

Article

« Conférence François-Albert Angers (1999). Enchères : théorie économique et réalité »

Jean-François Richard

L'Actualité économique, vol. 76, n° 2, 2000, p. 173-198.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602320ar>

DOI: 10.7202/602320ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

ENCHÈRES : THÉORIE ÉCONOMIQUE ET RÉALITÉ

Jean-François RICHARD
Université de Pittsburgh

RÉSUMÉ – Cet article présente une synthèse de travaux relatifs aux modèles empiriques de la théorie des jeux. Les principaux sujets abordés sont : modèles structurels, identification, solutions d'équilibre, résolution par simulation de Monte-Carlo, estimation et applications.

ABSTRACT – This article presents a synthesis of contributions relative to empirical game theoretic models. The main topics which are discussed are: structural models, identification, equilibrium solutions, resolution by Monte-Carlo simulation, estimation and applications.

INTRODUCTION

L'objectif de cet article est de présenter une synthèse non technique de mes travaux des dix dernières années relatifs à la résolution et à l'estimation de modèles empiriques de la théorie des jeux avec un accent tout particulier sur les enchères. Je me base principalement sur les articles suivants : Armantier *et al.* (1999), Baldwin *et al.* (1997), Florens *et al.* (1997), Florens *et al.* (1999), Kagel et Richard (1999), Marshall *et al.* (1994), auxquels le lecteur intéressé se reportera pour une analyse plus détaillée. Afin de replacer ces travaux dans le contexte plus large de la littérature relative aux modèles empiriques d'enchères, le lecteur pourra utilement consulter l'article de synthèse de Laffont (1997) où sont mentionnées de nombreuses références importantes tant sur le plan théorique qu'économétrique.

Les mécanismes d'enchères (et d'appels d'offre) ont une longue histoire et sont présentement utilisés pour une large gamme de transactions. Me limitant aux applications auxquelles je me suis personnellement intéressé, je citerai ici les enchères de spectres (FCC, USA), les adjudications du Département de la défense en matière d'équipement informatique (USA), les adjudications de coupes forestières dans la région Pacifique Nord-Ouest (USA), ainsi que le phénomène en pleine expansion des enchères sur Internet (plus de 2 000 000 d'objets par semaine sur le seul site *ebay*).

Il existe une grande variété de procédures d'enchères. Dans l'analyse qui suit, je m'intéresserai particulièrement aux enchères de premier prix (les participants

soumettent leur enchère sous pli scellé; le participant ayant soumis l'enchère la plus élevée emporte l'objet pour un prix égal à son enchère). Les enchères de premier prix illustrent parfaitement les difficultés conceptuelles et techniques auxquelles l'économètre doit faire face. Les méthodes décrites ci-dessous s'appliquent à une large gamme de modèles empiriques de jeux, mais j'évite de nombreuses distinctions fastidieuses en me référant aux enchères de premier prix.

L'environnement stratégique étroitement contrôlé des procédures d'enchères se prête bien à l'analyse. De nombreux économistes considèrent la théorie des enchères comme étant un des grands triomphes de l'analyse économique moderne. Parmi les résultats classiques, le théorème d'équivalence des revenus mérite une mention toute particulière. Il établit que sous des hypothèses appropriées, une large gamme de procédures d'enchères utilisées pour la vente d'un objet isolé produisent la même espérance de revenu pour le vendeur. Voir, à ce sujet, l'article pionnier de Riley et Samuelson (1981).

L'intérêt des économètres pour les applications empiriques des modèles d'enchères s'explique aisément par la disponibilité de riches ensembles de données qui, une fois résolues les difficultés conceptuelles et techniques dont les principales sont analysées ci-dessous, offrent des possibilités exceptionnelles de tester si les comportements observés dans la pratique des enchères supportent ou non l'analyse économique. Le reste de mon article est organisé comme suit. Dans la première section, je justifie le concept de modèles structurels d'enchères; identification et solutions d'équilibre sont introduites à la section 2, illustrées par un exemple empirique à la section 3 et par une expérience de laboratoire à la section 4. J'introduis, à la section 5, un concept opérationnel d'équilibre contraint et montre, à la section 6, comment calculer de tels équilibres par simulation de Monte-Carlo. À la section 7, je propose un principe générique d'estimation pour modèles structurels de jeux. Je discute, à la section 8, plusieurs applications empiriques auxquelles j'ai été associé. Conclusions et voies de recherche future sont présentées à la dernière section.

1. MODÉLISATION STRUCTURELLE

La pierre d'angle de toute théorie des enchères est constituée par la reconnaissance de comportements stratégiques de la part des participants. Ce sont précisément ces comportements que le théoricien cherchera à représenter par des hypothèses plus ou moins fortes de rationalité. Parmi les comportements qui ont retenu l'attention des analystes, je citerai les suivants : les enchérisseurs cherchent à maximiser leur espérance de profit en soumettant des enchères inférieures à leur estimation (privée) de la valeur de l'objet mis en vente; ils exploitent les informations disponibles relatives à cette valeur et, par corollaire, cherchent à protéger toute information privée dont ils disposent; ils cherchent, le cas échéant, à coordonner leurs enchères à travers divers mécanismes (illégaux!) de collusion. Les commissaires priseurs eux-mêmes se doivent d'être stratégiques : ils choisissent les règles d'enchères les plus appropriées au contexte de

la vente; ils utilisent des prix de réserve (généralement secrets) en dessous desquels les objets ne seront pas vendus (publiquement, tout au moins, car une non-adjudication peut être suivie par une transaction privée); lors d'enchères orales, ils cherchent à créer une atmosphère incitant à la surenchère; parfois, ils font appel à des enchérisseurs fictifs pour faire monter les enchères, quitte à se prévaloir des règles relatives aux « disputes » pour rouvrir les enchères, le cas échéant, à moins qu'ils ne cherchent à créer l'illusion d'une vente dans les cas où un pourcentage trop élevé de non-ventes pourraient nuire à leur réputation.

La théorie des enchères va chercher à rationaliser les comportements observés sous des hypothèses simplificatrices. En ce qui me concerne, tout au moins, un des aspects les plus intéressants de la théorie consiste à analyser la robustesse comparée de différents mécanismes d'enchères relativement à des déviations des hypothèses standards (aversion pour le risque, asymétrie, collusion, etc.). Le fait même que les participants se comportent de façon stratégique a une conséquence primordiale pour l'économètre, à savoir que la distribution (statistique) des enchères observées dépend de façon critique de l'environnement spécifique de chaque vente particulière (prix de réserve, nombre de participants, règles d'adjudication, etc.). Il s'ensuit que cette distribution n'est pas invariante d'une enchère à l'autre. Or, que ce soit pour tester la théorie économique, comparer différentes procédures d'enchère ou encore détecter des « anomalies » de comportement (collusion) et tenter d'y remédier, il est essentiel d'identifier des composantes du comportement des participants qui soient comparables d'une enchère à l'autre. En d'autres mots, il faut recourir à des modèles *structurels* de comportement des participants.

Je me limiterai, dans le cadre de cet article, à ne considérer que le cas d'enchères pour un seul objet, ce qui me permet d'ignorer les complications additionnelles, et souvent non résolues sur le plan théorique, liées à la dynamique d'enchères successives (ou parfois parallèles) pour des objets multiples. Les méthodes décrites ci-dessous sont en principe généralisables à ces cas plus complexes, mais non sans complications pratiques et/ou numériques.

La construction d'un modèle structurel d'enchères repose généralement sur la décomposition du processus d'enchère en deux étapes clés. Premièrement, les participants forment leur évaluation propre de la valeur de l'objet mis en vente. Ces évaluations individuelles ne sont pas observées directement, tout au moins par les autres participants (certaines règles d'enchères séquentielles peuvent entraîner des révélations indirectes; voir, par exemple, l'article de Kagel et Richard, 1999, dans un contexte expérimental) et ne seront donc pas connues ultérieurement par l'économètre (excepté sous conditions expérimentales où les évaluations individuelles de la valeur d'un objet fictif sont attribuées par tirage aléatoire et enregistrées sur ordinateur pour analyse ultérieure). Deux hypothèses particulières, non mutuellement exclusives, sont couramment utilisées dans la littérature :

- (1) l'hypothèse de *valeur commune* qui attribue à l'objet une valeur intrinsèque commune pour tous, mais non connue des participants, par exemple, une valeur d'exploitation ou de revente (forages pétroliers, bons du Trésor, etc.). Les participants forment alors leur évaluation individuelle de cette valeur commune;
- (2) l'hypothèse de *valeurs privées* qui suppose que chaque participant a une valeur individuelle propre pour l'objet mis en vente. Un exemple typique est celui des ventes de bois sur pied dont la valeur potentielle pour une scierie va dépendre de la technologie spécifique de cette scierie, de son stock, de son carnet de commandes et de nombreux autres facteurs privés. Voir l'article de Baldwin *et al.* (1997) pour une discussion de ce point dans une application particulière.

Quelle que soit celle de ces deux hypothèses qui est retenue pour une application donnée, l'hypothèse centrale d'un modèle structurel d'enchères revient à imposer que c'est la distribution des valeurs individuelles qui est invariante d'une enchère à l'autre (ou à travers différents mécanismes d'enchères). Bien entendu, cette hypothèse présuppose que la distribution en question soit standardisée de façon appropriée afin d'éliminer l'effet de variations observables des caractéristiques des objets mis en vente (typiquement sous la forme de variables exogènes, ce qui revient à dire que c'est la distribution des valeurs *conditionnelle* à ces exogènes qui est supposée fonctionnellement invariante).

La deuxième étape de la modélisation structurelle formalise le processus par lequel un participant va transformer sa valorisation propre pour l'objet mis en vente dans une enchère et ce, au moyen d'une règle de décision (stratégie) appropriée. Il est bien évident que les stratégies utilisées par les participants vont, elles, dépendre de façon critique du contexte et des règles de l'enchère (d'où, précisément, la *non-invariance* d'une distribution des enchères obtenues par transformation de valeurs individuelles, alors même que ces dernières sont obtenues à partir d'une distribution supposée invariante). Par exemple, sous l'hypothèse de valeurs privées et sous enchères de second prix, la théorie prescrit de soumettre une enchère égale à la valeur propre de l'objet selon une logique due à Vickrey (1961). Par contre, pour une enchère de premier prix, il est recommandé de soumettre une enchère inférieure à cette valeur (le calcul précis de cette enchère n'est souvent pas trivial, un point sur lequel je reviendrai dans les sections 5 et 6 ci-dessous).

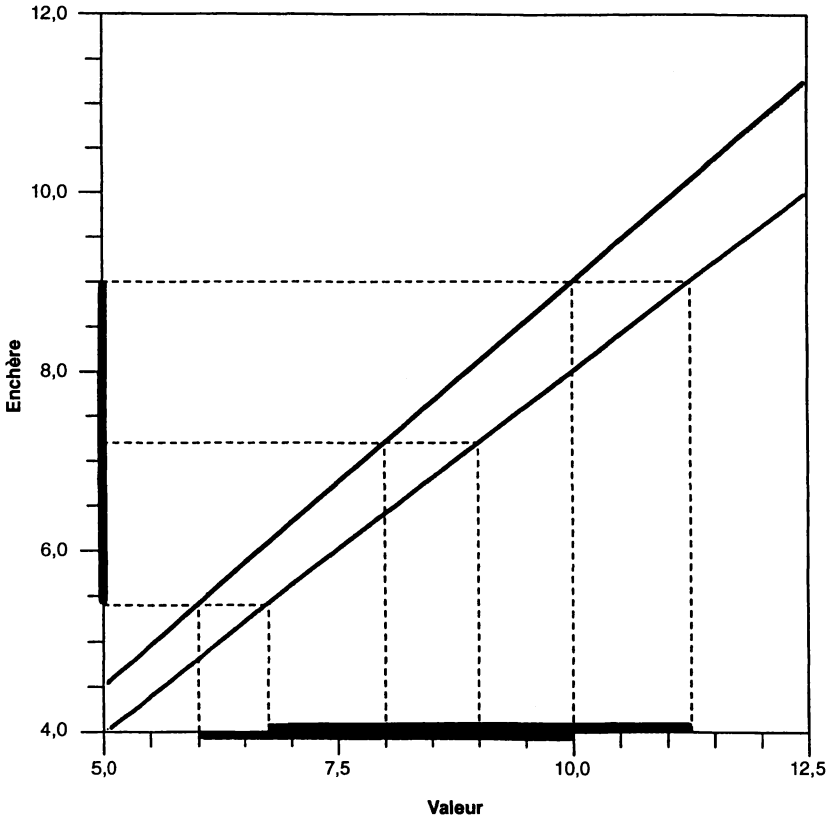
J'utiliserai, de façon générique, la notation F pour représenter la distribution conjointe des valeurs et ϕ pour le vecteur des stratégies individuelles (pouvant se réduire à une stratégie commune à tous les participants sous l'hypothèse dite de symétrie). Un modèle structurel d'enchère est dès lors fondamentalement caractérisé par une paire (F, ϕ) .

2. IDENTIFICATION ET SOLUTIONS D'ÉQUILIBRE

La construction de modèles économétriques d'enchère et, de façon plus générale, de jeux se heurte à une difficulté fondamentale. Au vu de ce qui précède, il est clairement impossible d'estimer conjointement une distribution F pour les valeurs non observables des participants et une forme fonctionnelle ϕ pour les stratégies des joueurs à partir de la *seule* observation des enchères. À la figure 1, j'ai représenté deux modèles structurels (F_1, ϕ_1) et (F_2, ϕ_2) qui engendrent une *même* distribution pour les enchères. F_1 et F_2 sont uniformes sur les intervalles respectifs $(6, 10)$ et $(6,75, 11,75)$. Les formes fonctionnelles respectives de ϕ_1 et ϕ_2 sont données par $\phi_1(x) = 0,9 * x$ et $\phi_2(x) = 0,8 * x$. Dans les deux cas, la distribution G des enchères est uniforme sur l'intervalle $(5,4, 9,0)$. Il sera donc impossible de séparer ces deux modèles structurels sur la seule donnée d'un échantillon d'enchères observées. On dira que ces deux modèles sont équivalents du point de vue des observations. Comme tous les problèmes d'identification, on ne peut résoudre cette indétermination fondamentale qu'en faisant appel à des informations complémentaires à l'échantillon lui-même.

La solution classique à ce problème d'identification consiste à imposer la condition que les stratégies ϕ correspondent à une solution d'équilibre (de Nash) du jeu d'enchère. Sous cette hypothèse, ϕ est entièrement déterminée par F , laquelle reste la seule inconnue du modèle économétrique. L'identification est alors assurée sous des conditions techniques appropriées (voir l'article de Florens *et al.*, 1999). De façon plus spécifique, on supposera que les stratégies individuelles des participants sont des stratégies de « meilleure réponse » à celles de leurs opposants. Il s'agit donc, fondamentalement, d'un argument de point fixe qui, sous des hypothèses souvent non triviales d'existence et d'unicité, impliquent qu'aucun joueur n'a *individuellement* intérêt à dévier de sa stratégie d'équilibre (tant que ses opposants suivent leur propre stratégie d'équilibre). Ceci n'exclut pas qu'un *groupe* de joueurs ne trouve avantageux de dévier conjointement de leurs solutions d'équilibre, par exemple, en formant une coalition. Il convient aussi de mentionner ici qu'il n'existe de solution analytique à ce problème de point fixe que sous des hypothèses très restrictives et que, de façon plus générale, la recherche de solutions d'équilibre pose des problèmes numériques très complexes. Je discuterai ce point important plus en détail dans la section 5 de cet article.

FIGURE 1
IDENTIFICATION



Il est bien évident que l'hypothèse d'équilibre est une hypothèse empiriquement très forte : elle présuppose non seulement que les joueurs soient parfaitement rationnels, mais aussi qu'ils connaissent la distribution F et soient doués d'une puissance de calcul illimitée (deux conditions qui ne sont pas satisfaites par l'économètre!). Il convient aussi d'insister sur le fait que, comme toute restriction d'identification, l'hypothèse d'équilibre ne sera (statistiquement) testable que dans la mesure où elle impose plus de restrictions que strictement nécessaire à l'identification sur la distribution des enchères observées. Autant dire, au vu de la discussion qui précède, que les possibilités de construire des tests de suridentification de l'hypothèse d'équilibre de Nash sont limitées dans la pratique, ce qui contribue à expliquer un intérêt croissant des spécialistes de la théorie des jeux pour l'économie expérimentale. En laboratoire, les valeurs individuelles (pour un objet fictif) sont engendrées par ordinateur et enregistrées parallèlement aux enchères des joueurs, ce qui permet de tester directement l'hypothèse d'équilibre, mais dans des conditions évidemment moins réalistes que celles d'enchères réelles.

De nombreuses expériences de laboratoire, dont une que j'évoquerai ci-dessous, suggèrent que cette hypothèse d'équilibre n'est généralement pas satisfaite tout en laissant entrevoir la possibilité que des joueurs puissent progressivement s'en rapprocher par la pratique de jeux répétés. Voir, à ce sujet, la récente littérature relative aux mécanismes d'apprentissage en économie expérimentale et, en particulier, les articles suivants : Roth et Erev (1995); Erev et Roth (1998); Camerer et Ho (1996, 1998, 1999a et b); McKelvey et Palfrey (1995, 1998) ou Capra *et al.* (1999).

Bien entendu, les théoriciens des jeux sont conscients depuis longtemps des limitations du concept d'équilibre de Nash dans le contexte d'applications réelles et en ont proposé des versions plus faibles de rationalité bornée. Quelques références d'intérêt : Selten (1975), Simon (1987), Binmore (1987), Rosenthal (1989, 1993a et b), Kalai (1991) et Smith (1991). Voir Lipman (1995) pour une synthèse et pour de nombreuses références additionnelles.

Ceci dit, la plupart des modèles économétriques d'enchères qui sont proposés dans la littérature courante (voir l'article de synthèse de Laffont, 1997) restent conditionnels à l'hypothèse forte d'équilibre de Nash, qu'il n'est guère facile de relâcher au vu même de son rôle clé comme condition d'identification. J'évoquerai, en conclusion, des travaux en cours qui tentent d'affaiblir cette hypothèse en modélisant explicitement la possibilité que les participants fassent des erreurs non stratégiques.

3. UN EXEMPLE : APPELS D'OFFRE DANS L'INDUSTRIE SPATIALE FRANÇAISE

La complexité des solutions de Nash est parfaitement illustrée par l'application suivante qui est relative à des appels d'offre pour des équipements de satellites dans l'industrie spatiale française. Le lecteur intéressé peut se référer aux articles de Florens *et al.* (1997), ainsi que d'Armantier *et al.* (1999) pour une analyse plus détaillée de cette industrie, pour les détails de calcul et pour des résultats empiriques additionnels.

Le scénario de base de ces appels d'offre peut se résumer comme suit : il s'agit d'appels d'offre en sous-traitance pour des composantes d'équipement pour satellites; une offre consiste en une proposition technique détaillée et en un prix P_i (l'indice i est utilisé pour désigner un participant arbitraire); les propositions techniques sont ensuite évaluées et résumées sous forme d'un indice de qualité Q_i compris dans l'intervalle $[0, 1]$; les offres avec un indice de qualité inférieure au seuil de qualification Q_0 sont éliminées; la firme avec le rapport qualité/prix le plus élevé reçoit le contrat pour un montant égal à son enchère.

Il s'agit donc bien d'un mécanisme d'enchères de premier prix impliquant qu'afin de réaliser un profit, les participants soumettent des enchères (stratégiquement) supérieures au coût (privé) de l'équipement proposé. On supposera que les firmes annoncent la qualité effective de cet équipement. Cette hypothèse, qui simplifie considérablement la dérivation des solutions d'équilibre de Nash, semble

raisonnable. Compte tenu des exigences très strictes de qualité dans l'industrie spatiale, il est permis de supposer qu'une firme qui surestimerait systématiquement la qualité de ses équipements serait rapidement exclue des procédures d'appels d'offres ultérieures.

On montre alors que la solution symétrique d'équilibre de Nash peut s'écrire comme suit :

$$P_i = Q_i \cdot h\left(\frac{C_i}{Q_i}\right), \text{ ou} \quad (1)$$

$$h(x) = x + \frac{1}{D(x; Q_0)} \cdot \int_x^{\bar{c}/Q_0} D(u; Q_0) \, du, \quad (2)$$

$$D(u; Q_0) = \left[1 - \int_{Q_0}^1 f_Q(v) \cdot F_{C|Q}(uv|v) dv \right]^N - [F_Q(Q_0)]^N \quad (3)$$

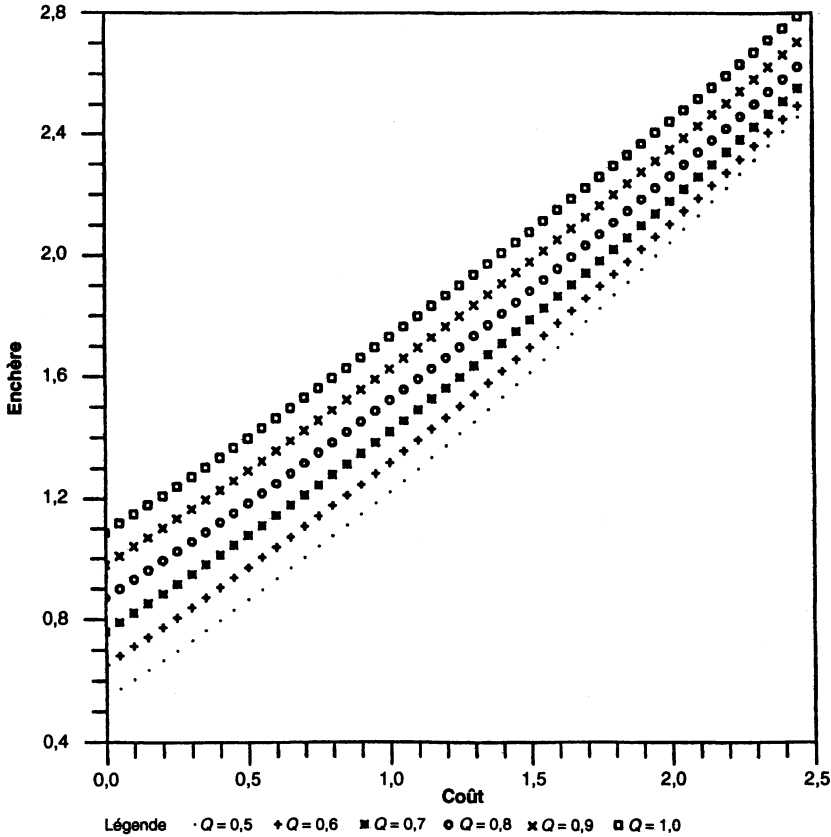
où F_Q représente la (fonction de) distribution de Q_i , f_Q sa densité et $F_{C|Q}$ la distribution de C_i conditionnelle à Q .

Il est bien évident que les participants ne vont pas calculer de telles solutions qui sont particulièrement compliquées, même pour un expert de la théorie des jeux! On remarquera cependant que les graphes de ces solutions sont simples. Je les ai représentés à la figure 2, pour les valeurs estimées des paramètres telles qu'obtenues par Armantier *et al.* (1999), pour un échantillon de 50 observations. L'allure générale de ces graphes suggère que des enchérisseurs expérimentés pourraient être capables de découvrir empiriquement les caractéristiques essentielles de ces solutions d'équilibre de Nash. Certes, les possibilités de tester sur des données réelles les capacités d'apprentissage des participants restent limitées, encore que j'évoquerai, en conclusion, une approche possible à ce problème. Par contre, il est plus facile d'étudier en laboratoire les processus d'apprentissage des joueurs. Une telle expérience est présentée dans la section qui suit.

FIGURE 2

MÉTHODE EMPIRIQUE – ARBITRAGE DE QUALITÉ

$$P(C, Q) = a_1Q + a_2C + a_3C * C/Q \quad (Q_0 = 0,45, N = 3)$$



4. UNE EXPÉRIENCE : ENCHÈRES DE PREMIER PRIX, VALEUR COMMUNE

L'expérience qui suit est reprise de l'article de Kagel et Richard (1999) auquel le lecteur se référera pour une analyse plus approfondie et des résultats détaillés. Les participants à une session expérimentale typique reçoivent un montant initial de 10 \$ et jouent un nombre de fois prédéterminé (30 ou 40) le jeu d'enchères suivant :

- l'ordinateur tire au hasard une valeur commune (secrète) x_0 distribuée uniformément entre 25 et 225 \$ pour l'objet (fictif) mis en vente;
- l'ordinateur assigne ensuite à chaque participant (indexé par i allant de 1 à n) un signal privé x_i , distribué uniformément entre $x_0 - 18$ et $x_0 + 18$ (un tirage typique pour quatre participants serait $x_0 = 200$, $x_1 = 205$, $x_2 = 185$, $x_3 = 212$ et $x_4 = 198$);

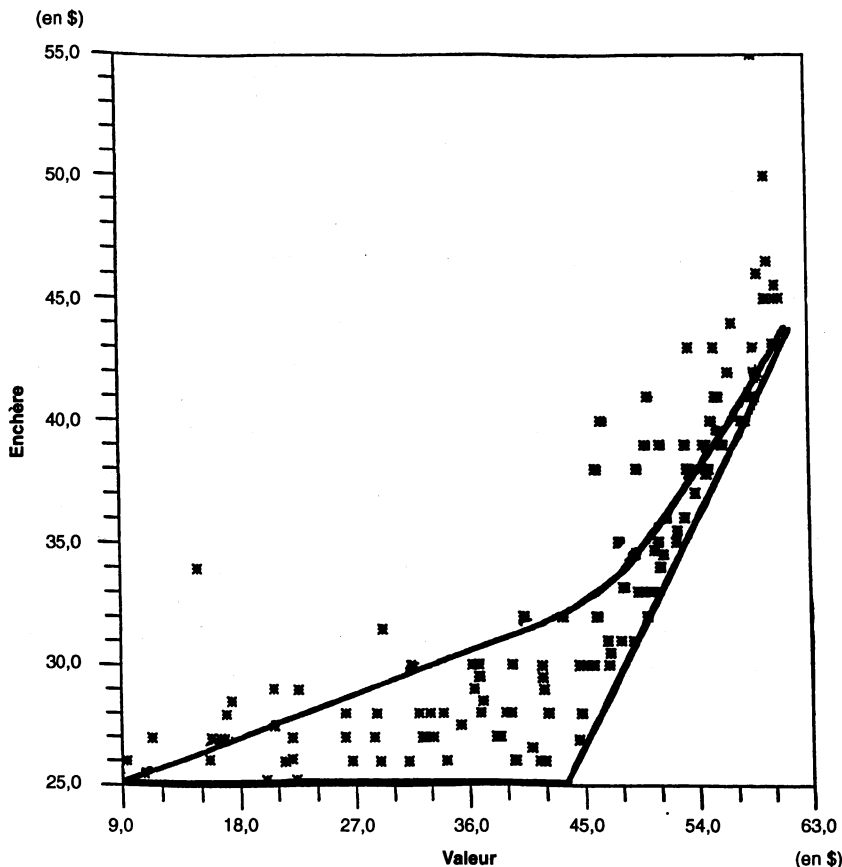
- chaque participant soumet à l'ordinateur une enchère b_i . L'enchère la plus élevée gagne et la somme $x_0 - b_i$ (positive ou négative) est ajoutée à l'actif du gagnant;
- les participants qui font faillite (actif cumulé négatif) en cours de session sont éliminés. À la fin de la session, les participants reçoivent leur actif courant ainsi qu'une prime fixe de participation

Il s'agit donc d'enchères de premier prix à valeur commune, sujettes au phénomène bien connu de la malédiction du vainqueur (*winner's curse*). Toute fonction d'enchère monotone croissante (telle la solution d'équilibre du jeu) implique que l'enchère b_i , et donc la probabilité de gagner, est une fonction croissante du signal privé x_i . En corollaire, le signal privé du gagnant est un estimateur *ex post* biaisé vers le haut de la valeur commune x_0 de l'objet. Il s'ensuit qu'un joueur se doit de soumettre une enchère suffisamment inférieure à son signal privé sous peine de réaliser un profit espéré négatif.

La recherche d'une solution d'équilibre permet de calculer de combien enchère et signal privé devraient différer. En particulier, on montre que sur l'intervalle compris entre 60 et 190 \$, la fonction d'enchère d'équilibre est donnée par $b_i = x_i - 18$ (la différence étant égale à l'écart maximum entre valeur commune et signal privé). La stratégie d'équilibre est plus compliquée à calculer en dehors de l'intervalle précité, car l'utilisation de distributions uniformes a pour inconvénient d'entraîner des asymétries d'information lorsque les signaux privés sont proches de leurs valeurs extrêmes (par exemple, un participant qui tire le signal privé $x_i = 7$ connaît exactement la valeur commune $x_0 = 25$ de l'objet; les autres joueurs dont les signaux privés sont compris entre 7 et 43 \$ n'ont pas cette information parfaite).

J'ai reproduit, à la figure 3, la fonction d'enchère d'équilibre (courbe supérieure) sur l'intervalle de signaux privés allant de 7 à 65 \$, qui s'avère être le plus intéressant à étudier. La courbe inférieure représente une solution d'équilibre contraint, linéaire par morceaux (selon un concept défini à la section 5 ci-dessous). Enfin, les étoiles représentent les paires (signal privé, enchère) observées au cours d'une session avec des participants *superexpérimentés*, c'est-à-dire ayant déjà participé avec succès à deux sessions antérieures.

FIGURE 3
VALEURS COMMUNES (KAGEL-RICHARD)



L'examen de cette figure, et de façon plus générale, de l'ensemble des données, met en évidence les points suivants :

- 1- les participants (*superexpérimentés*) soumettent des enchères relativement proches des solutions d'équilibre, tout en restant victimes d'une malédiction du vainqueur résiduelle de l'ordre de 3 \$ en moyenne (dont on montre qu'elle réduit d'environ de moitié leur espérance de gain);
- 2- la solution d'équilibre contraint (linéaire par morceaux) s'ajuste mieux aux données que la solution d'équilibre non contraint, à condition, dans les deux cas, d'ajuster l'ordonnée à l'origine de façon à prendre en compte la malédiction du vainqueur résiduelle (ce qui revient à translater d'approximativement 3 \$ vers le haut les deux fonctions d'enchère représentées à la figure 3).

Il y a plusieurs explications potentielles à ces résultats expérimentaux, dont certaines que nous nous proposons d'explorer plus en détail à l'occasion d'expériences futures. Parmi les plus intéressantes, je citerai les deux suivantes :

- 1- les participants ignorent clairement les raffinements de l'équilibre non contraint (solution de haute rationalité) en faveur d'une « règle du pouce » linéaire par morceaux, plus facile à calibrer par l'expérience de jeux répétés (solution de rationalité bornée; voir aussi les travaux de Rosenthal, 1993a et b);
- 2- la malédiction du vainqueur résiduelle pourrait résulter d'un phénomène « d'impatience » du type suivant : par simulations sur ordinateur (voir la section 6 ci-dessous), on montre que si les adversaires d'un joueur particulier utilisent tous la règle d'enchère $b_i = x_i - 15$, la meilleure réponse de ce dernier est approximativement égale à $b_i = x_i - 17,5$. Mais on montre aussi qu'en utilisant (isolément) cette stratégie de meilleure réponse, le joueur gagnera environ deux fois moins d'objets que ses opposants. Quoique son profit espéré en cas de gain soit plus que doublé, ce joueur pourrait aisément avoir l'impression (erronée!) que le fait de gagner moins souvent que ses adversaires est l'indice d'un manque d'agressivité de sa part. Il convient aussi de noter que cette analyse simplifiée est rendue beaucoup plus compliquée en pratique par le fait que la variabilité considérable des valeurs communes et signaux privés engendrés par l'ordinateur, ainsi que les erreurs (non stratégiques) des joueurs, entraînent un « bruit » important qui rend virtuellement impossible un ajustage fin des stratégies d'enchère sur des sessions expérimentales relativement courtes (30 à 40 jeux).

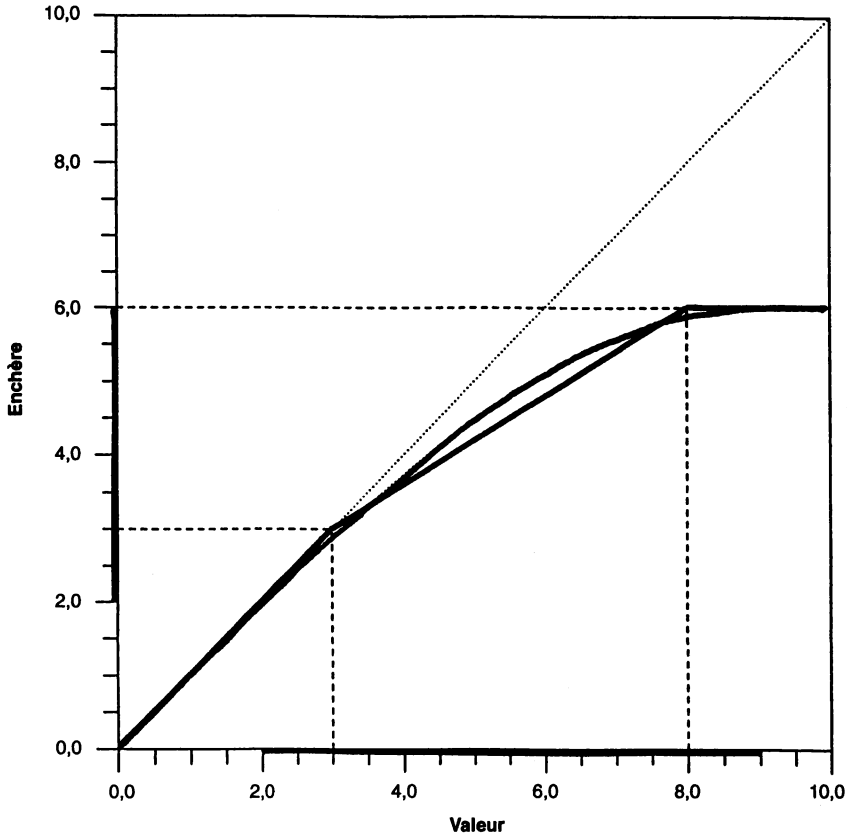
5. UN CONCEPT D'ÉQUILIBRE STRATÉGIQUE CONTRAINT

Élaborant sur des travaux antérieurs de Rosenthal (1993a et b) en particulier, Armantier *et al.* (1999) ont développé des méthodes de simulation (de Monte-Carlo) permettant de calculer des solutions d'équilibre contraint pour une large gamme de modèles empiriques de jeux. Le principe de base de cette approche consiste à choisir une classe paramétrique simple de fonctionnelles stratégiques (par exemple, linéaires par morceaux) et ensuite à calculer par simulation et itérations sur ces stratégies une solution d'équilibre au sein de cette classe.

Par exemple, dans le cas du jeu d'enchère illustré à la figure 4, on cherchera à remplacer une solution d'équilibre non contraint (courbe) par une règle linéaire en trois morceaux. Dans le cas le plus général, compte tenu de conditions aux bornes standards, cette fonctionnelle dépendrait de quatre paramètres auxiliaires (les coordonnées des deux points de rupture). Dans la pratique, ce nombre peut être réduit à deux paramètres en choisissant pour abscisses deux fractiles de la distribution des valeurs (par exemple 0,1 et 0,9), ou même à un seul en imposant de plus que le morceau de gauche coïncide avec la diagonale.

FIGURE 4

APPROXIMATION LINÉAIRE PAR MORCEAUX



Je citerai ici deux arguments importants en faveur de l'imposition de telles contraintes sur les stratégies des joueurs. Sur le plan numérique, tout d'abord, la recherche d'une solution d'équilibre au sein de l'ensemble de *toutes* les fonctionnelles stratégiques admissibles (pour lesquelles les conditions d'équilibre se traduisent typiquement par des équations différentielles souvent très compliquées à résoudre analytiquement ou même numériquement!) est remplacée par l'ajustement d'un petit nombre de paramètres auxiliaires facilement interprétables et caractérisant la classe de fonctionnelles choisies. On se ramène ainsi naturellement à une analyse de jeux en *forme stratégique* qui, comme je le discuterai ci-dessous, se prête particulièrement bien à des techniques de simulation.

Sur un plan plus conceptuel, l'apprentissage éventuel du jeu par les participants se simplifie considérablement avec l'adoption de fonctionnelles paramétriques simples ou encore règles du pouce dans la terminologie de Rosenthal (1993a et b). C'est là une considération importante dans la littérature récente

relative aux concepts de rationalité bornée et/ou d'apprentissage, dont j'ai cité plusieurs références importantes ci-dessus. Je note, par ailleurs, que l'utilisation de règles contraintes peut se révéler avantageuse pour les joueurs, au sens où de telles règles sont généralement mutuellement moins agressives que des règles non contraintes et entraînent donc souvent une augmentation des revenus espérés des joueurs. Une remarque s'impose immédiatement, à savoir que cette analyse ne règle pas la question de savoir comment les participants coordonneraient le choix d'une classe particulière de stratégies! C'est là un point important, compte tenu de ce qu'un joueur aurait toujours la possibilité d'augmenter son gain espéré en déviant individuellement de la solution d'équilibre contraint (encore que de telles actions nécessiteraient un niveau de rationalité et/ou une puissance de calcul bien supérieurs à ce que l'on observe dans la pratique). Cette préoccupation conceptuelle est largement mitigée par le fait qu'il s'avère fréquemment que des formes fonctionnelles simples fournissent d'excellentes approximations aux stratégies d'équilibre non contraint (en fait, nous sommes sur le point d'établir un théorème général d'approximation fonctionnelle validant cette observation numérique). Ainsi, dans l'application présentée à la section 3 ci-dessus, des approximations polynomiales (monotones croissantes) du second ou troisième degré s'avèrent être très proches des solutions d'équilibre non contraint représentées à la figure 2 (sur le support de la distribution des signaux privés), en quel cas le problème de coordination ne se pose plus.

6. RECHERCHE D'UN ÉQUILIBRE CONTRAINT PAR SIMULATION DE MONTE-CARLO

Comme je l'ai déjà évoqué ci-dessus, il est possible de recourir à des simulations sur ordinateur pour calculer des solutions d'équilibre contraint. Ces techniques de simulation, telles que décrites ci-dessous, sont applicables à une gamme de jeux beaucoup plus large que les techniques conventionnelles de résolution (équations différentielles, par exemple). En particulier, elles permettent la prise en considération de complications telles que l'aversion au risque, les informations asymétriques ou encore la collusion. Elles s'avèrent souvent plus rapides que les méthodes conventionnelles dans les rares cas où ces dernières sont elles-mêmes opérationnelles (ainsi, dans l'exemple traité dans la section 3 ci-dessus, le recours à des approximations polynomiales, en lieu et place des solutions d'équilibre caractérisées par les équations (1) à (3), réduit les temps de calcul pour l'estimation par des facteurs allant de 10 à 4, selon le degré de l'approximation). Enfin, la simulation est un concept facile à comprendre et, en particulier, susceptible de bien représenter un processus d'apprentissage par les joueurs.

Le principe de base d'une recherche d'équilibre contraint par simulations peut se résumer comme suit. Étant donné un choix de distribution pour les valeurs privées des participants (la recherche d'un équilibre devra être répétée pour toute distribution considérée par l'utilisateur) et une assignation tentative de règles d'enchère à chacun des participants, l'ordinateur engendre des jeux fictifs répétés. À chaque répétition, l'ordinateur tire au hasard des valeurs de la distribution

choisie, les transforme en enchères au moyen des stratégies assignées à chacun des joueurs, trouve le gagnant et ajuste en conséquence les actifs cumulés des participants (prenant en compte droits d'entrée, prix de réserve et autres complications éventuelles). À la fin de la séquence de jeux fictifs, les actifs moyens des joueurs constituent des estimateurs de Monte-Carlo des espérances de revenus des joueurs sous le scénario considéré (distribution des valeurs et stratégies d'enchères). Les variances de Monte-Carlo de ces estimateurs sont calculées en parallèle et donnent une mesure directe de leur précision (stochastique) numérique. Elles sont inversement proportionnelles au nombre de répliques du jeu.

Il est alors facile de calculer pour un joueur particulier une stratégie de meilleure réponse aux stratégies assignées aux autres joueurs. Il suffit d'optimiser le revenu moyen de ce joueur en changeant les paramètres de sa règle d'enchère (pour des raisons de lissage, il est essentiel de *réutiliser* les mêmes tirages aléatoires pour chaque calcul de revenu jusqu'à convergence de l'optimisation numérique). On applique cette procédure numérique de recherche de meilleure réponse à chaque joueur à tour de rôle. Chaque fois que l'on obtient une nouvelle stratégie de meilleure réponse, elle remplace celle obtenue précédemment. L'ordinateur *cycle* parmi les joueurs jusqu'à l'obtention d'un point fixe, c'est-à-dire d'une ensemble de stratégies de meilleures réponses mutuelles qui, par construction, constituent l'équilibre contraint recherché. Le lecteur intéressé peut consulter l'article d'Armantier *et al.* (1999) pour des conditions suffisantes d'existence d'équilibres contraints.

Dans les tableaux 1 à 3, je présente une illustration numérique partielle et très simplifiée de l'algorithme que je viens de décrire pour une enchère de premier prix. Je considère trois joueurs (A, B et C) et seulement trois tirages du jeu d'enchère. Les tirages utilisés pour l'*ensemble* des calculs sont reproduits dans le tableau 1 (dans la pratique, ils seraient enregistrés dans la mémoire directe de l'ordinateur et non pas sur disque). La classe de règles d'enchères comprend toutes les règles de la forme $b = a.x$ pour une valeur strictement positive de a . La valeur de départ est $a = 0,7$. Le tableau 2 reproduit les résultats partiels d'une recherche sur grille de la valeur a de meilleure réponse pour le joueur A faisant face aux joueurs B et C utilisant eux la règle de départ ($a = 0,7$). Les étoiles indiquent des enchères gagnantes et les gains du joueur A sont cumulés dans la ligne intitulée profit. Étant donné que A soumet des mises le plus faibles possible, on conclut que la valeur optimale de a est celle pour laquelle le joueur A gagne le premier objet avec une enchère gagnante minimale, soit $a_* = 2,1/5 = 0,402$ (les *ex aequo* sont de probabilité nulle en simulation de distributions continues). Dans le tableau 3, je m'intéresse à l'itération suivante, cette fois-ci pour le joueur B. Le joueur A utilise maintenant la règle $a = 0,402$. Le joueur C, qui n'a pas encore fait l'objet d'une itération, utilise la règle de départ $a = 0,7$. On trouve que la valeur optimale de a pour le joueur B est celle pour laquelle il gagne l'objet numéro 2 avec une enchère minimale gagnante de 1,4, soit $a_* = 1,4/4 = 0,350$. Une troisième itération non reproduite ici produit la réponse optimale $a_* = 0,315$ pour le joueur C.

TABLEAU 1

TIRAGES DE VALEURS

A	B	C
5	3	3
1	4	2
3	2	4

TABLEAU 2

MEILLEURE RÉPONSE DU JOUEUR A

Valeur de A	Valeurs d'essai de a								Enchère rivale la plus haute
	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0	
5	1,5	2,0	2,5*	3,0*	3,5*	4,0*	4,5*	5,0*	2,1
1	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0	2,8
3	0,9	1,2	1,5	1,8	2,1	2,4	2,7	3,0*	2,8
Profit	0,0	0,0	2,5	2,0	1,5	1,0	0,5	0,0	

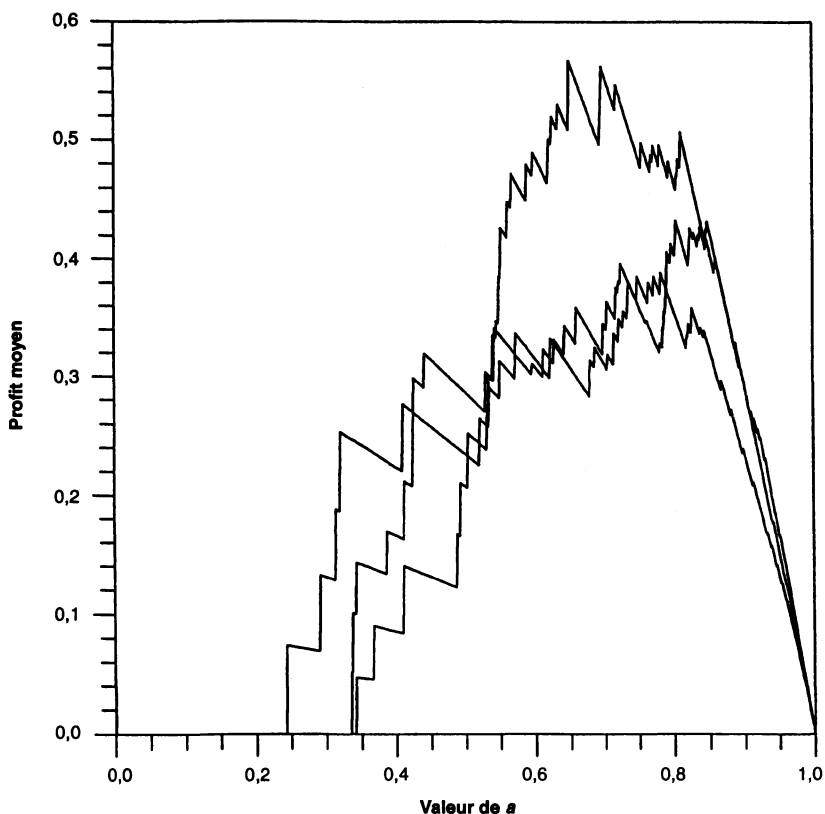
TABLEAU 3

MEILLEURE RÉPONSE DU JOUEUR B

Valeur de B	Valeurs d'essai de a								Enchère rivale la plus haute
	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0	
3	0,9	1,2	1,5	1,8	2,1*	2,4*	2,7*	3,0*	2,1
4	1,2	1,6*	2,0*	2,4*	2,8*	3,2*	3,6*	4,0*	1,4
2	0,6	0,8	1,0	1,2	1,4	1,6	1,8	2,0	2,8
Profit	0,0	2,4	2,0	1,6	2,1	1,4	0,7	0,0	

Dans la pratique, on continuera ce calcul itératif jusqu'à convergence. Plutôt que de poursuivre l'exemple numérique simple que je viens d'esquisser (et dont il ne faut pas s'attendre qu'il converge au vu du très petit nombre de tirages discrets considérés), je préfère passer à un calcul plus fin réalisé cette fois-ci sur ordinateur, afin de mettre en évidence certaines caractéristiques essentielles de ce type de calcul. Je considère quatre participants utilisant des règles d'enchères de la forme $b = a.x$. Je procède maintenant à cent répétitions du jeu pour des valeurs tirées d'une loi uniforme sur l'intervalle de 0 à 10. On montre facilement que la valeur d'équilibre de a est donnée par $a_* = 0,75$, impliquant un profit espéré de 0,50 pour chaque joueur. À la figure 5, je reproduis les courbes de profit moyen du joueur 1, telles qu'obtenues pour trois séquences successives de cent jeux aléatoires, pour des valeurs de a allant de 0 à 1. Je suppose que les joueurs 2 à 4 utilisent la stratégie d'équilibre $a_* = 0,75$, en quel cas je sais déjà que la meilleure réponse du joueur 1 est elle-même égale à 0,75. Il saute aux yeux que les estimateurs de Monte-Carlo des espérances de profit du joueur 1 sont très imprécis et présentent de plus des dents de scie que j'expliquerai dans un moment. Les valeurs a_* obtenues pour le joueur 1 dans les trois séquences sont 0,725, 0,651 et 0,805, les profits moyens correspondants étant égaux à 0,396, 0,567 et 0,432! Les résultats sont beaucoup trop imprécis pour être d'une utilité quelconque. Afin de s'assurer une précision stochastique au niveau de la troisième décimale, il faudrait multiplier le nombre de tirages par un facteur de l'ordre de $(100)^2$, c'est-à-dire utiliser 1 000 000 de répétitions du jeu de base. Des simulations « naïves » de ce type dans l'article de Kagel et Richard (1999) nécessitent des nombres de tirages largement supérieurs au million (certes, dans certains cas, il est possible de réduire considérablement ces nombres de tirages par l'application de techniques de réduction de variance, mais c'est une discussion qui dépasse le cadre présent – voir l'article précité pour un exemple et des références). Il est bien évident que l'algorithme de recherche d'un équilibre n'a guère de chances de converger avec des courbes de réponse telles que celles représentées à la figure 5.

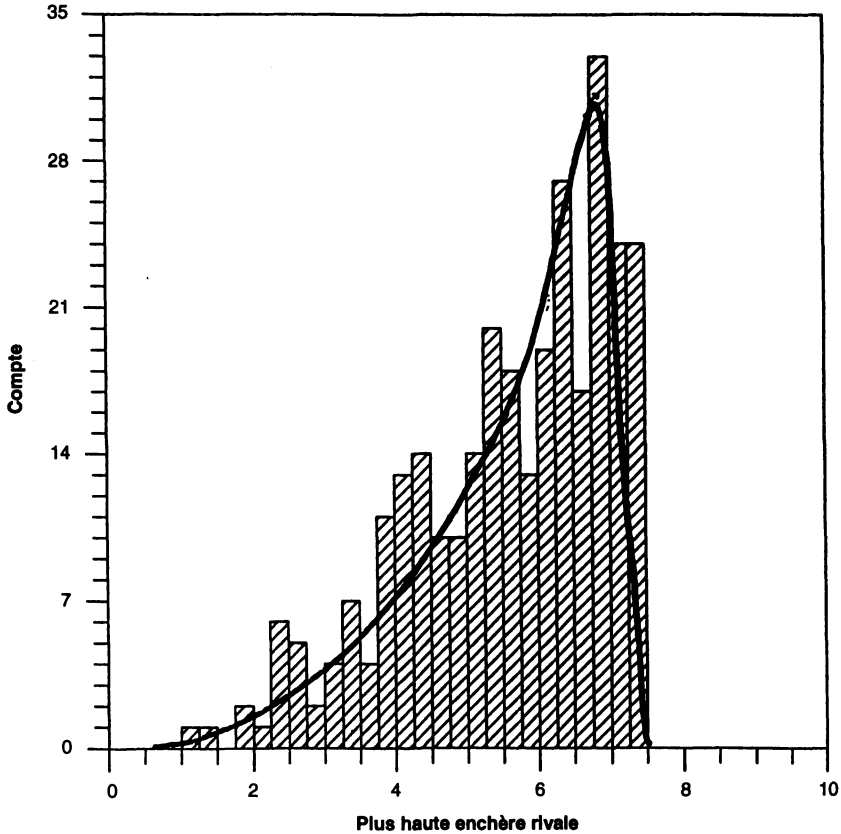
FIGURE 5
COURBES SIMULÉES DE PROFIT MOYEN



Le problème des dents de scie provient du fait que les enchères sont généralement des jeux du type « le gagnant prend tout ». Il s'ensuit qu'une variation infinitésimale de la valeur du coefficient a peut entraîner le changement d'identité du gagnant d'un objet particulier et, par conséquent, un saut discret dans les courbes de profit moyen des joueurs affectés. Entre deux sauts successifs, l'assortiment d'objets gagnés par un joueur particulier ne change pas, mais ses enchères augmentent entraînant une diminution de son profit moyen. En fait, le calcul d'une meilleure réponse est fondamentalement dépendant de la distribution de l'enchère rivale la plus élevée. Sous des simulations « naïves », cette distribution s'obtient sous la forme d'un histogramme lui aussi discontinu par construction. À la figure 6, j'ai représenté l'histogramme des 300 tirages de l'enchère la plus élevée parmi les joueurs 2 à 4. Ceci étant dit, il est trivial de remplacer cet histogramme par un estimateur lisse de la fonction de densité correspondante (voir, en particulier, l'ouvrage de Härdle (1990), consacré à l'étude des méthodes non paramétriques). La courbe lisse représentée en surimposition sur l'histogramme, à la figure 6, correspond à un tel estimateur de noyaux.

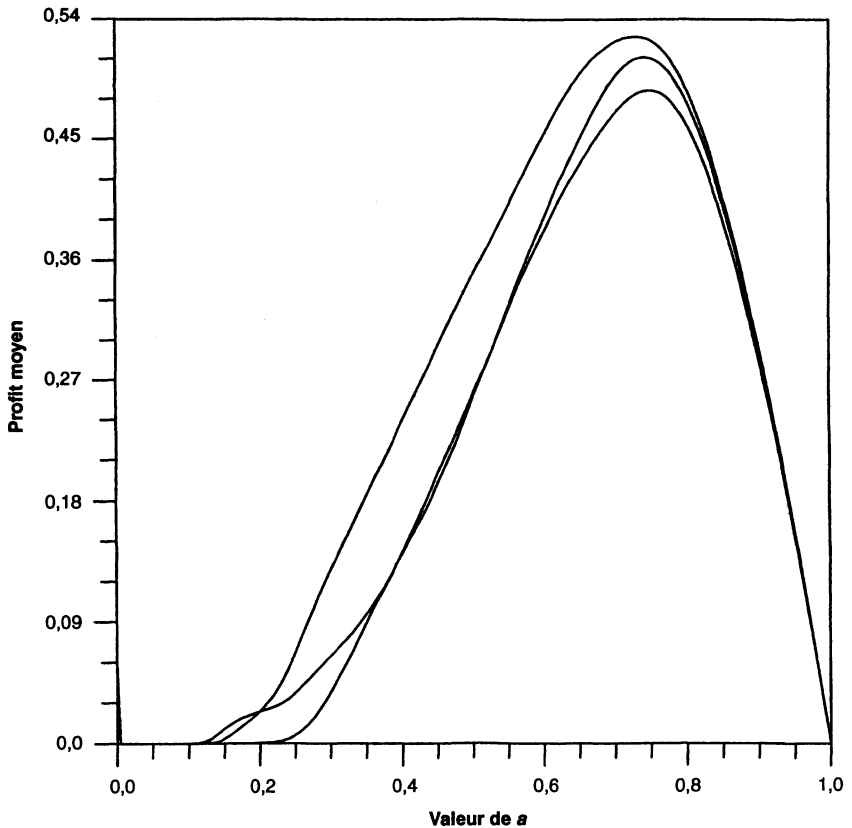
FIGURE 6

HISTOGRAMME (ENCHÈRES RIVALES)



Il suffit dès lors d'adapter cette technique de lissage au calcul des revenus moyens pour stabiliser les calculs d'équilibre contraint par simulation et considérablement réduire le nombre de tirages nécessaires. La figure 7 reproduit les versions lissées des courbes de revenu moyen présentées initialement à la figure 6. Les valeurs optimales de a_* sont données par 0,744, 0,729 et 0,749. Les profits moyens correspondants sont égaux à 0,512, 0,527 et 0,487. Bien entendu, on observe encore des fluctuations aléatoires inhérentes à toute technique de simulation qu'il faudra aussi réduire au degré de précision souhaité par l'augmentation du nombre de tirages. Le lecteur intéressé consultera l'article d'Armantier *et al.* (1999) et y trouvera un calcul d'équilibre contraint comme approximation des stratégies d'équilibre illustrées ci-dessus à la figure 2.

FIGURE 7
COURBES LISSÉES DE PROFIT MOYEN



7. ESTIMATION

Une fois le calcul de stratégies d'équilibre (contraint) rendu possible pour une distribution arbitraire des valeurs ou signaux privés des joueurs, il devient aussi possible de recourir à des techniques très générales permettant d'estimer cette distribution dans des situations non expérimentales où l'on n'observe plus que des enchères (il est très exceptionnel de pouvoir obtenir des informations directes relatives aux signaux privés des participants ou à leurs techniques d'enchères, au vu du caractère stratégique de telles informations [voir, à ce sujet, la discussion du concept de valeur privée dans l'étude empirique de Marshall *et al.*, 1994]).

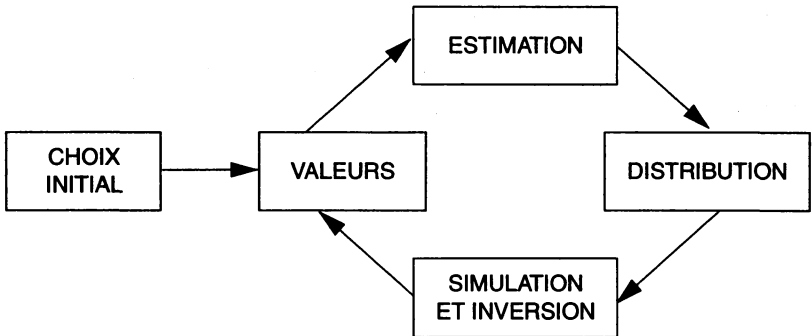
Le lecteur intéressé pourra se référer à l'article de Florens *et al.* (1997) pour tous les détails techniques relatifs à la méthode d'estimation que je me contente d'esquisser ici. La technique proposée est essentiellement une procédure d'esti-

mation de moments généralisés, obtenue comme un point fixe d'une procédure récursive basée sur deux modules de base : estimation, d'une part, simulation et inversion, d'autre part.

Le module d'estimation est basé sur le fait évident que si on observait directement les valeurs privées des participants, le problème d'estimation de leur distribution se réduirait à un problème standard d'analyse de statistiques d'ordre (ces valeurs seront souvent censurées au sens où, par exemple, on pourrait n'observer que les valeurs gagnantes). Il est donc généralement possible de construire des modules d'estimation ayant pour objet de transformer un ensemble de valeurs privées en un estimateur (paramétrique ou non paramétrique) de leur distribution. Par ailleurs, l'algorithme de simulation de solutions d'équilibre pour une distribution *donnée* des valeurs privées nous permet (sous une condition essentielle *d'inversibilité* de ces solutions) de récupérer les valeurs privées correspondant aux enchères observées. L'objet du module numérique d'inversion et simulation est donc précisément celui de transformer des enchères en valeurs privées par inversion des solutions d'équilibre obtenues par simulation d'une distribution particulière des valeurs.

L'algorithme d'estimation proposé est donc essentiellement un algorithme de point fixe qui *cycle* sur ces deux modules jusqu'à l'obtention d'un estimateur stable de la distribution selon le schéma récursif illustré par la figure 8. Ce principe d'estimation est extrêmement général et flexible dans le choix des moments incorporés dans la fonction objectif de l'estimateur. Il requiert cependant un certain nombre de précautions numériques essentielles. En particulier, sa version récursive, telle qu'illustrée par la figure 8, est conceptuellement attractive, mais numériquement instable au sens où elle peut diverger alors même que l'estimateur de point fixe est parfaitement défini. Un exemple de divergence est présenté dans l'article de Florens *et al.* (1997), dans lequel nous proposons aussi une version alternative de l'algorithme d'estimation, basée sur une optimisation directe d'une fonction objectif appropriée. Il convient de porter une attention toute particulière au phénomène bien connu de « non-inversibilité » provenant du fait qu'il est fréquent que certaines enchères extrêmes tombent en dehors du support théorique de la distribution donnée des valeurs (en quel cas le module d'inversion bloque!). Ce problème est bien connu des analystes de modèles empiriques d'enchères (voir, entre autres, l'article de Donald et Paarsch, 1996). Dans Florens *et al.* (1997), nous proposons une solution générique à ce problème de non-inversibilité.

FIGURE 8
ALGORITHME D'ESTIMATION



La technique d'estimation que je viens d'esquisser offre d'autres avantages importants. Tout d'abord, il est possible de lui appliquer des procédures standard de linéarisation pour obtenir des conditions suffisantes à l'identification de la distribution des valeurs à partir de la seule observation des enchères (un problème non trivial déjà discuté à la section 2 ci-dessus). Il est aussi possible de caractériser ainsi la distribution asymptotique des estimateurs proposés. Alternativement, comme pour toute technique d'estimation, il est possible de procéder à des tirages d'échantillons fictifs pour caractériser les distributions de petits échantillons de ces estimateurs.

8. ÉTUDES EMPIRIQUES

On trouve, dans la littérature récente, un nombre croissant d'applications empiriques de la théorie des enchères à des situations réelles. L'article récent de Laffont (1977) constitue une excellente source de références à ce sujet. Je me contente ici de présenter quelques applications auxquelles j'ai été directement associé.

Dans l'article de Baldwin *et al.* (1997), nous nous intéressons aux adjudications de coupes de bois par le Service des forêts dans la région Pacifique Nord-Ouest, aux États-Unis, durant la période 1975-1981. Cette période est caractérisée par le fait qu'on observe des enchères gagnantes particulièrement faibles (rendues possibles par une politique de prix de réserve peu agressive). Nous examinons deux explications potentielles (non mutuellement exclusives) à ce phénomène : collusion et excès d'offre (on observe une augmentation de l'offre de plus de 50 % en 1979). Nos résultats indiquent que l'hypothèse de collusion explique le mieux les observations disponibles. Nous notons, par ailleurs, que la collusion est facilitée par la sous-traitance directement liée à la spécialisation des scieries.

J'ai déjà évoqué, à la section 3, l'application aux appels d'offre dans l'industrie spatiale française en me référant aux articles de Florens *et al.* (1997) et d'Armantier *et al.* (1999). Cette application, qui utilise les techniques de résolution et d'estimation décrites ci-dessus s'intéresse à deux catégories particulières de projets : scientifiques et commerciaux (principalement télécommunications). Quoique la taille de l'échantillon soit faible (15 appels d'offre, 87 enchères dont 50 au-delà du seuil de qualification Q_0), nous trouvons plusieurs résultats intéressants : la distribution des coûts (standardisés) est virtuellement identique pour les deux types de projets; la qualité moyenne est plus élevée pour les projets commerciaux (0,71 contre 0,60), mais les taux de profit sont plus élevés pour les projets scientifiques (18,9 % contre 6,6 %).

Je cherche présentement à appliquer les mêmes techniques d'estimation aux appels d'offre pour fournitures de lait aux écoles de Géorgie. Mes coauteurs, R.C. Marshall et S. Schulenberg, et moi-même nous intéressons plus particulièrement à un phénomène de synergie lié au fait que les distributeurs ont un intérêt évident à regrouper les points de livraison (écoles, mais aussi supermarchés, commerces de détail, etc.) en réseaux efficaces de distribution. Des résultats très préliminaires suggèrent un avantage de coût de l'ordre de 5 % pour de tels regroupements, ce qui est important sur un marché qui s'avère être très compétitif (le fait même que les enchères soient très serrées avait initialement entraîné des difficultés importantes pour l'inversibilité des observations extrêmes et avait motivé certains des développements numériques évoqués ci-dessus).

CONCLUSION

J'ai décrit ci-dessus un ensemble de procédures opérationnelles pour la résolution et l'estimation d'une large gamme de modèles empiriques de théorie des jeux, avec un accent particulier sur les modèles d'enchères. Ces méthodes, qui reposent largement sur des algorithmes de point fixe, sont génériques et, dès lors, adaptables aux spécificités et besoins d'applications particulières. Elles souffrent cependant d'une limitation importante, commune dans la littérature empirique, en ce qu'elles supposent que les participants appliquent strictement des stratégies pures d'équilibre et ne prennent donc pas en compte la possibilité évidente d'erreurs non stratégiques.

Avec J.P. Florens, je travaille présentement sur une généralisation du principe d'estimation introduit ci-dessus à des situations où les joueurs font des erreurs et/ou ont des niveaux d'expérience différents. L'aspect critique de cette généralisation est lié au fait qu'il n'y a plus correspondance une à une, entre enchères et signaux privés, pour une distribution donnée de ces derniers. L'inversion des stratégies est alors remplacée par une application non triviale du théorème de Bayes permettant, pour toute distribution donnée des signaux privés, de calculer une *distribution* pour les signaux correspondant aux enchères observées. La nature hautement stratégique des jeux a pour effet que cette distribution est particulièrement compliquée et ne peut être analysée que par des méthodes de simula-

tion relativement non triviales. L'estimateur des moments introduit ci-dessus est alors transformé en un estimateur de moments *simulés* généralisés. Nous sommes occupés à généraliser les résultats antérieurs d'identification à cette classe de modèles et à développer des algorithmes numériques efficaces.

Une telle généralisation offre plusieurs avantages importants. Tout d'abord, elle constitue un contexte plus réaliste pour l'analyse de situations réelles, pour lesquelles on s'attend à ce que des erreurs soient la règle plutôt que l'exception! Par ailleurs, le processus aléatoire introduit par les erreurs élimine certains des problèmes numériques évoqués ci-dessus (problèmes aux bornes et discontinuité des fonctions de paiements). De plus, l'introduction d'erreurs permet d'estimer des modèles d'apprentissage et/ou de convergence vers un équilibre dans des applications réelles (et non plus seulement en laboratoire). Elle permet aussi d'introduire de l'hétérogénéité parmi les joueurs sans immédiatement tomber dans les complications d'équilibres asymétriques. En particulier, la variance des erreurs individuelles pourrait trivialement dépendre de variables observables mesurant l'expérience des joueurs, par exemple. Enfin, des erreurs estimées pourraient être utilisées pour tester la validité empirique des solutions d'équilibre dans des applications réelles.

BIBLIOGRAPHIE

- ARMANTIER, O., J.-P. FLORENS, et J.-F. RICHARD (1999), « Empirical Game Theoretic Models: Constrained Equilibrium and Simulation », mimeo, University of Pittsburgh.
- BALDWIN, L.H., R.C. MARSHALL, et J.-F. RICHARD (1997), « Bidder Collusion at Forest Service Timber Sales », *Journal of Political Economy*, 4 : 657-699.
- BINMORE, K. (1987), « Modeling Rational Players: Part 1 and 2 », *Economics and Philosophy*, 3 : 4.
- CAMERER, C., et T.H. HO (1996), « Experience-Weighted Attraction Learning in Games: A Unifying Approach », mimeo, Caltech.
- CAMERER, C., et T.H. HO (1998), « EWA Learning in Games: Probability Form, Heterogeneity and Time Variation », *Journal of Mathematical Psychology*, 42 : 305-326.
- CAMERER, C., et T.H. HO (1999a), « Experience-Weighted Attraction Learning in Games : Preliminary Estimates from Weak-Link Games », dans *Games and Human Behavior, Essays in Honor of Amnon Rapoport*, sous la direction de D.V. BUDESCU, I. EREV, et R. ZWICKS, Dordrecht/Norwell, MA : Kluwer Academic.
- CAMERER, C., et T.H. HO (1999b), « Experience-Weighted Attraction Learning in Normal Form Games », *Econometrica*, 67 : 827-874.
- CAPRA, M., J.K. GOEREE, R. GOMEZ, et C.A. HOLT (1999), « Anomalous Behavior in a Traveler's Dilemma? », *The American Economic Review*, 89 : 678-690.

- DONALD, S.G., et H.J. PAARSCH (1996), « Identification, Estimation and Testing in Parametric Empirical Models of Auctions within the Independent Private Value Paradigm », *Econometric Theory*, 12 : 517-567.
- EREV, I., et A.E. ROTH (1998), « Predicting How People Play Games: Reinforcement Learning in Experimental Games with Unique Mixed Strategy Equilibria », *American Economic Review*, 88 : 848-881.
- FLORENS, J.-P., M.-A. HUGO, et J.-F. RICHARD (1997), « Game Theory Econometric Model: Application to Procurement in the Space Industry », *European Economic Review*, 41 : 951-960.
- FLORENS, J.-P., C. PROTOPODESCU, et J.-F. RICHARD (1999), « Inference in a Class of Game Theoretic Models », mimeo, University of Pittsburgh.
- HÄRDLE, W. (1990), *Applied Nonparametric Regression*, Econometric Society Monograph no 19, Cambridge University Press, Cambridge.
- KAGEL, J.H., et J.-F. RICHARD (1999), « Super-Experienced Bidders in First-Price Common Value Auctions: Rules-of-Thumb, Nash Equilibrium Bidding and the Winner's Curse », mimeo, University of Pittsburgh.
- KALAI, E. (1991), « Artificial Decisions and Strategic Complexities in Repeated Games », *Essays in Game Theory*, Academic Press, New York.
- LAFFONT, J.-J. (1997), « Game Theory and Empirical Economics: The Case of Auction Data », *European Economic Review*, 41 : 1-36.
- LIPMAN, B. (1995), « Information Processing and Bounded Rationality: A Survey », *Canadian Journal of Economics*, 28(1) : 42-67.
- MARSHALL, R., M. MEURER, J.-F. RICHARD, et W. STROMQUIST (1994), « Numerical Analysis of Asymmetric First-Price Auctions », *Game and Economic Behavior*, 7 : 193-220.
- MCKELVEY, F.-D., et T.R. PALFREY (1995), « Quantal Response Equilibria in Normal Form Games », *Games and Economic Behavior*, 7 : 6-38.
- MCKELVEY, R.D., et T.R. PALFREY (1998), « Quantal Response Equilibria for Extensive Form Games », *Experimental Economics*, 1 : 9-41.
- RILEY, J.G., et W.F. SAMUELSON (1981), « Optimal Auctions », *American Economic Review*, 71 : 381-392.
- ROSENTHAL, R. (1989), « A Bounded Rationality Approach to the Study of Non Cooperative Games », *International Journal of AME Theory*, 18 : 273-292.
- ROSENTHAL, R. (1993a), « Rules of Thumb in Games », *Journal of Economic Behavior and Organization*, 22 : 1-13.
- ROSENTHAL, R. (1993b), « Bargaining Rules of Thumb », *Journal of Economic Behavior and Organization*, 22 : 15-24.
- ROTH, A.E., et I. EREV (1995), « Learning in Extensive-Form Games: Experimental Data and Simple Dynamic Models in the Intermediate Term », *Games and Economic Behavior*, Special Issue: Nobel Symposium, 8 : 164-212.
- SELTEN, R. (1975), « Reexamination of the Perfectness Concept for Equilibrium in Bargaining Model », *Econometrica*, 52 : 1 352-1 364.

- SIMON, H. (1987), « Bounded Rationality », dans *The New Palgrave*, sous la direction de J. EATWELL, M. MILGATE et P. NEWMAN, W.W. NORTON, New York.
- SMITH, A. (1991), « Solving Stochastic Dynamic Programming Problems Using Rules of Thumb », Queens University Discussion Paper no. 816.
- VICKREY, W. (1961), « Counterspeculation, Auctions and Competitive Sealed Tenders », *Journal of Finance*, 16 : 8-37.