

# L'efficacité des privatisations françaises

## Une vision dynamique à travers la théorie de la gouvernance

**Hervé Alexandre, Gérard Charreaux**

DANS **REVUE ÉCONOMIQUE** 2004/4 Vol. 55 , PAGES 791 À 821

ÉDITIONS **PRESSES DE SCIENCES PO**

ISSN 0035-2764

ISBN 2724629809

DOI 10.3917/reco.554.0791

Article disponible en ligne à l'adresse

<https://shs.cairn.info/revue-economique-2004-4-page-791?lang=fr>



Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...  
Scannez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



**Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sciences Po.**

Vous avez l'autorisation de reproduire cet article dans les limites des conditions d'utilisation de Cairn.info ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Détails et conditions sur [cairn.info/copyright](http://cairn.info/copyright).

Sauf dispositions légales contraires, les usages numériques à des fins pédagogiques des présentes ressources sont soumises à l'autorisation de l'Éditeur ou, le cas échéant, de l'organisme de gestion collective habilité à cet effet. Il en est ainsi notamment en France avec le CFC qui est l'organisme agréé en la matière.

## L'efficacité des privatisations françaises

### Une vision dynamique à travers la théorie de la gouvernance

**Presses de Sc. Po. | *Revue économique***

2004/4 - Vol. 55

pages 791 à 821

ISSN 0035-2764

---

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-economique-2004-4-page-791.htm>

---

Pour citer cet article :

"L'efficacité des privatisations françaises" Une vision dynamique à travers la théorie de la gouvernance, *Revue économique*, 2004/4 Vol. 55, p. 791-821.

---

Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sc. Po..

© Presses de Sc. Po.. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

# L'efficacité des privatisations françaises

## Une vision dynamique à travers la théorie de la gouvernance

Hervé Alexandre  
Gérard Charreaux\*

*Une lecture du processus de privatisation à travers la théorie de la gouvernance des entreprises conduit à élaborer un modèle permettant de prendre en compte, d'une part, la dimension temporelle du processus de privatisation, d'autre part, les variables contextuelles, organisationnelles, de gouvernance et stratégiques qui contraignent ce processus. Après avoir répliqué un certain nombre de tests traditionnels, nous avons testé ce modèle sur un échantillon d'entreprises privatisées françaises et sur un horizon de sept ans. L'incidence favorable attribuée traditionnellement aux privatisations n'est pas confirmée, tout au moins sur l'horizon considéré. L'importance de l'effet apparaît subordonnée à certaines des variables proposées.*

### EFFICIENCY OF FRENCH PRIVATIZATIONS: A DYNAMIC VISION THROUGH THE CORPORATE GOVERNANCE THEORY

*A reading of the process of privatization through the corporate governance theory leads to propose a model taking into account, on the one hand, the time dimension of the process of privatization, on the other hand, the contextual, organizational, governance and strategic variables which influence this process. After replicating some traditional tests, we test this model on a sample of French privatized firms and on a seven years horizon. The positive effect traditionally attributed to privatizations is not confirmed. The importance of the effect is subordinated to some of the suggested variables.*

Classification JEL : G390, L330

Le programme français de privatisation, qui a débuté en 1986, constitue un des plus importants programmes mondiaux, tant du point de vue du nombre que de l'importance des ventes (Megginson [2000] ; Jones et al. [1999] ; Bortolotti et al. [2000]) ou de la taille moyenne des opérations menées. Selon Bortolotti et al., en termes de ventes sur la période 1977-1996, le programme français se situe au troisième rang mondial après le Japon et la Grande-Bretagne ; quant à la taille, il représente, sur la période 1979-1996, près de 12 % (Levich et Huang [2003], tableau 2) et, de 1993 à 1999 (en partie), près de 8 % de l'ensemble des privati-

\* Université de Bourgogne et LEG (Laboratoire d'économie et de gestion – UMR Cnrs 5118) ; adresse postale : LEG, Pôle d'économie et de gestion, 2 boulevard Gabriel, B.P. 26611, 21066 Dijon Cedex.

sations et plus de 11 % de celles des pays de l'OCDE (OCDE [2000]). Bien que les raisons et le contexte des privatisations françaises soient, dans une certaine mesure, spécifiques, ces dernières s'inscrivent dans un mouvement général au niveau mondial, notamment dans les pays les plus industrialisés. Comme le mentionnent Megginson et Netter [2001], la part des entreprises publiques dans le PNB de ces pays est passée, en un peu plus de quinze ans, de 8,5 % à moins de 5 %, cette réduction du rôle de l'État se révélant encore plus prononcée dans les pays moins développés.

Le cadre d'analyse utilisé pour justifier l'efficacité des privatisations est principalement issu de la théorie économique néoclassique et de ses prolongements néo-institutionnels<sup>1</sup>. En dehors des aspects macroéconomiques de la privatisation, l'essentiel de l'argumentation tient en deux points. D'une part, l'entreprise privée constitue, le plus souvent, une solution préférable à la firme publique pour remédier aux failles du marché. L'efficacité du changement de propriété est cependant contingente à la structure de marché : la privatisation se révélerait d'autant plus efficace que la structure du marché est concurrentielle. D'autre part, le système de gouvernance – conçu au sens large comme l'ensemble des mécanismes régulant les décisions des dirigeants –, associé à la privatisation, se révélerait supérieur au système de gouvernance de la firme publique.

Si la littérature traitant de l'efficacité des privatisations est particulièrement abondante comme en témoignent les articles recensés dans Megginson et Netter [2001] et Villalonga [2000], aucune étude spécifiquement consacrée aux privatisations françaises ne semble avoir été réalisée. Certes, les entreprises françaises privatisées sont présentes dans les échantillons des études internationales mais, le plus souvent, de façon très fragmentaire. En raison des problèmes posés, notamment, par la diversité des cadres juridiques et réglementaires, les particularités économiques nationales (par exemple, le niveau de développement ou la qualité de l'administration publique<sup>2</sup>), la comparabilité des cadres comptables, il est utile de compléter les études internationales par des études nationales qui permettent d'échapper, au moins en partie, à ces biais.

L'objectif de cet article est d'évaluer l'efficacité des privatisations menées en France. La démarche retenue, notamment la justification du modèle choisi, est présentée en première partie. La seconde partie est consacrée à la description de l'échantillon et des tests effectués. Les résultats sont exposés et discutés en troisième et quatrième parties, respectivement consacrées à l'efficacité statique et à l'efficacité dynamique des privatisations. Enfin, la conclusion permet de résumer les principaux aspects de la recherche et comporte quelques éléments de réflexion sur la méthode retenue.

---

1. Pour un bref résumé des arguments théoriques (notamment ceux développés par les théories néo-institutionnelles) permettant d'opposer les entreprises publiques et privées en termes d'efficacité, voir Villalonga [2000], p. 45.

2. Une des limites des études sur l'efficacité des privatisations réalisées dans un cadre international est qu'elles posent implicitement l'hypothèse que la gestion publique est également inefficace dans les différentes nations. Or, les caractéristiques des fonctions publiques ou des managers publics, que ce soit en termes de compétences, d'honnêteté, d'indépendance par rapport au pouvoir politique, sont très différentes d'un pays à l'autre, ce qui peut expliquer le fait que l'efficacité des privatisations semble varier sensiblement, par exemple, selon qu'on se situe dans un pays appartenant à l'OCDE ou non. D'Souza et al. ([2000], p. 19 et tableau 6) montrent que l'amélioration de la performance est sensiblement plus importante dans les pays n'appartenant pas à l'OCDE. De même, les résultats obtenus par Dewenter et Malatesta [1997, 2001] apparaissent très contingents par rapport à la nationalité.

## QUELLE DÉMARCHE POUR ÉVALUER L'EFFICACITÉ ?

Les démarches qui ont été utilisées pour évaluer l'efficacité peuvent être classées en fonction de quatre principaux critères : la mesure de l'efficacité, la dimension transversalité/longitudinalité, les effets temporels de la privatisation (statique/dynamique), la modélisation du lien privatisation/performance. La diversité de ces critères peut expliquer les discordances relativement fréquentes entre les résultats des études existantes, même si elles concluent très majoritairement en faveur de l'efficacité de la privatisation.

### La mesure de l'efficacité

La plupart des études s'appuient sur les indicateurs utilisés pour évaluer la performance des sociétés privées, et retiennent ainsi l'objectif de maximisation de la valeur actionnariale. L'hypothèse implicite est que le modèle théorique néo-classique qui sous-tend cet objectif est pertinent. L'existence d'externalités notamment conduit traditionnellement à contester ce modèle. Une façon d'échapper à ces critiques est de supposer, dans la lignée du courant dominant au sein des théories néo-institutionnelles, que la poursuite de l'objectif de maximisation de la valeur actionnariale conduit *in fine* à une réduction maximale des pertes d'efficacité et, à terme, à maximiser le bien-être pour l'ensemble des partenaires.

Par ailleurs, l'absence de cotation des titres des entreprises publiques (sauf exception) oblige à recourir, soit à des mesures comptables ne représentant au mieux que des approximations grossières de l'efficacité du point de vue des investisseurs financiers, soit à des mesures d'efficacité technique. Certaines études retiennent également comme mesure, l'influence de la privatisation sur le niveau des effectifs<sup>1</sup> pour tenter de mieux cerner la dimension allocative, en prenant en compte, à travers cette variable, l'intérêt des salariés.

Les mesures comptables occupent une place dominante dans les études existantes. Indépendamment des limites liées aux principes et aux normes comptables qui ne sont pas uniformes sur le plan international et aux possibilités de manipulation ou d'habillage des indicateurs comptables, les critères retenus ne sont pas exempts de critiques, du seul point de vue de leur signification économique.

Dans la perspective de la valeur actionnariale, le seul indicateur qui soit fondé, en tant qu'approximation comptable, est le taux de rentabilité des capitaux propres, le *Return on Equity* (ROE, c'est-à-dire le ratio Résultat net/Capitaux propres). L'inconvénient de ce dernier<sup>2</sup> est d'être très sensible aux manipulations comptables, ce qui conduit à lui préférer des indicateurs du type Résultat courant/

1. Selon Megginson et Netter [2001], la privatisation n'implique pas systématiquement une réduction des effectifs, les résultats des différentes études internationales étant contradictoires sur ce point.

2. Cet indicateur, très critiqué, n'est pas nécessairement un mauvais indicateur. Pour les sociétés privées, un certain nombre d'études empiriques (Biddle et al. [1997]) montrent, paradoxalement, qu'il constitue un meilleur prédicteur de la performance boursière réelle que l'*Economic Value Added* (EVA).

Capitaux propres, qui ont l'avantage d'éliminer l'incidence des éléments exceptionnels. De façon quasiment équivalente, à l'effet de levier financier près, on peut lui substituer des indicateurs de rentabilité économique du type  $\text{Résultat économique}/(\text{Capitaux propres} + \text{dettes financières})$ , qui permettent de mesurer la rentabilité obtenue de l'ensemble des capitaux investis par les investisseurs financiers. Ces indicateurs, quelles que soient leurs limites (biais dans l'information comptable, absence de prise en compte du coût d'opportunité des capitaux investis, non-ajustement pour le risque ou la liquidité...), sont les seuls à pouvoir approximer la performance actionnariale.

Certaines études (par exemple, Megginson et al. [1994], p. 422) ont recours à une batterie de ratios dont la plupart ne constituent pas des ratios de rentabilité *stricto sensu*. Ainsi, Megginson et al. proposent en dehors de deux ratios de rentabilité – le *Return on Equity* et le *Return on Assets* (ROA ou *Résultat net/Total de l'actif*), – des ratios de marge (de « profitabilité ») tels que le *Return on Sales* (ROS ou *Résultat net/Ventes*) ou de « productivité » comme *Sales Efficiency* (*Ventes/Effectif*), *Net Income Efficiency* (*Résultat net/Effectif*), voire des ratios représentant l'effort d'investissement, *Capital Expenditures to Sales* (*Investissement/Ventes*). Or, l'augmentation de ces derniers ratios n'entraîne un gain de rentabilité que sous des conditions bien particulières. Par exemple, le ROS n'est équivalent au ROE<sup>2</sup> que si la rotation des capitaux propres (*Ventes/Capitaux propres*) reste constante ; autrement dit, un gain de marge peut très bien s'accompagner d'une baisse de la rentabilité, notamment à court terme, si la rotation diminue, par exemple, en raison d'une modification substantielle du portefeuille d'activités ou d'un effort important d'investissement. Quant aux ratios faisant intervenir les effectifs ou l'investissement, ils sont très sensibles à la structure de la chaîne de valeur, c'est-à-dire à la politique d'intégration. Ces considérations, usuelles en analyse financière, ne sont pas secondaires. Ainsi, par exemple, si Megginson et al. ([1994], p. 426, tableau 3) trouvent une amélioration significative de la performance des privatisées sur la base des indicateurs faisant intervenir les ventes, cette amélioration s'estompe, voire disparaît<sup>3</sup>, lorsqu'ils retiennent les taux de rentabilité, notamment le ROE.

Pour éviter les biais liés aux indicateurs comptables et financiers, certains auteurs (par exemple, Gathon et Pestieau [1996]) préconisent l'utilisation d'une mesure d'efficacité technique fondée sur les fonctions de production (du type Cobb-Douglas ou translog). Cette démarche a l'avantage de s'appuyer sur des données physiques, quantitatives ou qualitatives, et de permettre de quantifier l'efficacité d'une entreprise relativement à la norme constituée par la fonction de production. Cette approche a trouvé de nombreuses applications pour comparer l'efficacité d'entreprises situées au sein du même secteur, en particulier dans

1. Le résultat économique est normalement évalué avant déduction des frais financiers et après soustraction d'un impôt théorique, égal à l'impôt qui aurait été versé en l'absence de frais financiers. Avant impôt, il correspond approximativement à la notion d'EBIT (*Earnings Before Interest and Taxes*). L'EBIT est notamment retenu par Villalonga [2000] et Dewenter et Malatesta [2001] qui le rapportent au total de l'actif. En toute rigueur, il serait préférable de le rapporter au total des capitaux financiers (capitaux propres et dettes financières).

2. À titre indicatif, sur l'échantillon de 19 entreprises privatisées de cette étude, les coefficients de corrélation entre le ratio de marge nette l'année de la privatisation et les ratios de rentabilité sont respectivement de 0.23 pour le ratio de rentabilité économique, de 0.69 pour le ratio *Résultat net/Capitaux propres* et de 0.42 pour le ratio *Résultat courant/Capitaux propres*.

3. Il en est de même dans l'étude de Dewenter et Malatesta ([2001], p. 328).

l'électricité, les compagnies aériennes, les assurances et le secteur bancaire. Une majorité de ces études conduit à conclure que ce n'est pas tant la nature de la propriété que le degré concurrentiel de l'activité qui détermine l'efficacité. La méthode fondée sur la productivité technique apparaît cependant peu adaptée à la complexité des activités des entreprises (sauf dans certains secteurs bien particuliers). Elle suppose une forte homogénéité des *outputs* et des *inputs* et des configurations relativement simples de la chaîne de valeur. En outre, elle se prête mal à la comparaison des performances d'entreprises, dont les portefeuilles de métiers sont très diversifiés et très évolutifs, et qui sont situées dans des secteurs très hétérogènes.

Malgré leurs nombreuses limites, les impératifs de la quantification et la préoccupation de pouvoir éventuellement comparer l'efficacité du programme de privatisation français avec celle des autres programmes nationaux, nous ont conduit à retenir des indicateurs traditionnels de nature comptable. Les deux critères privilégiés ont été la rentabilité économique et la rentabilité des capitaux propres, avec une préférence pour le premier, moins sensible aux événements exceptionnels.

## La dimension transversalité/longitudinalité

Dans les études de l'incidence de la nature de la propriété sur la performance, selon Megginson et Netter [2001], deux principales approches s'opposent. La première est de nature transversale : on compare la performance des firmes privatisées à celle d'un groupe de firmes non privatisées ou à la performance qu'elles auraient réalisée si elles étaient restées publiques (performance potentielle). Selon les résultats de la plupart de ces études, l'efficacité s'accroît sensiblement avec la privatisation. Ces études portent majoritairement sur un faible nombre de secteurs, souvent fortement réglementés. Les méthodes employées souffrent de plusieurs limites. Les recherches recourant à la performance potentielle reposent sur des hypothèses particulièrement fortes et contestables. Quant à celles qui nécessitent une comparaison avec un échantillon de firmes privées, elles sont confrontées à la difficulté de constituer de tels *benchmarks*.

L'approche alternative, proposée par Megginson et al. [1994], consiste à comparer les données des sociétés privatisées (par appel public au marché), avant et après la privatisation, sur une période totale de sept ans (trois ans avant l'année de la privatisation, l'année de la privatisation et trois ans après). Son principal avantage est qu'elle permet de comparer des échantillons importants de firmes de taille économiquement significative, situées dans des secteurs industriels hétérogènes, dans différents pays et à des périodes variables. Elle connaît également un certain nombre de limites (Megginson et Netter [2001]). Premièrement, il y a un biais de sélection : les privatisations concernent principalement les plus grandes entreprises et, souvent, les sociétés qui sont privatisées – notamment celles qui sont privatisées en premier – en faisant appel au marché financier sont en bonne santé financière. Deuxièmement, les mesures de performance utilisées sont, sauf exception, des mesures comptables traditionnelles ou des indicateurs physiques tels que l'effectif. Ces mesures étant faites lors de périodes non synchrones et dans des systèmes comptables différents, des biais substantiels sont possibles. Troisièmement, les conditions sectorielles et macro-

économiques changent au cours des sept ans et affectent différemment les entreprises selon le caractère plus ou moins international de leurs activités. Enfin et quatrième, la méthode ne prend pas en compte l'incidence des mesures de dérégulation qui, souvent, accompagnent les privatisations.

Si les deux premières limites sont difficiles à corriger, les deux dernières peuvent être sinon totalement écartées, tout au moins réduites, en introduisant des variables de contrôle rendant compte de la conjoncture économique et de l'évolution de la régulation. Par ailleurs, certaines des limites évoquées ont moins d'importance dans une étude portant sur des entreprises de même nationalité. Ainsi, les biais comptables, même s'ils subsistent, sont moins prononcés lorsque les entreprises relèvent du même système comptable national.

## Les effets temporels de la privatisation

La méthode consistant à comparer la performance, avant et après la privatisation (sur des périodes de trois ans), suppose implicitement que l'influence de la privatisation se produit instantanément, qu'il y a une rupture, un choc, entraînant un redressement relativement rapide de la performance. En fait, d'une part, dans certaines entreprises, il y a une restructuration préalable à la privatisation (par exemple, une recapitalisation ou une réduction des effectifs), d'autre part, les effets des privatisations peuvent être longs à se produire. L'amélioration de la performance passe par l'évolution des systèmes de gouvernance, la reconfiguration de l'architecture organisationnelle et la mise en œuvre d'une nouvelle stratégie qui peuvent prendre du temps, souvent plus de trois ans, en raison de l'inertie des organisations<sup>1</sup>. La méthode de type statique retenue par Megginson et al. [1994], qui consiste à tester s'il y a un changement significatif de niveau de performance (un effet de niveau) entre la période de préprivatisation et celle de post-privatisation, ne permet pas d'appréhender les effets dynamiques de la privatisation, c'est-à-dire la rapidité avec laquelle se fait le redressement.

Ces effets dynamiques ont été mesurés dans certaines études, fondées sur les techniques économétriques de données de panel (portant simultanément sur des données transversales et temporelles). L'étude de Ehrlich et al. [1994], portant sur le critère d'efficacité technique, conduit à évaluer les effets de la privatisation en séparant les effets à court terme (approche statique), de ceux à long terme (approche dynamique). Cette étude, qui porte sur vingt-trois compagnies du secteur des transports aériens, pendant la période 1973-1983, montre que l'influence favorable de la propriété privée n'apparaît clairement qu'en termes dynamiques, à travers les taux de croissance de la productivité ou de réduction des coûts. Inversement, les effets à court terme, de seuil, liés au changement de propriété apparaissent non significatifs. Selon les auteurs [p. 1036], l'« âge » de la société influe sur les effets de la privatisation. Plus récemment, Villalonga [2000] applique une méthode similaire à une mesure fondée sur l'EBIT (*Earnings Before Interest and Taxes*).

---

1. Par exemple, Kole et Lehn [1999] étudiant l'adaptation des structures de gouvernance suite à la dérégulation intervenue dans le secteur des transports aériens américains montrent que ces structures s'adaptent lentement.

Cette méthode présente les avantages suivants en permettant :

- d’accroître le nombre d’observations, ce qui permet d’échapper, au moins en partie, aux limites liées à la faible taille des échantillons lorsqu’on travaille sur les privatisations d’une seule nation ;
- d’évaluer l’incidence de la privatisation simultanément sur le « niveau » et sur l’évolution de la performance. L’évolution de la performance (*efficiency increase*) se mesure à partir des changements de « tendance » ;
- de pouvoir quantifier l’incidence de la privatisation, entreprise par entreprise, tant en termes d’efficacité statique que dynamique ;
- de mieux cerner le moment où se produisent, en moyenne, les effets de la privatisation. Ainsi, pour les entreprises espagnoles étudiées par Villalonga, des effets positifs significatifs apparaissent trois à quatre ans avant la privatisation, ce qui traduit le fait que des restructurations interviennent préalablement à la privatisation. Cependant, l’effet le plus important se produit sept à huit ans après la privatisation, ce qui corrobore l’hypothèse selon laquelle les effets positifs de la privatisation ne se révèlent que sur longue période<sup>1</sup>.

## La modélisation du lien privatisation/performance

Au-delà des aspects temporels, l’évaluation des effets de la privatisation est également conditionnée par la façon dont on modélise le lien entre l’efficacité et la privatisation. Les études proposant un modèle explicatif de la performance sont relativement rares. Les deux principales sont celles de D’Souza et al. [2000] et de Villalonga [2000]. Pour appréhender l’efficacité des privatisations françaises, nous nous sommes inspirés de ces études ainsi que de certaines considérations théoriques permettant d’établir un lien entre les modifications du système de gouvernance et l’efficacité.

Trois dimensions, liées plus ou moins directement aux théories de la gouvernance, peuvent permettre de mieux appréhender ce lien : le contexte de la privatisation, les caractéristiques organisationnelles et de gouvernance de l’entreprise et, enfin, les voies – les leviers d’efficacité – par lesquelles le changement de nature de propriété est censé influencer la création de valeur<sup>2</sup>.

### *Le contexte de la privatisation*

Le contexte – au sens des conditions externes – de la privatisation est à la fois économique et politique.

Tout d’abord, le contexte économique est plus ou moins favorable au moment de la privatisation. La flexibilité supplémentaire offerte par la privatisation peut éventuellement jouer différemment selon le contexte macroéconomique ; ainsi, on lance rarement une augmentation de capital en période de dépression des cours et les privatisations françaises ont été provisoirement suspendues après le

---

1. Cet effet de long terme semble également confirmé par les résultats de Dewenter et Malatesta [2001].

2. Les différents indicateurs permettant de quantifier les trois catégories de variables explicatives – le contexte de la privatisation ; les caractéristiques organisationnelles et de gouvernance de la société ; les leviers d’efficacité – sont présentés en annexe 3.

krach boursier de 1987. Autrement dit, dans la perspective de la gouvernance, l'intensité de la surveillance exercée par le marché financier est supposée être fonction de la conjoncture boursière ; elle se renforce dans les conjonctures baissières. Par ailleurs, les restructurations des organisations étant plus faciles lors des conjonctures favorables, l'effet dynamique positif de la privatisation devrait être supérieur pendant ces périodes.

Ce contexte dépend également du caractère plus ou moins régulé du secteur. De nombreux auteurs (Megginson et Netter [2001]) ont conclu que la privatisation n'était véritablement suivie d'effets que si le secteur était simultanément dérégulé<sup>1</sup>. Dans la perspective de la gouvernance, la dérégulation influence la discipline exercée par les marchés des biens et services. Dans le cas français, l'effet de la dérégulation est très inégal selon les secteurs. Si cet effet est particulièrement sensible dans le secteur des télécommunications (non représenté dans l'échantillon), il est vraisemblablement plus faible dans le secteur financier où le degré de concurrence entre établissements était déjà très intense avant la privatisation.

Sur le plan politique, même si l'État a généralement intérêt à lancer les privatisations dans un contexte économique favorable afin d'accroître les recettes obtenues, les contraintes budgétaires peuvent être telles qu'il lui soit nécessaire de hâter le processus. Enfin, le contexte politique et réglementaire peut soulever en lui-même des difficultés. Ainsi, le plus souvent, l'État a tendance à privatiser en priorité les sociétés pour lesquelles la privatisation est la plus facile. Quant au cadre réglementaire, il peut évoluer dans le temps.

C'est pourquoi nous avons introduit différentes variables de contrôle afin de rendre compte de ces différents aspects. Ont été ainsi considérés :

– le taux de croissance du produit intérieur brut (*PIB*) lors de la privatisation (variable *Cycle0*) pour caractériser l'état du cycle économique ;

– un indicateur du caractère régulé des activités exercées par les privatisées (l'appartenance ou non au secteur industriel ; variable *Industrie*). Contrairement aux privatisations effectuées dans d'autres nations, les privatisations françaises, jusqu'en 1997, n'ont pas porté sur des activités fortement régulées comme l'énergie ou les transports. Seule la distinction, Secteur « financier »/Secteurs non financiers, a été retenue, aussi bien d'ailleurs pour séparer des activités de nature très différente que pour tenir compte de l'environnement bancaire qui fait l'objet de nombreuses réglementations. Celles-ci n'excluent pas cependant que la concurrence entre les banques soit forte ;

– une variable rendant compte de la contrainte budgétaire nationale, l'année de la privatisation (le ratio dépenses publiques/*PIB* l'année de la privatisation, variable *Deppib0* ou, de façon alternative, le montant des dépenses publiques l'année de la privatisation, variable *Deppub0*). En présence d'une contrainte lâche, l'État est censé pouvoir davantage intervenir pour accompagner le processus de privatisation, par exemple en facilitant une augmentation de capital, et en conservant une part de capital au sein de la société privatisée ;

---

1. D'Souza et al. ([2000], p. 10) trouvent que, quel que soit le contexte, la privatisation conduit à un gain de performance mais que ce gain est plus important dans les secteurs fortement concurrentiels.

– une variable muette (*VagueI*) permettant de savoir si la société privatisée relève de la première vague de privatisation<sup>1</sup> ou non. On prétend souvent que les sociétés privatisées lors de la première vague étaient les plus faciles à privatiser en raison d'une meilleure situation économique, auquel cas, le redressement de la rentabilité, consécutif à la privatisation, devrait être moins sensible pour ces entreprises.

### *Les caractéristiques organisationnelles et de gouvernance de la société privatisée*

La réussite d'une privatisation est vraisemblablement conditionnée par la complexité de la société privatisée et son niveau de performance initial. Plus l'entreprise est complexe, plus il sera vraisemblablement long et difficile de mener à son terme le processus de privatisation et d'obtenir des gains d'efficacité. La complexité a été appréhendée par trois variables (l'intensité capitalistique *Capint0* ; l'effectif initial *Effect(0)* et le degré d'internationalisation *Internat0*).

Par ailleurs, dans une perspective dynamique, il est d'autant plus facile d'améliorer la performance que cette dernière est initialement faible. La variable mesurant la rentabilité économique initiale *Reco0* a été introduite pour capter cet effet.

Le succès de la privatisation est également contraint par les caractéristiques du système de gouvernance. Ainsi, la privatisation est censée impliquer une discipline plus importante du marché financier, une reconfiguration de l'actionnariat, une modification des organes de direction et des changements dans les relations avec les actionnaires.

1. L'intensité de la discipline liée au marché financier a été évaluée en considérant l'appartenance ou non de la société au CAC 40 (variable *CAC*). Cette appartenance entraîne une attention renforcée des investisseurs institutionnels (nationaux et internationaux) et des autorités boursières et les volumes de transaction sont les plus importants pour les titres de ces sociétés. Ce renforcement de la discipline est censé influencer favorablement sur l'efficacité dynamique.

2. La reconfiguration de l'actionnariat effectuée lors des privatisations conduit à des structures d'actionnariat assez différentes. L'État garde une part de capital plus ou moins substantielle (voir annexe 1). Si la privatisation accroît l'efficacité, plus cette part est importante moins l'effet de la privatisation devrait être favorable. La discipline exercée est, selon toute vraisemblance, fonction de la nationalité des investisseurs (pour des raisons d'indépendance), mais aussi, pour des raisons d'incitation, de la part de capital que détiennent les salariés. Trois variables rendent compte des parts du capital détenues respectivement par l'État (*Etat0*), les investisseurs étrangers (*Etranger0*) et les salariés (*Salariés0*), lors de la privatisation. Par ailleurs, la capacité à conduire la privatisation étant vraisemblablement d'autant plus facile qu'il y a un actionnaire dominant, une variable mesurant la part détenue par le plus gros actionnaire après la privatisation (variable *ActI*) a été introduite.

1. Rappelons que la première vague de privatisations a eu lieu en France de 1986 à 1988. Elle a été suivie de la période du « ni-ni » de 1988 à 1993. Le second programme de privatisations a débuté en 1993. Malgré le retour de la gauche au pouvoir en 1997, il se poursuit encore actuellement.

3. Les privatisations se sont accompagnées, sauf rare exception, d'un changement de dirigeant. En raison du caractère exceptionnel du maintien des dirigeants dans le programme de privatisation français, aucun indicateur de changement n'a été retenu. De même, les conseils d'administration ont été profondément remodelés<sup>1</sup>. D'Souza et al. [2000] retiennent une variable muette pour indiquer un changement important (renouvellement à plus de 50 %) du conseil d'administration. La plupart du temps, ne serait-ce qu'en raison des modifications légales touchant notamment à la représentation de l'État et des salariés, les conseils des sociétés privatisées françaises ont été modifiés au-delà de ce seuil et, en l'occurrence, une variable mesurant le changement n'aurait pas été discriminante. En conséquence, l'indicateur utilisé par D'Souza et al. n'a pas été retenu. Malgré la difficulté de mesurer la discipline exercée par le conseil d'administration au seul vu de critères quantitatifs comme, par exemple, la taille des conseils ou la proportion d'administrateurs externes, à des fins de comparaison avec d'autres études, nous avons cependant conduit des tests sur ces deux indicateurs.

4. À la suite de la privatisation, on constate fréquemment un accroissement de la distribution de dividende, parfois interprété comme un signal témoignant d'un renforcement de la discipline exercée par les actionnaires. Bien que la théorie visant à justifier la politique de dividende comme vecteur disciplinaire n'ait pas véritablement reçu de corroboration empirique, le lien entre l'efficacité de la privatisation et les modifications de la politique de dividende a fait l'objet d'un test portant sur la variation du taux de distribution du dividende (*Vardiv*).

La possibilité de recourir davantage aux augmentations de capital devrait signifier, toutes choses égales par ailleurs, une baisse relative de l'endettement après la privatisation. Cet effet devrait, en outre, être renforcé par la hausse de la rentabilité qui accroît l'autofinancement. Cette baisse relative de l'endettement est apparemment confirmée par les résultats de Megginson et al. ([1994], p. 427). En termes de gouvernance, un tel résultat pourrait traduire un effet de substitution entre les disciplines respectivement exercées par les créanciers et par les actionnaires<sup>2</sup>. Rappelons également que si l'effet de levier financier est positif, une baisse de l'endettement entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une baisse du ROE, ce qui peut expliquer certains résultats contradictoires de l'étude de Megginson et al. [1994] sur les indicateurs de rentabilité. Inversement, en raison du retrait de l'État et de la baisse de garantie envers les créanciers qui s'ensuit, la baisse de l'endettement peut, en réduisant le risque d'insolvabilité, avoir des effets positifs sur la performance, en rassurant les différents partenaires de l'entreprise. La politique de financement a été appréhendée par les ratios Dettes financières/Capitaux propres et Dettes financières/Actif. Nous avons également eu recours au ratio Capacité d'autofinancement/Investissement (variable *Capinv*) qui permet de mieux mesurer l'autonomie réelle des entreprises en matière de financement.

---

1. Selon Megginson et al. ([1994], tableau 7), les conseils d'administration des sociétés privatisées françaises incluses dans leur échantillon ont été modifiés dans les proportions suivantes (% d'administrateurs restant après la privatisation) : BIMP (14 %) ; Paribas (8 %) ; Suez (19 %) ; CCF (30 %) ; Elf (15 %) ; Saint Gobain (0 %) ; Société Générale (31 %) ; Sogenal (64 %).

2. Selon la théorie du *Free Cash Flow*, une telle substitution devrait entraîner une baisse de la performance.

### Les leviers d'efficacité

Sans faire une étude exhaustive des processus par lesquels la privatisation influe sur la performance, on peut cependant poser l'hypothèse que la privatisation accroît l'efficacité en offrant plus de flexibilité stratégique. Ce surcroît de flexibilité peut notamment s'appréhender au travers des trois dimensions suivantes : la possibilité de s'internationaliser davantage, celle de faire des augmentations de capital par appel public à l'épargne et celle de recourir davantage à la croissance externe. Ces trois dimensions ont été appréhendées par les variables suivantes : la variation du chiffre d'affaires réalisé à l'étranger après la privatisation (*Difinter*) ; le recours au financement par augmentation de capital (mesuré par rapport aux capitaux propres : variable *Capirel* ; par rapport à l'investissement : variable *Capinv*) ; le recours à la croissance externe (mesuré par la variation du taux d'immobilisations financières après la privatisation : variable *Varimfi*).

## PRÉSENTATION DE L'ÉCHANTILLON ET DESCRIPTION DES TESTS

À l'instar de Megginson et al. [1994], nous avons opté pour une étude de nature longitudinale. Pour chacune des entreprises, les données portent sur un horizon de sept années<sup>1</sup> (trois années avant la privatisation, l'année de la privatisation et trois années après). Cette option a conduit à réduire la population à 23 entreprises privatisées par appel au marché financier. Sur ces 23 entreprises, 4 sont manquantes en raison de données absentes<sup>2</sup>. *In fine*, l'étude porte sur 19 entreprises<sup>3</sup>.

Si les informations proviennent en partie de la base de données Worldscope, pour l'essentiel, elles sont directement issues des rapports annuels. Cette référence aux rapports annuels s'est révélée nécessaire de façon à compléter ou à corriger l'information, parfois erronée, issue de la base de données. Certaines informations complémentaires proviennent également des études internationales portant sur les privatisations et de la base de données établie par Megginson [2000].

L'échantillon final, sur lequel ont été conduits les tests, comprend sept banques et institutions financières (Paribas, Sogenal, Crédit commercial de

1. Tant pour des raisons de disponibilités de données que d'homogénéité des horizons, l'étude a porté sur un horizon commun de sept années. Il aurait été possible d'obtenir des données sur davantage d'années pour certaines firmes. Cependant, si le choix d'horizons inégaux permet de disposer de davantage d'observations et de repérer d'éventuels effets temporels sur des périodes plus longues, inversement, cette option peut entraîner des biais dans l'évaluation de ces effets, tant pour des raisons économiques qu'économétriques.

2. L'UAP, qui a été rachetée par AXA moins de trois ans après sa privatisation, a été exclue. De même, faute d'avoir pu obtenir les rapports la BTP, la BIMP et le Groupe Matra ont été exclus de l'échantillon. Il faut cependant préciser que deux des sociétés manquantes sont des banques (BTP – Banque du bâtiment et des Travaux publics, BIMP – Banque industrielle et mobilière privée) dont l'importance est très marginale.

3. Ce chiffre qui peut paraître faible est comparable aux études employant une méthodologie similaire, Ehrlich et al. [1994] disposent d'un échantillon de 23 firmes et Villalonga [2000] effectue ses tests sur 24 firmes, voire sur 22 firmes (modèle 2).

France, Société générale, Suez, Crédit local de France, BNP), un groupe d'assurance (AGF), neuf groupes industriels (Saint-Gobain, Compagnie générale d'électricité, Total, Rhône-Poulenc, Elf, Renault, Seita, Usinor, Pechiney) et deux groupes de médias (Havas, TF1)<sup>1</sup>.

L'étude empirique s'est déroulée en deux étapes correspondant aux deux procédures, inspirées respectivement des études de Megginson et al. [1994] et de Villalonga [2000], déjà présentées.

La première étape a permis principalement de tester l'efficacité statique, en évaluant l'impact de la privatisation sur les variables de performance calculées entreprise par entreprise et, en moyenne, sur des périodes de trois années, avant et après la privatisation. Des tests de différences de médiane (test de Wilcoxon) appliqués aux deux séries de moyennes, calculées avant et après la privatisation, ont permis de cerner cet impact. Bien qu'au sens strict, seuls les indicateurs de rentabilité (ROE, taux de rentabilité économique) rendent compte de la performance, afin d'effectuer des comparaisons avec les résultats des principales études internationales, les autres critères auxquels elles ont eu recours ont également fait l'objet de tests. Cependant, ces autres critères (productivité, politique financière...) ne sont à considérer qu'à titre complémentaire, comme des éléments permettant de mieux comprendre la formation de la performance, par exemple, à travers la politique d'investissement et de financement.

De façon à mieux rendre compte de la dynamique temporelle, des tests complémentaires (test de Wilcoxon) ont été conduits sur les valeurs des mêmes indicateurs en opposant successivement les années extrêmes  $-3/+3$ , puis  $-3/0$  (période de préprivatisation) et, enfin,  $0/+3$  (période de postprivatisation). Cette variante de la procédure de Megginson et al. [1994] présente deux avantages. Premièrement, l'effet éventuel de la privatisation risque d'être plus accentué et plus apparent, s'il est évalué en opposant les données des années  $-3$  et  $+3$ , plutôt qu'à partir des moyennes avant et après privatisation. Les changements de niveaux de performance mettent habituellement un certain temps à apparaître de façon significative à travers les données comptables. Deuxièmement, cette variante permet de savoir si l'effet s'est produit avant la privatisation, après la privatisation ou, progressivement, au cours des sept années d'observation. De cette façon, on peut mettre en évidence, au moins de façon grossière, la dynamique du processus de privatisation. Toujours dans le même objectif, nous avons mesuré ensuite, pour les deux méthodes, le pourcentage d'entreprises pour lequel la variation de l'indicateur a été conforme aux prédictions théoriques, et nous avons testé (test non paramétrique du signe) la significativité de cette proportion. Ce test permet d'échapper aux biais qui entachent les tests effectués sur les moyennes ; même si un indicateur varie dans le même sens pour 80 % des entreprises, il suffit qu'il évolue avec plus d'intensité, dans un sens opposé, pour les 20 % résiduels, pour que la privatisation ne semble avoir, globalement, aucun effet. Cependant, quelle que soit la méthode retenue, l'effet dynamique de la privatisation n'est mesuré que très imparfaitement.

Pour répondre à cette critique, nous avons, dans une deuxième étape, eu recours à la procédure proposée par Villalonga [2000], qui permet de décrire de façon plus explicite la dynamique temporelle. Il s'agit tout d'abord de mesurer,

---

1. Un certain nombre d'informations portant sur ces entreprises sont fournies en annexe 1.

dans un premier modèle de régression (le modèle 1), les taux d'accroissement de la performance après la privatisation. Pour cela, les principaux indicateurs de performance ont été régressés sur trois variables : une première variable, le temps T – les valeurs 1 à 7 désignant les sept années –, une seconde variable muette P traduisant la privatisation – valant 0 quand l'entreprise est publique et 1 lorsqu'elle est privée –, et une troisième et dernière variable, dénommée TP, égale au produit de la variable temps et de la variable muette « privatisation ». Compte tenu de la double dimension des données, transversale et temporelle, la régression a porté sur 133 observations (19 entreprises sur sept ans). La forme précise du modèle est présentée en annexe 2.

Les coefficients de la variable P de privatisation permettent de mesurer et de tester, pour chaque entreprise, l'effet de la privatisation en seuil. Ce test, par son caractère statique, reste assez proche, dans l'esprit, du test présenté dans la première procédure ; il fournit cependant une information sur l'effet de la privatisation pour chacune des entreprises. Le coefficient de la variable TP permet de mesurer et de tester l'effet sur l'accroissement de la performance au cours de la privatisation – c'est-à-dire sur quatre années, l'année de privatisation et les trois années qui suivent –, pour chacune des entreprises.

La deuxième phase de cette procédure (le modèle 2) consiste à régresser l'accroissement de performance (les coefficients de TP) sur les trois catégories de variables supposées explicatives de la performance (variables contextuelles, variables organisationnelles et de gouvernance, leviers d'efficacité). On peut ainsi mesurer l'effet de ces variables sur l'efficacité de la privatisation pour chaque firme, plutôt que globalement sur une firme représentative (moyenne ou médiane) fictive.

## L'EFFICACITÉ STATIQUE DES PRIVATISATIONS

Dans le tableau 1, figurent les résultats des tests de la première procédure. Pour chaque indicateur, sont indiquées les médianes et les moyennes calculées à partir de la série de moyennes des trois années précédant la privatisation (col. 2), puis des trois années suivant la privatisation (col. 3). La quatrième colonne fait apparaître les résultats du test non paramétrique de Wilcoxon appliqué à ces deux séries. Enfin, dans les deux dernières colonnes (col. 5 et 6), figure le résultat du test du signe, portant sur le pourcentage d'entreprises dont l'évolution a été conforme à la prévision *a priori*.

Au seul vu des chiffres bruts, les privatisations semblent avoir eu une influence notable sur la performance et le comportement financier des entreprises. Les différents indicateurs de rentabilité et de productivité s'améliorent que ce soit en moyenne ou en médiane. Cet accroissement porte également sur l'effort d'investissement, sans toutefois que l'investissement par croissance externe apparaisse privilégié puisque le ratio Immobilisations financières/Total immobilisations diminue, ce qui pourrait signifier, soit que la privatisation s'accompagne d'un recours moins important à ce type de croissance, soit, plus vraisemblablement, que les restructurations du portefeuille d'activités ont entraîné davantage de cessions que d'acquisitions. La part de l'activité réalisée à l'étranger apparaît également en augmentation. Quant à l'emploi, si les

médianes indiquent une baisse supérieure à 10 %, les moyennes restent stables : l'effet sur l'emploi est donc ambigu. Les modifications touchent également la politique de financement. La couverture des investissements par autofinancement s'accroît et la part des dettes financières dans le financement se réduit. Enfin, la part de dividendes distribués est également en augmentation.

Ces premières conclusions sont cependant à nuancer, voire à contester, au vu des tests de différences de médianes et de significativité. Seuls cinq indicateurs sur vingt ont varié significativement à la suite de la privatisation : le ratio de marge nette (ROS), le ratio Résultat net/Effectif, le ratio Dividendes/Ventes, le nombre d'administrateurs, et le pourcentage d'administrateurs externes. Pour les autres indicateurs, le test de Wilcoxon ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'effet de la privatisation.

Concernant les deux indicateurs de performance *stricto sensu*, la rentabilité des capitaux propres (mesurée avec le résultat courant ou avec le résultat net) et la rentabilité économique, aucune différence significative n'apparaît ; il en est de même pour le ratio portant sur l'effort d'investissement. Les variations significatives et positives des ratios ROS ou Résultat net/Effectif ne traduisent pas nécessairement un gain de performance ; elles peuvent résulter de simples modifications de la nature de l'activité. Enfin, la baisse de l'emploi (au vu des médianes) n'apparaît pas significative.

Sur le plan international, selon les résultats de Megginson et al. [1994], si le ROS augmente significativement, il n'en est pas de même pour le ROE et l'accroissement du ROA n'est significatif qu'au seuil de 10 % ; l'accroissement de rentabilité est donc contestable, au moins du point de vue des actionnaires. Toutefois, un nombre plus important d'indicateurs révèlent un effet significatif de la privatisation, notamment les ratios de productivité et de politique de financement. Dans le contexte international, il y a simultanément un accroissement de la productivité et une diminution de l'endettement relatif après la privatisation. Megginson et al. [1994] n'ont pas testé l'effet de la privatisation sur les trois derniers indicateurs que nous avons retenus et dont deux varient significativement : il s'agit des indicateurs liés à la taille du conseil d'administration (la taille passe en moyenne de 18 à 15 administrateurs) et à sa composition (le pourcentage d'administrateurs externes s'accroît). Ces variations sont à imputer aux modifications réglementaires, liées à l'abandon du statut public<sup>1</sup>, plutôt qu'à une volonté délibérée d'adapter le conseil d'administration aux exigences de la gestion privée.

Lorsqu'on analyse la proportion d'entreprises (col. 6) ayant évolué selon le sens prévu, les ratios de rentabilité restent non significatifs, alors qu'ils sont significatifs sur le plan international. Le ratio d'effort d'investissement ainsi que l'évolution de l'effectif restent non significatifs, alors que les ratios ROS et Dividendes/Ventes demeurent significatifs. Par ailleurs, les ratios de structures de financement et de productivité sont à présent significatifs, ce qui rapproche les résultats de ceux de Megginson et al. À l'instar de l'ensemble des privatisations internationales, les privatisations françaises s'accompagnent de gains de productivité et d'une baisse de l'endettement, cependant, de nouveau, il n'y a pas d'amélioration significative de la rentabilité.

---

1. En France, les conseils d'administration des sociétés publiques sont soumis à des règles particulières. Il en est de même pour les privatisées (Charreaux [1997]).

Tableau 1. Test de l'efficacité statique (variante 1)

Indicateurs	Médiane (Moyenne) Avant	Médiane (Moyenne) Après	Test de différence de médiane	% de firmes évoluant comme prévu	Test de signifi- cativité
<b>Rentabilité et profitabilité</b>					
Résultat net/Ventes (ROS)	1,7 % (1,4 %)	2,7 % (3,0 %)	<b>2,47**</b>	73,7 %	<b>2,06**</b>
Rentabilité économique (proxy ROA)	7,6 % (7,7 %)	7,9 % (10,4 %)	0,74	57,9 %	0,69
Résultat courant/Capitaux propres	11,9 % (10,6 %)	13,1 % (17,0 %)	0,39	57,9 %	0,69
Résultat net/Capitaux propres (ROE)	6,7 % (3,7 %)	7,3 % (10,2 %)	0,83	68,4 %	1,61
<b>Productivité</b>					
Ventes/Effectif	1,6 (3,6)	1,7 (3,0)	0,64	70,6 %	<b>1,70*</b>
Résultat net/Effectif	2,8 % (10,7 %)	4,5 % (15,1 %)	<b>1,96**</b>	82,4 %	<b>2,67***</b>
Total Actif/Effectif	1,7 (33,31)	2,74 (41,49)	1,17	94,1 %	<b>3,64***</b>
<b>Politique d'investissement</b>					
Investissement/Total Bilan	4,4 % (4,8 %)	6,0 % (5,3 %)	0,54	63,2 %	1,15
Investissement/Ventes	4,6 % (7,9 %)	7,8 % (11,2 %)	1,12	57,9 %	0,69
Immobilisations financières /Total Immobilisations	24,2 % (36,6 %)	19,1 % (36,6 %)	0,01	57,9 %	0,69
<b>Emploi</b>					
Effectif	58 285 (58 513)	51 704 (58 001)	0,12	47,1 %	0,24
<b>Politique de financement</b>					
Dettes financières/Capitaux propres	2,3 (13,3)	1,2 (9,9)	0,77	78,9 %	<b>2,52***</b>
Dettes financières/Actif	37,0 % (48,2 %)	31,6 % (46,0 %)	0,56	78,9 %	<b>2,52***</b>
Capacité d'autofinancement/ Investissement	88,5% (164,4 %)	124,5% (169,0 %)	0,51	61,1%	0,94
<b>Politique de dividende</b>					
Dividendes/Ventes	0,4 % (0,6 %)	0,9 % (1,1 %)	<b>2,78***</b>	84,2 %	<b>2,98***</b>
Dividendes/Résultat Net	25,7 % (34,3 %)	34,9 % (37,8 %)	1,19	63,2 %	1,15
<b>Gouvernance</b>					
Nombre d'administrateur	18 (16)	15 (15)	<b>1,79 *</b>	73,3 %	<b>1,81*</b>
% Administrateurs externes	60,2 % (59,9 %)	71,4 % (69,6 %)	<b>2,42 **</b>	75,0 %	<b>1,73*</b>
<b>Développement international</b>					
% Ventes réalisées à l'étranger	38,8 % (40,1 %)	46,9 % (43,0 %)	0,41	64,7 %	1,21

\* Test rejetant l'hypothèse nulle d'absence de différence de médiane à 10 %

\*\* Test rejetant l'hypothèse nulle d'absence de différence de médiane à 5 %

\*\*\* Test rejetant l'hypothèse nulle d'absence de différence de médiane à 1 %

Apparemment, l'effet de la privatisation sur la performance semble moins marqué pour les sociétés privatisées françaises. En particulier, on ne peut conclure à une amélioration significative de la rentabilité et de l'effort d'investissement. Les effets significatifs portant sur la profitabilité, la productivité et la politique de financement ne conduisent pas à un gain de rentabilité, tout au moins sur l'horizon retenu.

Cette analyse, cependant, présente deux limites. Tout d'abord, les tests sont effectués sur des moyennes triannuelles, ce qui a pour effet de lisser l'effet de la privatisation. Ensuite, ils ne permettent pas de savoir si la variation de l'indicateur est antérieure à la privatisation (préparation ou effet d'habillage) ou postérieure à cette dernière (effet réel de la gestion privée). L'application du test aux années  $-3$ ,  $0$  et  $+3$  permet de mieux identifier les effets temporels (tableau 2).

Ce test, plus élaboré – et également plus favorable *a priori* à l'hypothèse d'un effet favorable de la privatisation – conduit à mettre en évidence des variations significatives supplémentaires. Toutefois, pour pouvoir attribuer l'évolution constatée à la privatisation, il faut que le ratio soit significatif sur la période  $0/+3$ .

L'évolution du ROE indique apparemment une amélioration de la performance pour les actionnaires. Cependant, il ne varie significativement qu'avant la privatisation, ce qui conduit à supposer, soit que le redressement a eu lieu avant la privatisation, sous la conduite de l'État, soit qu'il y a eu un habillage des comptes<sup>1</sup> afin de faciliter la mise sur le marché des entreprises publiques. L'accroissement du ratio d'intensité capitalistique, significatif pour décrire l'évolution de  $-3/+3$ , ne l'est plus pour  $0/+3$ . Seul le ratio de productivité Résultat net/Effectif révèle une évolution significative à la fois pour les deux périodes  $-3/+3$  et  $0/+3$ . Au total, on ne peut conclure à un effet significatif favorable de la privatisation sur la performance.

L'accroissement de l'effort d'investissement, significatif sur  $-3/+3$  ne l'est plus sur  $0/+3$ , et la réduction de la part des immobilisations financières dans le bilan n'est pas significative, quelle que soit la comparaison effectuée. La seule caractéristique de la politique de développement qui semble évoluer significativement avec la privatisation est celle de la part de l'activité réalisée à l'international qui s'accroît sensiblement entre  $0/+3$ . Le caractère privé facilite vraisemblablement les accords internationaux ainsi que le financement de ce développement.

L'effet des privatisations sur l'emploi doit être particulièrement mentionné car on assimile souvent privatisation à compression des effectifs. Au seul vu des chiffres bruts, l'essentiel de l'ajustement (sur les médianes) s'est produit avant la privatisation, ce qui confirmerait que l'État est souvent bien placé pour mener à bien les politiques d'ajustement des effectifs. Globalement, cependant, aucun effet significatif n'apparaît.

Si, à l'exception du ratio Capacité d'autofinancement/Investissement, on retrouve une évolution significative des ratios de politique de financement pour  $-3/+3$ , cette significativité disparaît, elle aussi, pour  $0/+3$ . L'évolution du ratio Capacité d'autofinancement/Investissement, le plus adapté pour juger l'autonomie financière, même si elle n'est pas significative, mérite un commentaire

---

1. Dewenter et Malatesta [2001], sur leur échantillon international, trouvent également que l'amélioration de la performance se fait avant la privatisation. Ils rejettent l'hypothèse de manipulation des comptes à partir des résultats qu'ils obtiennent sur la performance à long terme des privatisées.

Tableau 2. Test de l'effet de la privatisation sur les différents indicateurs (variante 2)

Indicateurs	Médiane (Moyenne) en -3	Médiane (Moyenne) en 0	Médiane (Moyenne) en +3	Test - 3 à 0	Test - 3 à +3	Test 0 à +3	% de firmes évoluant comme prévu	Test de significativité
<b>Rentabilité et profitabilité</b>								
Résultat net/Ventes (ROS)	1,4 % (1,3%)	2,2% (2,4%)	3,1% (3,4%)	<b>2,50**</b>	<b>3,55***</b>	<b>2,03**</b>	82,4% 63,2%	<b>2,67**</b> 1,15
Rentabilité économique (proxy ROA)	7,6 % (8,6 %)	9,3 % (10,8 %)	8,5 % (11,3 %)	0,77	0,63	0,13	58,8 % 42,1	0,73 1,21
Résultat courant/ Capitaux propres	13,7% (13,0 %)	16,3% (17,5 %)	15,3% (17,4 %)	1,09	1,21	0,45	64,7% 52,6	1,21 0,23
Résultat net/Capitaux Propres	6,8 % (5,4 %)	8,3 % (10,2 %)	9,1 % (10,9 %)	<b>1,68*</b>	<b>2,09**</b>	0,89	52,6 % 57,9	0,23 0,69
<b>Productivité</b>								
Ventes/Effectif	1,6 (3,7)	1,7 (3,0)	1,8 (3,0)	0,71	1,39	1,29	76,5% 70,6%	<b>2,18**</b> <b>1,70**</b>
Résultat Net/Effectif	20,9 (99,7)	39,4 (120,8)	62,3 (162,5)	1,53	<b>2,70***</b>	<b>1,81*</b>	70,6% 76,5%	<b>1,70**</b> <b>2,18**</b>
Total Actif/Effectif	1,6 (31,2)	1,9 (35,2)	2,8 (43,0)	1,21	<b>1,77*</b>	1,43	100 % 93,8%	<b>3,87**</b> <b>3,50**</b>
<b>Politique d'investissement</b>								
Investissement/ Total bilan	3,6 % (4,8 %)	4,2% (4,6 %)	4,8% (5,1 %)	0,74	1,15	0,92	66,7% 52,6 %	1,41 0,23
Investissement/Ventes	4,8 % (8,0%)	6,3% (7,7%)	7,7% (9,6%)	1,47	<b>2,03**</b>	1,18	63,2% 63,2%	1,15 1,15
Immobilisations financières /Total immobilisations	23,0 % (36,9 %)	21,5 % (37,8 %)	18,6 % (37,1 %)	0,51	0,36	0,34	57,9 % 47,4 %	0,69 0,23
<b>Emploi</b>								
Effectif	59 772 (59 243)	51 139 (60 253)	48 456 (57 465)	- 0,07	- 0,03	- 0,39	50,0 % 47,1%	0,00 - 0,24
<b>Politique de financement</b>								
Dettes financières/ Capitaux propres	1,7 (15,4)	1,5 (10,2)	1,2 (9,9)	0,89	1,18	0,92	78,9% 63,2	<b>2,52***</b> 1,15
Dettes financières/Actif	36,9 % (48,0%)	31,8% (47,0%)	31,7% (46,1%)	0,89	0,98	0,80	73,7% 52,6%	<b>2,06**</b> 0,23
Capacité d'autofinancement/ Investissement	91,4% (324,3 %)	105,6% (159,3 %)	109,2% (164,4 %)	0,86	0,83	0,65	52,6% 31,6 %	0,23 - 1,61
<b>Politique de dividende</b>								
Dividendes/Ventes	0,3 % (0,5%)	0,6% (0,9%)	0,9% (1,2%)	<b>2,81***</b>	<b>3,39***</b>	1,63	85,7% 68,4%	<b>3,30***</b> 1,61
Dividendes/Résultat net	20,5 % (31,7%)	22,5% (29,3%)	34,8% (44,3%)	0,81	<b>2,21**</b>	<b>2,04**</b>	61,1% 57,9	0,94 0,69
<b>Gouvernance</b>								
Nombre d'administrateur	18 (17)	14 (14)	15 (15)	<b>2,94***</b>	<b>2,11**</b>	0,60	57,1 % 14,7	0,53 - 2,67
% Administrateurs externes	60,0 % (59,5 %)	71,4 % (70,3 %)	71,0 % (68,1 %)	<b>2,19**</b>	<b>2,54***</b>	0,06	70,0 % 16,7	1,26 - 2,31
<b>Développement international</b>								
% Ventes réalisées à l'étranger	38,0 % (40,6%)	27,8% (36,3%)	52,0% (44,9%)	0,11	1,11	<b>1,88*</b>	77,8% 82,4%	<b>2,36**</b> <b>2,67**</b>

\* Test rejetant l'hypothèse nulle d'absence de différence de médiane à 10 %

\*\* Test rejetant l'hypothèse nulle d'absence de différence de médiane à 5 %

\*\*\* Test rejetant l'hypothèse nulle d'absence de différence de médiane à 1 %

Pour les colonnes 8 et 9, la première ligne par indicateur correspond au test effectué entre l'année - 3 et l'année + 3, la seconde ligne correspond au test effectué entre l'année 0 et l'année + 3

particulier. L'essentiel de l'amélioration s'est de nouveau produit avant la privatisation. On remarquera que l'investissement est couvert à plus de 100 % dès l'année de la privatisation, ce qui témoigne d'une très bonne autonomie financière. Comme l'effort d'investissement a été accru, on en déduit que l'accroissement de la CAF a encore été plus important.

La politique de dividendes apparaît modifiée au vu du ratio Dividendes/Ventes, mais l'évolution significative se produit avant la privatisation. Ce ratio étant peu pertinent toutefois, il est préférable de se tourner vers le ratio de distribution Dividende/Résultat net, dont l'évolution est à la fois significative pour  $-3/+3$  et  $0/+3$ . Si on suppose que ce ratio témoigne de la discipline exercée par les actionnaires, celle-ci semble se renforcer après la privatisation. On remarquera, cependant, que la distribution s'est d'autant plus accrue que l'actionnariat est concentré.

À l'exception de la politique de dividende, on ne peut conclure que la privatisation a entraîné une modification significative de la politique de financement.

Les tests sur les indicateurs de gouvernance, concernant la taille et la nature du conseil d'administration, confirment le caractère réglementaire des évolutions. Les modifications significatives ont eu lieu avant la privatisation et une analyse plus fine des données montre qu'elles se sont produites l'année de la privatisation ; elles proviennent donc *a priori* d'une mise en conformité par rapport aux nouveaux statuts. Après la privatisation, aucune transformation significative n'apparaît.

Au total, les variations significatives, attribuables à la privatisation, sont rares. Elles ne concernent que le ROS, le résultat par employé, le ratio de distribution et la part de l'activité réalisée à l'étranger. Pour ces deux derniers ratios, le premier peut signifier un accroissement de la discipline exercée par les actionnaires après la privatisation et, le deuxième, une plus grande latitude des dirigeants en matière de développement international.

Ce test, s'il conduit à percevoir plus clairement les effets de la privatisation, ne donne cependant qu'une vision grossière de sa dynamique. De plus, appliqué à une firme médiane fictive, il ne permet pas d'obtenir des résultats individuels, entreprise par entreprise. Pour cette raison, l'étude a été prolongée par une analyse dynamique.

## L'EFFICACITÉ DYNAMIQUE DE LA PRIVATISATION

L'intégration explicite du temps renouvelle les analyses plus traditionnelles. Elle se justifie par le fait qu'il est peu vraisemblable que l'effort de la privatisation sur la performance soit immédiat dans des organisations complexes, de grande taille et dont le portefeuille d'activités est souvent très diversifié. Pour mieux rendre compte de cet effet, il faut évaluer l'éventuel gain de performance de façon progressive et non pas uniquement à travers un saut quantitatif se produisant à la date de la privatisation. La procédure que nous appliquons maintenant comprend deux étapes. Il s'agit tout d'abord (modèle 1) de mesurer le gain (ou la perte) dynamique de performance, dû à la privatisation, avant de tester la pertinence des variables pouvant expliquer cette évolution (modèle 2).

## Modèle 1 : l'évaluation de l'efficacité dynamique

Le premier modèle de régression porte sur les variables de rentabilité. Sa forme générale est la suivante :

$$PERF_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}^* T_{it} + \beta_{2i}^* P_{it} + \beta_{3i}^* TP_{it} + \beta_4^* taille_{it} + \beta_5^* cycle_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

avec :

$PERF_{it}$  : la variable mesurant la performance à l'année  $t$  pour la firme  $i$ .

$T_{it}$  : le temps  $T$  pour la firme  $i$  (valeur allant de 1 à 7).

$P_{it}$  : une variable muette de privatisation prenant la valeur 1 lorsque l'entreprise  $i$  est devenue privatisée, et 0 avant la privatisation.

$TP_{it}$  : une variable exprimant l'interaction des deux variables précédentes.

$taille_{it}$  : la taille (mesurée par le chiffre d'affaires) de l'entreprise  $i$  au temps  $t$ .

$cycle_{it}$  : le taux de croissance du PIB, l'année  $t$  pour la firme  $i$ .

Ce modèle suppose que les effets de la taille et du cycle économique sur la performance sont identiques quelle que soit la firme ; à l'instar de Villalonga [2000], nous faisons ainsi l'hypothèse implicite que les facteurs communs taille et cycle<sup>1</sup> échappent au contrôle des firmes et qu'il n'y a pas de lien direct entre l'incidence de la privatisation sur la performance et la taille. Les effets des variables  $T$ ,  $P$  et  $TP$  sont, en revanche, spécifiques à chaque entreprise<sup>2</sup> et sont supposés fixes<sup>3</sup>. Le tableau 3 contient les résultats obtenus pour la rentabilité économique, variable que nous estimons la plus représentative de la performance<sup>4</sup>.

Avant d'interpréter les données individuelles, il faut mentionner que les variables taille et cycle ont, toutes deux, un effet positif significatif sur la rentabilité économique. Cet effet positif est conforme aux anticipations habituelles. Il est

1. De même que Villalonga ([2000], p. 58, note 17) et pour une raison identique, le faible nombre de firmes incluses dans l'échantillon, la constante n'a pas été remplacée par une variable transformée égale à l'écart par rapport à la moyenne de l'échantillon, selon l'usage courant lorsqu'on estime les modèles à effets fixes sur des échantillons de grande taille.

2. Le test de spécification de Chow a conduit à rejeter l'hypothèse, au seuil de 1 %, que les coefficients pour la constante et les différentes variables sont communs à l'ensemble des firmes incluses dans l'échantillon. Les valeurs trouvées ont été respectivement de : 58,28 pour la constante ; 29,19 pour la variable  $T$  ; 20,43 pour la variable  $P$  et de 17,40 pour la variable  $TP$ , avec *Reco* comme variable expliquée. Pour la rentabilité des capitaux propres (*Rcp*), ces valeurs ont été de : 51,73 pour la constante ; 26,02 pour la variable  $T$  ; 24,73 pour la variable  $P$  et de 21,02 pour la variable  $TP$ .

3. De même que Villalonga ([2000], p. 57, note 16), nous avons choisi de considérer que les effets sont fixes – c'est-à-dire de retenir un modèle de covariance avec des effets individuels certains –, plutôt qu'aléatoires, pour les deux mêmes raisons : (1) Si on suppose que les effets sont aléatoires, cela implique qu'on considère l'échantillon retenu comme un échantillon tiré de façon aléatoire d'une population plus large dont on cherche à estimer les paramètres. La spécificité du processus de privatisation en France, pendant la période considérée et le mode de sélection de l'échantillon conduisent à rejeter cette hypothèse ; (2) Le modèle à erreurs composées suppose l'hypothèse que les effets individuels sont aléatoires et qu'il y a indépendance entre ces effets et les variables explicatives. Or, il n'y a pas de raison économique permettant d'accepter *a priori* cette hypothèse forte.

4. Cette variable est moins manipulable que la rentabilité des capitaux propres et n'est, en principe, pas sensible au levier d'endettement. Les tests ont également été réalisés pour le ROE, le ratio Résultats courant/Capitaux propres et le ROS. Les résultats sont proches de ceux obtenus pour la rentabilité économique. Ils peuvent être obtenus auprès des auteurs.

présent dans l'étude de Villalonga [2000] et, uniquement pour le cycle, dans l'étude de Dewenter et Malatesta [2001]. Le fait de retenir ces deux variables comme facteurs communs implique que les interprétations portent sur des coefficients pour lesquels ces effets ont été neutralisés.

Pour mieux comprendre le contenu du tableau 3, prenons l'exemple d'Usinor, entreprise pour laquelle tous les coefficients sont significativement différents de 0. Le coefficient lié à la variable T est positif traduisant, en moyenne, une hausse de la rentabilité économique sur l'ensemble des sept années. Le coefficient de la variable P, également positif, représente une hausse de la rentabilité lors de la privatisation (effet de seuil). Enfin, le coefficient négatif de TP signifie que le redressement de la rentabilité se fait moins vite, en moyenne, après la privatisation (année 0 à + 3), donc que l'efficacité dynamique a baissé après la privatisation<sup>1</sup>.

Le coefficient de la variable P fournit une information de nature statique. L'effet de la privatisation apparaît positif pour douze entreprises sur les dix-neuf de l'échantillon<sup>2</sup>. Cependant, même si l'effet seuil apparaît favorable pour une majorité de privatisées, il n'est positif et significatif que pour trois entreprises. Inversement, il est négatif et significatif pour quatre entreprises. Ces résultats permettent de mieux comprendre pourquoi les tests effectués sur les moyennes n'ont pas permis de conclure de façon tranchée sur l'incidence de la privatisation.

L'évaluation du coefficient de P ne permet toutefois que de cerner les effets de seuil, statiques, de la privatisation. Pour évaluer l'efficacité dynamique, c'est-à-dire l'évolution de la performance après la privatisation, il faut considérer les coefficients de la variable TP. S'ils sont positifs pour dix entreprises sur dix-neuf de l'échantillon<sup>3</sup>, ils ne sont positifs et significatifs que pour quatre entreprises ; inversement, ils sont négatifs et significatifs pour deux entreprises. Au vu de l'efficacité dynamique, l'effet favorable attribué à la privatisation est loin d'être systématiquement confirmé pour les firmes privatisées françaises sur l'horizon considéré<sup>4</sup>.

Si les autres indicateurs de performance conduisent à des conclusions similaires, il faut préciser que l'indicateur qui évolue le plus à la suite de la privatisation (pour P et TP) reste le même que lorsqu'on pratique le test de différence de médianes : le ratio de marge nette ROS. La privatisation a vraisemblablement conduit à une reconfiguration du périmètre d'activités et de la structure de coûts qui a permis d'accroître la marge. Cette amélioration ne se retrouve pas cependant dans la rentabilité, tout au moins sur l'horizon retenu, ce qui signifie que le

1. L'interprétation du signe de TP est fonction du signe de T. Si T a un signe négatif (décroissance de la performance), un signe de TP négatif signifie qu'après la privatisation l'efficacité décroît moins, et inversement. Si T a un signe positif (croissance de la performance), un signe de TP positif signifie qu'après la privatisation l'efficacité croît davantage et inversement.

2. Les résultats sont les suivants pour les autres indicateurs : 11 fois sur 19, dont 5 significatives, si l'indicateur est Résultat courant/Capitaux propres ; 12 fois sur 19, dont 3 significatives, si l'indicateur est le ratio ROE ; 13 fois sur 19, dont 3 significatives, si l'indicateur est le ROS.

3. Les résultats sont les suivants pour les autres indicateurs : 8 fois sur 19, dont 4 significatives, si l'indicateur est Résultat courant/Capitaux propres ; 8 fois sur 19, dont 2 significatives, si l'indicateur est le ROE ; 11 fois sur 19, dont 3 significatives, si l'indicateur est le ROS.

4. Villalonga ([2000], p. 60) obtient des résultats similaires sur son échantillon de 24 firmes espagnoles ; elle n'obtient que 8 résultats positifs et significatifs.

Tableau 3. Test de l'effet dynamique de la privatisation (modèle 1) sur la rentabilité économique

	Taille	Cycle	R <sup>2</sup> ajusté	
	<b>2,162E-06</b> <b>4,42***</b>	<b>1,19</b> <b>3,57***</b>	0,922	
	Constante	T	P	TP
Saint-Gobain	-0,02 -0,57	0,01 0,54	0,01 0,12	-0,01 -0,29
Paribas	<b>-0,13</b> <b>-2,86***</b>	0,00 -0,24	0,09 0,96	-0,02 -0,96
Sogenal	0,05 0,35	-0,01 -0,14	-0,07 -0,23	0,02 0,21
Compagnie générale d'électricité	<b>-0,13</b> <b>-2,73***</b>	-0,01 -0,71	<b>-0,14</b> <b>-2,07**</b>	0,01 0,70
Crédit commercial de France	0,04 0,57	-0,01 -0,37	-0,02 -0,12	0,01 0,21
Havas	0,03 0,28	-0,01 -0,12	0,07 0,37	0,00 -0,05
Société générale	<b>-0,12</b> <b>-2,35**</b>	0,00 -0,06	0,06 0,79	-0,02 -0,91
TF1	<b>-0,31</b> <b>-1,65*</b>	0,07 0,70	0,10 0,25	0,02 0,20
Suez	0,04 0,76	-0,02 -0,84	<b>0,33</b> <b>2,72***</b>	<b>-0,09</b> <b>-2,44**</b>
Crédit local de France	-0,02 -0,25	0,00 0,13	0,03 0,35	-0,01 -0,25
Total	0,03 0,46	<b>-0,07</b> <b>-3,32***</b>	<b>-0,23</b> <b>-3,19***</b>	<b>0,06</b> <b>2,92***</b>
Rhône-Poulenc	0,01 0,18	-0,01 -0,26	0,04 0,64	-0,01 -0,41
Banque nationale de Paris	<b>-0,31</b> <b>-4,18***</b>	-0,02 -1,00	<b>-0,08</b> <b>-1,80*</b>	<b>0,03</b> <b>1,74*</b>
Elf Aquitaine	<b>-0,25</b> <b>-2,56***</b>	<b>-0,05</b> <b>-8,88***</b>	<b>-0,14</b> <b>-2,62***</b>	<b>0,06</b> <b>5,79***</b>
Renault	<b>-0,19</b> <b>-2,38**</b>	<b>-0,05</b> <b>-7,93***</b>	-0,04 -1,02	<b>0,02</b> <b>2,03**</b>
Seita	0,09 0,83	0,04 0,77	0,18 1,06	-0,05 -0,97
Usinor	<b>-0,35</b> <b>-5,98***</b>	<b>0,07</b> <b>3,61***</b>	<b>0,51</b> <b>6,54***</b>	<b>-0,12</b> <b>-5,02***</b>
Pechiney	-0,04 -0,65	-0,03 -1,50	0,08 0,96	0,00 0,15
AGF	<b>-0,12</b> <b>-3,05***</b>	-0,01 -0,98	<b>0,08</b> <b>1,67*</b>	-0,01 -0,67

Remarques : Le chiffre de la première ligne est le coefficient et, celui de la seconde ligne, le t de Student

\* Coefficient significativement différent de 0 à 10 %

\*\* Coefficient significativement différent de 0 à 5 %

\*\*\* Coefficient significativement différent de 0 à 1 %

gain de marge s'est accompagné d'une croissance au moins équivalente des capitaux investis, due à un effort supérieur d'investissement, comme en témoigne la hausse du ratio Investissement/Ventes. L'horizon retenu est vraisemblablement trop court pour que les gains d'efficacité dynamique liés à la privatisation, s'ils existent, aient eu le temps de se produire. Cette interprétation est plausible au vu des résultats de Villalonga ([2000], p. 62, tableau 7), selon lesquels l'effet positif ne se manifeste, de façon significative, que sept à huit ans après la privatisation, tout au moins pour les entreprises espagnoles<sup>1</sup>. D'une certaine façon, ce résultat, même s'il peut conduire à contester les conclusions de la plupart des études portant sur la privatisation, est peu surprenant. Comme le mettent en évidence de nombreux travaux en théorie des organisations, les grandes entreprises sont des systèmes relativement rigides, à forte inertie ; il faut du temps pour que les nouvelles orientations stratégiques, les modifications de structure ou les aménagements de la structure de gouvernance, qui font suite à une privatisation, produisent des effets.

## Modèle 2 : l'explication des effets dynamiques de la privatisation

Même si les effets dynamiques de la privatisation sont rarement significatifs, il reste intéressant, pour mieux les comprendre, de tester l'influence des variables (contextuelles, organisationnelles et de gouvernance, de leviers stratégiques) sur l'efficacité dynamique, en proposant un second modèle de régression dont elle constitue la variable expliquée. L'introduction de cette variable, mesurée à partir des estimations des pentes de la variable PT, pour chaque entreprise, obtenues dans le modèle 1, oblige à recourir à un modèle de régression estimé à partir des moindres carrés pondérés (annexe 2). La pondération s'effectue, pour chaque entreprise, sur la base de l'inverse de l'écart type des erreurs de cette variable expliquée (Saxonhouse [1976]).

Le modèle 2 s'écrit de la manière suivante :

$$\text{VARPERF}_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k V_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

avec

$\text{VARPERF}_i$  la valeur de la pente de la variable PT dans le modèle 1, pour la firme  $i$ .

$V_{ik}$  la valeur de la  $k^{\text{ème}}$  variable explicative pour l'entreprise  $i$ .

$\beta_k$  le coefficient associé à la  $k^{\text{ème}}$  variable explicative.

Un premier travail exploratoire a conduit à éliminer des variables de nature contextuelle telles que les variables *Cycle0*, *Vague1*, *Industrie* ou *CAC*, soit parce qu'elles n'étaient pas significatives, soit parce qu'elles entraînaient de sérieux problèmes de multicolinéarité. Précisons, cependant, qu'on n'a pu mettre en évidence d'effet significatif de ces variables sur la rentabilité, la seule excep-

1. Si on reconduit le test effectué par Villalonga sur les données françaises, on ne trouve aucun effet temporel significatif pour les années - 3 à + 3. Si cet effet se produit, il survient donc après l'année + 3.

tion étant constituée par la variable liée au déficit public. Après avoir éliminé l'essentiel des problèmes dus à la multicolinéarité, on obtient le modèle suivant qui confirme la dépendance de l'efficacité dynamique par rapport à certaines des variables proposées<sup>1</sup>.

Tableau 4. *Un modèle explicatif de l'efficacité dynamique (rentabilité économique)*

Observations	F(5,13)	R <sup>2</sup> R <sup>2</sup> ajusté <sup>2</sup>
19	5,865 <i>p</i> < 0,0047***	0,693 0,575
Constante	0,5197	2,51**
Act1	0,0013	4,19***
Etrang0	0,1292	3,62***
Deppib0	- 0,0259	- 2,77***
Capirel	0,0365	3,23***
Difinter	- 0,1266	- 2,39**

\* Coefficient significativement différent de 0 à 10 %

\*\* Coefficient significativement différent de 0 à 5 %

\*\*\* Coefficient significativement différent de 0 à 1 %

Rappel : *Act1* – part du plus gros actionnaire dans le capital après la privatisation ; *Etrang0* – part des investisseurs étrangers dans le capital après la privatisation ; *Deppib0* – le ratio dépenses publiques/PIB l'année de la privatisation ; *Capirel* – le recours au financement par augmentation de capital en numéraire par rapport au montant des capitaux propres ; *Difinter* – l'internationalisation du chiffre d'affaires après la privatisation (variation absolue du pourcentage des ventes à l'étranger).

Les entreprises privatisées, lorsque le déficit public était important, semblent avoir éprouvé davantage de difficultés à redresser leur rentabilité économique. Une première explication serait de prétendre, au vu de la corrélation négative assez forte entre cet indicateur et le taux de croissance du PIB, que cette moindre efficacité s'explique par le positionnement de la privatisation par rapport au cycle. Cependant, cette explication ne peut être retenue car la mesure de l'efficacité dynamique a été obtenue à partir d'une régression pour laquelle les effets du cycle avaient été éliminés. Une explication possible peut éventuellement être trouvée en invoquant un concours moins important de l'État actionnaire au cours de ces périodes.

1. Le coefficient de corrélation le plus élevé entre les variables retenues dans le modèle présenté est de - 0,42 entre *Capirel* et *Etrang0*. Les coefficients de tolérance sont assez éloignés de 0 et la matrice *sweep* ne révèle pas de multicolinéarité forte. La régression *Ridge* (avec des coefficients lambda de 0,001 et 0,005) ne modifie pas sensiblement les résultats obtenus. Par ailleurs, une étude fondée sur le ratio de Cook n'a pas mis en évidence de points aberrants, selon les normes habituelles. Ces tests effectués également pour le modèle de régression portant sur la variable de rentabilité des capitaux propres n'ont pas donné de résultats différents.

2. Les R<sup>2</sup> indiqués sont ceux calculés par le logiciel Statistica, qui applique une correction aux R<sup>2</sup> issus directement de la méthode des moindres carrés pondérés, cette dernière conduisant à une surestimation. Villalonga (tableau 6, note *i*) préconise une autre méthode de correction des R<sup>2</sup>. Celle-ci consiste à les obtenir en régressant la variable dépendante non transformée sur les valeurs prédites par un modèle de régression fondé sur les coefficients de régression issus de la régression pondérée et sur les variables indépendantes non transformées. Avec ce type d'estimation, le R<sup>2</sup> serait de 0,340 et le R<sup>2</sup> ajusté de 0,301.

Si le niveau de performance initial (*Reco0*) n'apparaît pas dans le modèle présenté, il faut préciser qu'il exerce, considéré isolément, un effet significatif et négatif sur l'efficacité dynamique. Conformément à l'intuition, plus le niveau de performance initial est élevé, plus l'entreprise éprouve des difficultés pour améliorer sa performance.

L'augmentation de la rentabilité économique, après la privatisation, semble dépendre de façon significative des pourcentages de capital détenus par le principal actionnaire et par les actionnaires étrangers. Si, au vu de la théorie de la gouvernance, ces résultats paraissent peu surprenants, puisqu'ils traduisent *a priori* les effets positifs de la discipline exercée par un actionnariat concentré ou par un actionnariat étranger, le fait que le principal actionnaire reste souvent l'État – ce qui corrobore le résultat trouvé par D'Souza et al. [2000] selon lequel cette présence conduit à un accroissement de la performance plus important après la privatisation<sup>1</sup> –, infirme l'hypothèse de l'influence systématiquement néfaste de l'actionnaire public sur la performance. Les privatisations qui s'accompagneraient d'un désengagement progressif de l'État présenteraient un meilleur potentiel de redressement. L'influence favorable de l'actionnariat étranger peut éventuellement être due aux contraintes de gouvernance traditionnellement liée à l'internationalisation (adoption des normes internationales).

Une fois privatisées, les entreprises sont censées disposer d'une latitude stratégique supérieure devant leur permettre d'être plus compétitives. Parmi les leviers d'efficacité figurent, notamment, des possibilités accrues de faire appel au marché financier, en lançant des augmentations de capital et de développer l'activité à l'étranger.

La variable *Capirel* – recours au financement par augmentation de capital en numéraire de 0 à +3 par rapport au montant des capitaux propres – a une influence favorable sur l'évolution du taux de rentabilité économique, liée vraisemblablement à la flexibilité apportée par ce mode de financement.

En revanche, le coefficient de la variable *Difinter* (l'internationalisation du chiffre d'affaires après la privatisation mesurée par la variation absolue du pourcentage des ventes à l'étranger), associée au développement international, est négatif. Plus une entreprise augmente la part de son activité à l'international, plus elle semble rencontrer de difficultés pour accroître sa rentabilité économique. Ce résultat contre-intuitif – le développement à l'international est censé être un facteur de compétitivité – peut recevoir plusieurs explications. D'une part, il est possible que ce résultat soit associé à l'important effort d'investissement souvent nécessaire à ce développement. Dans ce cas, le signe négatif ne serait que provisoire – l'horizon considéré n'est que de trois ans après la privatisation – et trouverait son origine dans le délai de réponse de l'investissement. D'autre part, un fort développement international peut signifier que le marché de l'entreprise considéré est mondial et que son caractère concurrentiel est particulièrement prononcé. Cette intensité de la concurrence impliquerait une rentabilité plus faible.

---

1. D'Souza et al. ([2000], p. 20 et tableau 11) trouvent que 1 % de propriété étatique supplémentaire conduit à un accroissement de la profitabilité de 1,62 %. Dans le même esprit, Verbrugge et al. [1999, p. 31] mettent en évidence que la performance, dans le secteur bancaire, s'améliore même si l'État conserve une part significative du capital. Inversement, Ehrlich et al. [1994] montrent qu'un gain de productivité n'apparaît que si la privatisation est totale dans le secteur du transport aérien.

Le fait que de nombreuses variables, susceptibles d'influencer l'efficacité dynamique, n'apparaissent pas dans le modèle final, ne signifie pas qu'elles ne soient pas pertinentes économiquement. En raison des liens économiques et financiers entre certaines variables, il existe des effets d'imbrication et de corrélation, qui conduisent à une exclusion de certaines variables du modèle de régression<sup>1</sup>. Ainsi, la variable représentant la politique de dividende (*Vardiv*) est corrélée à 0.70 avec la variable *Act1* (la part dans le capital de l'actionnaire le plus important après la privatisation) et à - 0.51 avec la variable *Etrang0* (la part des investisseurs étrangers dans le capital après la privatisation) ; la structure de l'actionariat semble fortement conditionner cette politique.

Afin d'apprécier la robustesse des résultats obtenus, la même démarche a été appliquée à la rentabilité des fonds propres, en retenant l'indicateur Résultat courant/Capitaux propres. Le tableau 5 fournit les résultats obtenus pour ce deuxième indicateur, après avoir également éliminé les variables engendrant une trop forte multicollinéarité.

Tableau 5. Un modèle explicatif de l'efficacité dynamique  
(Résultat courant/Capitaux propres)<sup>2</sup>

Observations	F(4,14)	R <sup>2</sup> R <sup>2</sup> ajusté <sup>3</sup>
19	7,28 <i>p</i> < 0,0022***	0,675 0,582
Constante	1,2606	2,94***
Act1	0,0026	2,87***
Etrang0	0,2471	2,19**
Deppib0	- 0,0612	- 3,21***
Difinter	- 0,3055	- 1,92**

\* Coefficient significativement différent de 0 à 10 %

\*\* Coefficient significativement différent de 0 à 5 %

\*\*\* Coefficient significativement différent de 0 à 1 %

Rappel : *Act1* – part du plus gros actionnaire dans le capital après la privatisation ; *Etrang0* – part des investisseurs étrangers dans le capital après la privatisation ; *Deppib0* – le ratio dépenses publiques/PIB l'année de la privatisation ; *Difinter* – l'internationalisation du chiffre d'affaires après la privatisation (variation absolue du pourcentage des ventes à l'étranger).

Les variables sont identiques<sup>4</sup> à celles qui figurent dans le modèle précédent (à l'exception de la variable *Capirel* traduisant le recours aux augmentations de

1. Toutefois, l'évaluation de coefficients de rangs de Spearman sur les variables jugées pertinentes économiquement fait apparaître peu de corrélations significatives à l'exception d'une corrélation positive (0.437) et significative (au seuil de 10 %) entre l'indicateur d'efficacité dynamique et la part du principal actionnaire après la privatisation.

2. Les résultats sont similaires avec Résultat net/Capitaux propres (R<sup>2</sup> 0,717 ; R<sup>2</sup> ajusté 0,636 ; Constante 0,349 (1,58) ; *Etrang0* 0,314 (3,534) ; *Act1* 0,0035 (4,12), *Difinter* - 0,393 (- 2,834) ; *Deppib0* - 0,020 (- 2,158)).

3. Les R<sup>2</sup> recalculés pour éliminer l'incidence des moindres carrés pondérés sont les suivants : R<sup>2</sup> 0,474 ; R<sup>2</sup> ajusté 0,443 (voir note 2, p. 811).

4. Précisons que, pour cet indicateur de performance, les entreprises privatisées de la vague 1 ont une efficacité dynamique significativement plus faible (signe négatif de la variable *Vague1*), ce qui confirmerait la présomption selon laquelle ce sont les sociétés les plus rentables qui ont été privatisées en premier.

capital). Si les signes sont identiques, les coefficients sont plus élevés ce qui indique que la rentabilité des capitaux propres réagit davantage en dynamique, aux variations des variables retenues.

## CONCLUSION

Au terme de ces développements, peut-on conclure que la privatisation a permis d'améliorer la performance des entreprises françaises ? En première analyse, l'examen sommaire des principaux indicateurs, effectué à partir des moyennes et des médianes, révèle des évolutions substantielles. Les sociétés privatisées ont vu, en moyenne, leur rentabilité économique et financière, leur ROS et leur productivité augmenter. Par ailleurs, elles ont fait des efforts d'investissement, et leur politique de financement s'est orientée vers davantage d'auto-financement et une réduction de l'endettement. Si l'emploi peut être considéré comme stable en moyenne, la part de l'activité à l'étranger s'est accrue. Enfin, les actionnaires se sont vu attribuer une part supérieure du résultat. Un examen plus approfondi et plus critique de ces résultats montre, cependant, que la plupart de ces évolutions *ne sont pas statistiquement significatives*, notamment en termes de performance et qu'en outre certaines d'entre elles se sont produites avant la privatisation.

L'ambiguïté de ces résultats a été renforcée par les conclusions issues de l'étude des effets statiques et dynamiques de la privatisation pour chaque firme. La privatisation n'a eu un effet favorable sur la performance que pour une très faible minorité des firmes privatisées. Le plus souvent, l'effet n'est pas significatif et, s'il l'est, il conduit autant à conclure que la privatisation entraîne une perte d'efficacité que l'inverse. Les résultats obtenus pour les différents modèles explicatifs de l'efficacité dynamique confirment, au moins en partie, les hypothèses avancées pour tenter de comprendre le processus de privatisation. Il semble notamment que la structure de propriété (le poids de l'actionnaire principal, celui de l'actionnariat étranger) et les infléchissements de la stratégie permis par la privatisation aient une incidence sur l'évolution de la rentabilité. Ces résultats sont cependant à prendre avec prudence en raison de la faible taille de l'échantillon et des phénomènes de multicolinéarité résiduels pouvant les affecter.

Ces résultats, très nuancés, conduisent-ils à contester le bien-fondé des différents programmes de privatisations entrepris sur le plan international, et plus spécifiquement français et, de façon liée, à rejeter les justifications traditionnelles des privatisations, assises, en particulier, sur la théorie de la gouvernance des entreprises ? Nous ne le pensons pas.

Indépendamment du fait qu'il est plus difficile d'améliorer la performance des entreprises privatisées dans les pays développés où la gestion publique, même si elle a connu certaines défaillances, pouvait être qualifiée de relativement performante, comme en témoigne le bilan ambigu des entreprises publiques françaises, il est vraisemblable que ce n'est pas tant la pertinence des programmes de privatisation et des théories qui les fondent qui doit être soupçonnée, que les instruments utilisés pour en mesurer les effets. Il est difficilement qu'il soit nécessaire, dans un environnement concurrentiel global, de doter

les entreprises des possibilités stratégiques dont disposent leurs concurrentes étrangères et cette nécessité était reconnue par la plupart des dirigeants des entreprises publiques françaises avant la privatisation. Il est également difficilement contestable, au vu des crises auxquelles ont été confrontées certaines entreprises publiques, que le système de gouvernance public connaît, vraisemblablement, davantage de dysfonctionnements en raison des interférences avec la sphère politique et du caractère souvent peu élaboré et confus du contrôle qu'il permet, comme l'a mis en évidence, en France, l'exemple du Crédit lyonnais (Charreaux [1997]).

L'ambiguïté des résultats semble donc à rechercher dans les méthodes employées pour mesurer l'effet de la privatisation sur la performance. Il semble, en particulier, que les études quantitatives traditionnelles aient des difficultés à rendre compte de cet effet. Outre les problèmes de pertinence et de fiabilité des mesures de performance, ces études sont confrontées à de multiples difficultés liées à la complexité du processus de privatisation, à sa dimension temporelle qui dépasse souvent les horizons retenus et à son caractère contingent, par rapport au contexte économique-politique ou réglementaire, ainsi qu'au statut même – le caractère public étant plus ou moins prononcé – des entreprises publiques avant la privatisation. L'imbrication des variables, l'existence vraisemblable d'effets de seuils ou plus généralement de non-linéarités, même s'il existe des méthodes pour corriger ou prendre en compte ces effets, conduisent à n'accorder qu'une confiance limitée aux résultats obtenus par les études économétriques traditionnelles.

Au vu de ces critiques, il semble que, pour tester les théories de la privatisation et mieux comprendre les effets de cette opération sur la performance, il faille, au moins de façon complémentaire, recourir à des études cliniques qualitatives qui semblent mieux adaptées pour apprécier les changements portant sur les processus à l'origine de la formation de la performance. De telles études, d'utilisation courante dans certains champs de la théorie des organisations, peuvent vraisemblablement permettre de mieux cerner l'incidence des effets contextuels et de mieux comprendre comment les modifications des systèmes de gouvernance et les adaptations de l'architecture organisationnelle associées à la privatisation permettent d'améliorer la performance.

### RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BIDDLE G.C., BOWEN R.M. et WALLACE J.S. [1997], « Does EVA Beat Earnings? Evidence on Associations with Stock Returns and Firm Values », *Journal of Accounting and Economics*, 24, décembre, p. 301-336.
- BORTOLOTTI B., FANTINI M. et SINISCALCO D. [2000], *Privatisations and Institutions: A Cross-Country Analysis, Working Paper*, Fondazione ENI-Enrico Mattei (FEEM), Milan, CESifo Working Paper Series n° 375, novembre, [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=254954#PaperDownload](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=254954#PaperDownload).
- CHARREAUX G. [1997], « L'entreprise publique est-elle nécessairement moins efficace ? », *Revue française de gestion*, 115, septembre-octobre, p. 38-56.
- D'SOUZA J., MEGGINSON W.L. et NASH R. [2000], *Determinants of Performance Improvements in Privatized Firms: The Role of Restructuring and Corporate Governance*, University of Oklahoma, Working Paper, mars, [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=243186#PaperDownload](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=243186#PaperDownload).

- DEWENTER K., MALATESTA P.H. [1997], « Public Offerings of State-Owned And Privately-Owned Enterprises: An International Comparison », *Journal of Finance*, 52 (4), septembre, p. 1659-1679.
- DEWENTER K. et MALATESTA P.H. [2001], « State-Owned and Privately-Owned Firms: An Empirical Analysis of Profitability, Leverage, and Labour Intensity », *American Economic Review*, 91 (1), mars, p. 320-334.
- EHRlich I., GALLAIS-HAMONNO G., LIU Z. et LUTTER R. [1994], « Productivity Growth and Firm Ownership: An Analytical and Empirical Investigation », *Journal of Political Economy*, 102 (15), p. 1006-1038.
- GATHON H.J. et PESTIEAU P. [1996], « Le déficit de performance des entreprises publiques. Une question de propriété ou de concurrence ? », *Revue économique*, 47 (6), novembre, p. 1225-1238.
- JONES S.L., MEGGINSON W.L., NASH R.L. et NETTER J.M. [1999], « Share Issue Privatizations as Financial Means to Political and Economic Ends », *Journal of Financial Economics*, 53, p. 217-253.
- KOLE S.R. et LEHN K.M. [1999], « Deregulation and the Adaptation of Governance Structure: The Case of the US Airline Industries », *Journal of Financial Economics*, 52, p. 79-117.
- LEVICH R.M. et HUANG Q. [2003], « Underpricing of New Equity Offerings by Privatized Firms: An International Test », *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 6 (1), février, p. 1-30.
- MADDALA G.S. [1977], *Econometrics*, McGraw-Hill.
- MEGGINSON W.L. [2000], *Sample Firms Privatized Through Public Share Offerings, 1961-August 2000*, University of Oklahoma, <http://faculty-staff.ou.edu/M/William.L.Megginson-1>.
- MEGGINSON W.L., NASH R.C. et VAN RANDENBORGH M. [1994], « The Financial and Operating Performance of Newly Privatized Firms: An International Empirical Analysis », *Journal of Finance*, 59 (2), juin, p. 403-452.
- MEGGINSON W.L. et NETTER J.M. [2001], « From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization », *Journal of Economic Literature*, 39 (2), juin, p. 321-389.
- OCDE [2000], « Recent Privatisations Trends », *Financial Market Trends*, 76, juin.
- SAXONHOUSE G.R. [1976], « Estimated Parameters as Dependent Variables », *American Economic Review*, 66 (1), p. 178-183.
- VERBRUGGE J.A., MEGGINSON W.L. et OWENS W.L. [1999], *State Ownership and the Financial Performance of Privatized Banks: An Empirical Analysis*, Working Paper, World Bank/Federal Reserve Bank of Dallas Conference on Banking Privatizations, mars.
- VILLALONGA B. [2000], « Privatization and Efficiency: Differentiating Ownership Effects from Political, Organizational, and Dynamic Effects », *Journal of Economic Behavior & Organization*, 42, p. 43-74.
- ZELLNER A. [1962], « An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test of Aggregation Bias », *Journal of the American Statistical Association*, 58, p. 500-509.

## ANNEXE 1

## LISTE DES SOCIÉTÉS PRIVATISÉES INCLUSES DANS L'ÉTUDE

	Date de privatisation	Montant de l'opération (millions FRF)	% État avant	% État après
Saint-Gobain	novembre 1986	13 500	100	0
Paribas	janvier 1987	17 500	100	0
Sogenal	mars 1987	1 500	100	0
Compagnie générale d'électricité	mai 1987	11 560	100	0
Crédit commercial de France	avril 1987	4 400	100	0
Havas	mai 1987	2 410	100	0
Société générale	juin 1987	21 500	100	0
TF1	juin 1987	1 240	100	0
Suez	octobre 1987	15 641	100	0
Crédit local de France	juin 1993	2 040	51	20
Total Sa	juillet 1992	5 400	34	15
Rhône-Poulenc	novembre 1993	564	43	0
Banque nationale de Paris	octobre 1993	4 920	100	40
Elf	février 1994	40 500	51	13
Renault	novembre 1994	14 000	80	50
Seita	février 1995	6 500	100	13
Usinor	juillet 1995	23 500	100	8
Péchiney	décembre 1995	8 000	100	44
AGF	mai 1996	10 000	100	0

## ANNEXE 2

## ASPECTS ÉCONOMÉTRIQUES

## Méthode SUR (Seemingly Unrelated Regressions) d'estimation du modèle 1

Le modèle 1 est de la forme :

$$\text{PERF}_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}^* T_{it} + \beta_{2i}^* P_{it} + \beta_{3i}^* TP_{it} + \beta_4^* \text{taille}_{it} + \beta_5^* \text{cycle}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Cette construction du modèle (1) permet d'obtenir un coefficient unique pour l'effet taille ( $\gamma_1$ ), et pour l'effet cycle ( $\gamma_2$ ) quelle que soit l'entreprise. On suppose que les effets associés à la taille et au cycle économique sont identiques pour toutes les entreprises. En revanche, les effets de T, P et TP sont spécifiques à chaque firme et  $\beta_k$  ( $k = 1, \dots, 19$ ) est le sous-vecteur spécifique à la firme  $k$ . Cette construction permet de traduire la structure en données de panel de l'échantillon. Une telle représentation oblige à corriger l'hétéroscédasticité apparaissant dans la structure de la matrice de variances-covariances. Dans ce cas, l'estimation des coefficients de régression se fait au moyen du modèle à effets fixes

qui permet de faire varier la constante et certains coefficients de variables explicatives pour chaque entreprise. On a alors recours à la méthode SUR<sup>1</sup> (*Seemingly Unrelated Regression*) proposée par Zellner [1962], qui consiste à calculer des estimateurs des moindres carrés doubles. Selon cette méthode, on estime dans un premier temps le modèle (modèle 1) par les moindres carrés ordinaires. Le vecteur des résidus d'échantillonnage issu de l'application des MCO est alors calculé. Il est de la forme suivante :

$$E = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \dots \\ \varepsilon_{19} \end{bmatrix} \quad \text{où} \quad \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,1} \\ \dots \\ \varepsilon_{i,7} \end{bmatrix} \quad (i = 1, \dots, 19)$$

La matrice des variances covariances se construit ensuite de la façon suivante :

Les éléments diagonaux sont de la forme :  $s_{ii} = \frac{\varepsilon_i' \varepsilon_i}{n - k_i}$

Les éléments non diagonaux sont de la forme :  $s_{ij} = \frac{\varepsilon_i' \varepsilon_j}{\sqrt{(n - k_i)} \sqrt{(n - k_j)}}$

L'estimateur des MCG (moindres carrés généralisés) peut alors se calculer à l'aide, entre autres, de la matrice des variances-covariances estimée. Il est possible, de plus, d'introduire dans les éléments de la diagonale une correction formelle de l'hétéroscédasticité à partir d'une pondération supplémentaire.

## Méthode des moindres carrés pondérés d'estimation du modèle 2

Le modèle 2 est de la forme :

$$\text{VARPERF}_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k V_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Le problème dans ce modèle réside dans le fait que les valeurs de la variable proviennent de l'estimation des pentes de régression dans le modèle 1. L'imprécision de cette mesure – la précision de la mesure variant selon les observations – nécessite une correction qui s'effectue par les moindres carrés pondérés (Saxonhouse [1976]).

La méthode des moindres carrés pondérés peut être mise en œuvre de deux manières différentes :

1. La division de toutes les variables (expliquée et explicatives), ainsi que la constante, associées à une même observation (entreprise) *i* par l'écart type estimé des résidus correspondant à cette entreprise dans le modèle 1 ;

1. Le recours à la méthode SUR se justifie en présence d'une structure particulière des erreurs. Il faut simultanément qu'il n'y ait pas d'autocorrélation et qu'il y ait, en revanche, présence d'hétéroscédasticité (voir Maddala [1977], p. 331). La taille de l'échantillon ne permet pas de faire un test significatif de l'autocorrélation, et de l'hétéroscédasticité. À l'instar de Villalonga (p. 58, note 18), il est possible de prétendre que l'absence d'autocorrélation peut se justifier par l'introduction du cycle comme variable de contrôle commune. De même, on peut également considérer l'hypothèse d'hétéroscédasticité comme plausible selon plusieurs arguments : (1) la différence entre les tailles des variances des résidus ; (2) la présence vraisemblable d'effets sectoriels liés notamment aux sociétés appartenant au secteur bancaire ; (3) l'alignement des observations temporelles de chaque firme relativement à la date de la privatisation, ce qui implique que l'année 0 peut correspondre à des dates différentes selon la firme. Un tel alignement conduit à supposer que tout facteur inobservable dû à la privatisation affectera les différentes firmes de façon liée.

2. La pondération des éléments de la diagonale de la matrice de variances-covariances par la variance estimée des résidus correspondants. Le  $i^{\text{ème}}$  élément de la diagonale est égal à la variance des résidus de la  $i^{\text{ème}}$  entreprise dans le modèle 1.

### ANNEXE 3

#### MESURES DES VARIABLES EXPLICATIVES DU MODÈLE 2

- Le contexte de la privatisation

Taux de croissance du PIB l'année de la privatisation	Cycle0
Appartenance à la première ou la seconde vague de privatisation	Vague1
Le ratio dépenses publiques/PIB l'année de la privatisation	Deppib0
Le montant des dépenses publiques l'année de la privatisation	Deppub0
La nature du secteur : industrie – médias contre banque – assurance	Industrie

- Les caractéristiques organisationnelles et de gouvernance de la société

La performance initiale de la société	Reco0
L'intensité capitalistique au moment de la privatisation (Total Actif/Effectif)	Capint0
La complexité organisationnelle mesurée par :	
– l'effectif initial	Effect0
– le degré d'internationalisation	Interna0
La part de l'État dans le capital après la privatisation	État0
La part des investisseurs étrangers dans le capital après la privatisation	Etrang0
La part des salariés dans le capital après la privatisation	Salarié0
La part du plus gros actionnaire après la privatisation	Act1
Appartenance au CAC 40 entre 0 et + 3	CAC
Taux de distribution (dividendes/bénéfice) En variation absolue	Vardiv (Div/Ben0 - Div/Ben3)

- Les leviers d'efficacité

L'internationalisation du chiffre d'affaires après la privatisation (% des ventes à l'étranger) En variation absolue	Difinter (Interna3-Interna0)
Le recours au financement par augmentation de capital en numéraire (de 0 à +3) Par rapport au montant des capitaux propres	Capirel
Par rapport à l'investissement	Capinv
Le recours à la croissance externe (Immobilisations financières/Total immobilisations) En variation absolue	Varimfi (Immofi3 - Immofi0)