Zarifian P. (1994), « De la productivité des ressources à la productivité par l'organisation », *Revue Française de Gestion*, Janvier-Février, pp 59-66.