



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Modèles dynamiques
d'oligopole sur les marchés
internationaux du riz et du café

Larry S. KARP
Jeffrey M. PERLOFF

Dynamic models of oligopoly on international rice and coffee markets

Key-words:

oligopoly, open-loop strategies, feed-back strategies, collusion, products markets, rice, coffee

Summary – A dynamic linear-quadratic model, allowing a measure of market power exercised by firms or countries is developed and tested for two agricultural products markets: rice and coffee. Extending the standard static analysis of oligopoly to dynamic situation involving adjustment costs and random shocks on production, the model compares two types of possible strategies for the firms or countries: open-loop strategies corresponding to long term agreements without revision, and feedback strategies depending of state variables affecting production levels of a firm or the production of rivals. With positive adjustment costs, firms tend to increase their investments to preempt investments by their rivals. As a consequence output levels are higher in a feedback equilibrium than in an open-loop equilibrium. Feedback strategies appear to be more competitive than open-loop strategies. The estimation of an index of market power on the international coffee market shows that although this index appears close to the competitive level, the reduction of output can vary between 7% and 14% of the competitive output level.

Modèles dynamiques d'oligopole sur les marchés internationaux du riz et du café

Mots-clés:

oligopole, jeux dynamiques, cartel, marchés, riz, café

Résumé – Le modèle présenté dans cet article est une extension de l'analyse classique d'un oligopole au cas de firmes ou de pays confrontés à des aléas de production et de coûts d'ajustement à court terme de leurs niveaux de production. Modèle linéaire-quadratique, il permet de mesurer le pouvoir de marché des producteurs sur deux marchés internationaux de matières premières agricoles : le riz et le café. Deux types de stratégies sont envisageables pour ces firmes ou pays : des stratégies en boucle ouverte qui correspondent en fait à des contrats de livraison de long terme non renégociés, et des stratégies markoviennes, où les joueurs révisent leurs plans d'offres au cours du temps en fonction du comportement des autres oligopoleurs et/ou de variables de conjoncture exogènes affectant le marché. Les niveaux de production à l'équilibre markovien du jeu entre oligopoleurs sont plus proches du niveau concurrentiel que les productions d'équilibre en boucle ouverte. L'analyse économétrique du marché du café conduit à penser que ce dernier fonctionne de manière quasi-concurrentielle. La réduction de la production par rapport au niveau concurrentiel se situe entre 7 et 14% de celle-ci selon la technique d'estimation retenue.

* Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, 207 Giannini Hall, Berkeley, CA 94720, Etats-Unis.

NOUS développons un modèle dynamique avec coûts d'ajustement afin d'identifier, d'estimer et de tester les principales caractéristiques de la structure de marché et des stratégies des pays producteurs pour deux biens agricoles : le riz et le café. Nous considérons à la fois les équilibres en boucle ouverte et les équilibres parfaits. Dans un équilibre en boucle ouverte, les firmes ou les pays déterminent la totalité de leurs plans d'offre intertemporels dès l'instant initial. Ils ne peuvent donc pas réviser leur stratégies à la suite de chocs imprévus (mauvaise récolte par exemple) affectant leur production ou celle des autres firmes. Cette incapacité à envisager l'éventualité de telles révisions paraît assez irrationnelle. A des stratégies de ce type, les firmes ou les pays peuvent préférer des règles de décision qui déterminent leurs offres à chaque période en fonction de variables décrivant l'état du système. L'équilibre de Nash résultant de telles stratégies est dit parfait, ou récursif parfait pour tout sous-jeu (ce type d'équilibre sera appelé récursif dans la suite). L'un des apports de notre étude est de montrer que les estimations des équilibres en boucle ouverte et récursifs peuvent être très proches les unes des autres.

La plupart des auteurs (Iwata, 1974 ; Gallop et Roberts, 1979 ; Summer, 1981 ; Appelbaum, 1982) utilisent des modèles d'oligopole statique pour identifier la structure du marché. Cette approche est mal adaptée à des situations où les coûts d'ajustement des niveaux de production sont substantiels en termes de capital à installer ou de compétence à acquérir, ou s'il existe des possibilités d'apprentissage intertemporel. En incorporant explicitement les coûts d'ajustement dans un modèle dynamique, nous pouvons évaluer et tester le degré de concurrence sur le marché à partir de différentes hypothèses de comportement des firmes ou des pays.

La littérature en théorie des jeux abonde en modèles dynamiques d'oligopoles trop généraux pour être estimés économétriquement. Pour simplifier l'estimation, on s'est donc restreint à ne considérer qu'une famille réduite de types d'équilibres incluant entre autres les équilibres concurrentiels, collusifs, et de Cournot-Nash.

Nous commençons par quelques définitions et notations et nous décrivons rapidement le modèle statique standard avant de présenter notre modèle dynamique^(*). Puis nous présentons notre méthode de recouvre-

^(*) Nous remercions Peter Berck, James Chalfant, George Judge, et Ken White pour leurs suggestions concernant l'économétrie ; Drew Fudenberg pour ses conseils concernant la partie théorique ; les participants des séminaires de l'Université de Californie à Berkeley, BAGEL, et de l'Université du Michigan pour leurs commentaires ; Diana Burton pour avoir collecté l'information sur le café ; Wen-Ting Lu pour la collecte de l'information sur le riz ; et Max Leavitt pour son aide informatique. Cet article est très proche d'une version antérieure (Karp et Perloff, 1993b). Cette version a bénéficié des commentaires d'un rapporteur anonyme et de David Martimort. Nous remercions Jean-Pierre Amigues pour la traduction attentive de ce texte et la correction d'un certain nombre d'erreurs figurant dans les équations.

ment des différentes structures de marché possibles et examinons les cas polaires de la concurrence, de la collusion totale, et de la concurrence à la Cournot. La troisième partie est consacrée à l'analyse qualitative du modèle; la méthodologie économétrique est exposée dans la quatrième. Enfin dans la dernière partie, nous présentons deux applications aux marchés internationaux du riz et du café.

LE MODÈLE

Nous proposons deux modèles dynamiques d'oligopole, l'un en boucle ouverte et l'autre récursif, permettant d'estimer un paramètre de pouvoir de marché. Nous commençons par quelques définitions et hypothèses, puis nous examinons les restrictions qui permettent le passage de notre cadre d'analyse dynamique à un cadre statique et nous discutons l'interprétation de notre paramètre de pouvoir de marché dans ce cadre. Nous montrons alors que ce paramètre s'interprète de manière analogue dans les deux contextes, statique et dynamique.

Hypothèses et définitions

Soient $n + 1$ firmes ($n \geq 1$) opérant sur le marché⁽¹⁾. Chaque firme i , $i = 1, \dots, n + 1$, produit soit concurrentiellement, soit à l'intérieur d'un cartel se comportant en monopole, soit dans un contexte oligopolistique, intermédiaire entre ces deux extrêmes. Pour simplifier, les coûts de production sont supposés quadratiques (les coûts moyens sont constants), la demande est supposée concurrentielle, la fonction inverse de demande est linéaire et de la forme :

$$p_t = a(t) - bQ_t = a(t) - b \sum_{i=1}^{n+1} q_t^i \quad (1)$$

où p_t est le prix d'équilibre en période t . Q_t représente l'offre totale de la branche, q_t^i désigne l'offre individuelle de la firme i en période t , $a(t)$ varie sous l'influence de facteurs exogènes agissant sur la demande et b est un coefficient strictement positif.

⁽¹⁾ Dans nos applications, les exportations agricoles de chaque pays sont contrôlées par un organisme national. Nous appelons indifféremment firmes ces organismes et offres les exportations.

Chaque firme i produit à un coût marginal constant θ_i à chaque période⁽²⁾ et supporte un coût d'ajustement quadratique, égal à $(\tau^i + u_t^i \delta^i / 2) u_t^i \varepsilon$ où $u_t^i \varepsilon \equiv q_t^i - q_{t-\varepsilon}^i$ est la variation du niveau de production de la firme i entre la période $t - \varepsilon$ et la période t , ε est le délai d'ajustement et u_t^i un taux d'ajustement. Avant de présenter notre modèle dynamique, intéressons-nous au cadre d'analyse statique traditionnel (lorsque $\delta^i = \delta = 0$, $i = 1, \dots, n + 1$). Nous pourrions ainsi mettre en évidence l'analogie entre notre équation estimée et l'équation apparaissant dans le modèle statique standard.

Le modèle statique

La plupart des études empiriques basées sur un modèle statique d'oligopole procèdent à l'estimation d'un paramètre v , qui représente l'écart entre le prix et le coût marginal. Selon cette approche, la fonction de revenu marginal effectif (le revenu marginal comme fonction du pouvoir de marché réellement exercé) peut s'écrire sous la forme $RM'(v^i) = p + (1 + v^i)p'q^i = p - b(1 - v^i)q^i$. Supposons des coûts marginaux identiques pour toutes les firmes ($\theta^i = \theta$), alors $v^i = v$ pour toutes les firmes. Le paramètre v peut être estimé à partir de l'équation de demande et des conditions d'optimalité des choix de production des firmes qui impliquent que $RM'(v) = \theta$, ce qui équivaut à⁽³⁾:

$$p = \theta + (1 + v) b q^i \quad (2)$$

L'écart entre le prix et le coût marginal, $(1 + v) b q^i$, dépend de v . Par exemple si $v = -1$, l'écart est nul et le revenu marginal est égal au prix, on est en situation de concurrence parfaite et le pouvoir de marché des firmes est donc nul. Si $v = 1$, le revenu marginal est inférieur au prix et l'écart correspond à la rente de monopole, on est dans une situation de collusion totale de l'industrie. Toutes les situations intermédiaires (par exemple le cas d'un oligopole de Cournot où $v = 0$) sont également possibles.

Certains économistes interprètent v comme un paramètre de variation conjecturale d'une firme par rapport à ses concurrents $v \equiv dq^j / dq^i$, $i \neq j$. Nous préférons une interprétation plus neutre selon laquelle l'écart entre le coût marginal et le prix (une mesure du pouvoir de marché) est déterminé à l'équilibre d'un jeu non spécifié. Par conséquent, v ne reflète

⁽²⁾ L'éventualité de coûts marginaux non constants peut être facilement prise en compte dans le modèle, toutefois par manque de données de coûts détaillées, il ne nous a pas été possible d'estimer des fonctions de coûts marginaux variables dans nos applications.

⁽³⁾ Nous traitons v comme un paramètre, mais de manière générale il peut dépendre de variables exogènes, comme par exemple dans Gallop et Roberts (1979). Iwata (1974) et Karp et Perloff (1989 b) estiment des v^i différents pour chaque firme.

que la distorsion de concurrence résultant de ce jeu, et n'est pas une variation conjecturale. Ce paramètre peut par exemple mesurer l'incapacité des firmes à maximiser correctement leurs gains.

Le modèle dynamique linéaire-quadratique

Pour simplifier, nous nous restreignons à l'étude d'une famille particulière d'équilibres, indexée par un paramètre ν comme dans le modèle statique. Cette famille d'équilibres est estimée successivement selon les deux hypothèses de comportement des firmes suivantes :

– Les firmes établissent des règles de décision correspondant à des stratégies markoviennes d'équilibre parfait du jeu dynamique. Ces règles de décision déterminent les offres individuelles à chaque période en fonction d'un ensemble de variables d'état du système.

– Les firmes déterminent initialement des plans d'offre intertemporels, c'est-à-dire des stratégies d'équilibre en boucle ouverte. Dans ce cas, les firmes n'envisagent pas de réviser leurs décisions après des chocs aléatoires (aléas climatiques par exemple) pouvant affecter la production. Cette incapacité à admettre l'éventualité de telles révisions est irrationnelle. Par contre l'équilibre markovien étant parfait, il apparaît plus représentatif d'un comportement rationnel des firmes face aux aléas de la production.

Pour estimer un modèle markovien, nous utilisons une variante de la solution bien connue d'un jeu dynamique linéaire-quadratique proposée par Starr et Ho (1969)⁽⁴⁾. Un modèle en boucle ouverte peut également être estimé, et notre spécification linéaire quadratique nous permet une comparaison facile entre les équilibres markoviens et en boucle ouverte⁽⁵⁾.

⁽⁴⁾ Notre modèle généralise les modèles linéaires-quadratiques avec coûts d'ajustement qui présupposent une structure concurrentielle (Sargent, 1978; Hansen et Sargent, 1980; et Blanchard, 1983). Hansen, Epple et Roberts (1985) utilisent un modèle linéaire-quadratique pour étudier des marchés fonctionnant en boucle ouverte ainsi que les équilibres de Stackelberg, parfaits et en boucle ouverte. Fershtman et Kamien (1987), Reynolds (1987) comparent les équilibres de Nash-Cournot parfaits et en boucle ouverte dans le cas linéaire-quadratique mais uniquement de manière théorique.

⁽⁵⁾ Il existe au moins deux alternatives à une spécification linéaire-quadratique. La première recourt à des méthodes de variables instrumentales pour estimer un jeu que l'on peut décrire par des équations stochastiques d'Euler (Hansen et Singleton, 1982; Pindyck et Rotemberg, 1983). Une approche similaire aurait pu être utilisée pour estimer le degré de concurrence sur un marché, mais les équations d'Euler ne définissant que des équilibres en boucle ouverte, nous n'avons pas suivi cette approche. La seconde méthode utilise la dualité dynamique (Epstein, 1981). Cette méthode permet en principe d'estimer aussi bien des équilibres parfaits que des équilibres en boucle ouverte, toutefois elle impose des restrictions très complexes à tester dans le cas des équilibres parfaits et nous paraît de peu d'intérêt pratique.

Si nous étions certains que les firmes ne coopèrent pas, plusieurs considérations théoriques conduiraient à favoriser l'hypothèse d'un comportement markovien plutôt qu'en boucle ouverte. Avec suffisamment d'information pour tester les restrictions suridentifiées, il nous serait possible de discriminer empiriquement entre ces deux types de comportement (Karp et Perloff, 1989a). Ne disposant pas de cette information, nous estimons les deux modèles et évaluons la sensibilité de notre mesure de pouvoir de marché au choix de l'une ou l'autre hypothèse de comportement. Dans nos applications, les équilibres markoviens et en boucle ouverte apparaissent similaires. La possibilité d'effectuer ces comparaisons a des implications pour la recherche future. On pourrait ainsi disposer d'un guide comparant les avantages qu'il y a à utiliser des formes générales aux inconvénients de se restreindre à l'examen de stratégies en boucle ouverte.

Dans les deux modèles, récursif et en boucle ouverte, on décrit trois types d'équilibre: la collusion totale correspondant à une situation de monopole, l'équilibre concurrentiel et l'équilibre de Nash-Cournot. D'autres politiques de production, intermédiaires entre les comportements collusif et concurrentiel, peuvent également être construites comme des équilibres d'autres jeux dynamiques. Par exemple, les firmes peuvent être imparfaitement coalisées et l'on retrouve dans ce cas les enseignements du théorème du folklore⁽⁶⁾. Dans le cas du commerce international de produits agricoles, les volumes exportés sont fixés par des offices gouvernementaux soumis à des pressions politiques (certains groupes de pression cherchent à maximiser les revenus de l'exportation et d'autres la demande de travail), ce qui conduit à des déviations par rapport aux équilibres de Cournot ou collusifs. Au lieu de modéliser explicitement ces différents jeux, nous utilisons l'indice v pour construire différentes politiques d'exportation, correspondant à des équilibres temporaires ou de long terme de ces jeux. Cet indice joue le même rôle que dans le cas d'un oligopole statique. Si l'on ne croit pas à l'existence d'équilibres différents des cas concurrentiels, Cournot-Nash et collusif, v peut être traité comme un indice représentant la déviation par rapport à un de ces équilibres. Il est alors possible de tester la compatibilité de la mesure de v avec l'un de ces trois types d'équilibre.

L'estimation est basée sur un modèle en temps discret et l'on note ε l'intervalle entre périodes. A chaque période, la recette d'une firme i , R'_i ,

⁽⁶⁾ Ndt: Le théorème du folklore prédit que n'importe quel optimum de Pareto, (cf. Fudenberg, Maskin, 1986) décrivant la répartition des gains entre les joueurs, peut être obtenu comme l'équilibre d'un jeu répété un nombre infini de fois, si les joueurs sont suffisamment patients.

est $p_t q_t^i \varepsilon$. Pour un taux d'actualisation donné β , l'objectif de la firme i est de maximiser la somme actualisée de ses profits instantanés :

$$\sum_{t=1}^{\infty} \beta^{(t-1)} \left[(p_t - \theta^i) q_t^i - (\tau^i + \frac{\delta^i}{2} u_t^i) u_t^i \right] \varepsilon \quad (3)$$

Sous forme matricielle, la fonction objectif de la firme i est donnée par :

$$\sum_{t=1}^{\infty} \beta^{(t-1)} \left[(a - \theta_i) o_i^{-1} (q_{t-\varepsilon} + u_i \varepsilon)' K^i (q_{t-\varepsilon} + u_i \varepsilon) - (o_i^{-1} u_i \tau^i - \frac{1}{2} u_i' S^i u_i) \right] \varepsilon \quad (4)$$

où $u_t^i = (u_t^1, \dots, u_t^{n+1})$, o^i est le $i^{\text{ème}}$ vecteur colonne de la matrice unitaire I de dimension $n + 1$, o est un vecteur colonne de 1, $S^i = o^i o_i^{-1} \delta^i$, et $K^i = b (o o_i^{-1} + o^i o^i)$. K^i est une matrice de zéros à l'exception de la ligne i et de la colonne i dont tous les éléments sont égaux à b sauf l'élément (i, i) , égal à $2b$. D'autre part, $q_{t-\varepsilon}^i = (q_{t-\varepsilon}^1, \dots, q_{t-\varepsilon}^{n+1})$.

Les deux familles d'équilibres

Les deux familles d'équilibre, récursif et en boucle ouverte, sont indiquées par le même paramètre v , qui mesure le degré de pouvoir de marché d'une firme dans la branche⁽⁷⁾. Nous adoptons cet indice pour des raisons pragmatiques et empiriques. Les cas polaires où $v = -1/n, 0$, ou 1 correspondent respectivement aux cas des équilibres concurrentiels, de Nash-Cournot, et de collusion (si toutes les firmes sont identiques). Le v estimé mesure la distance séparant le marché observé de ces types idéaux d'équilibre. Si $v = -1/n$, chaque firme se comporte comme si les réactions de ses rivaux annulaient exactement l'effet de sa propre déviation hors équilibre. Le bien étant supposé homogène, les firmes se comportent alors de manière concurrentielle. Si $v = 1$ et les firmes identiques, chacune d'entre elles se comporte comme si les autres membres du cartel la punissaient en cas de déviation par rapport à sa production de collusion, en effectuant les mêmes déviations de leurs propres productions de cartel. Cette hypothèse équivaut à un accord de partage du marché et correspond donc au cas d'une collusion totale de l'industrie.

⁽⁷⁾ On peut aussi définir le paramètre v comme égal à $\partial q_t^i / \partial q_t^j$, $i \neq j$, par analogie avec le modèle de variations conjecturales statique. Encore une fois nous préférons une interprétation plus neutre de v .

Pour simplifier, supposons que $n = 1$, c'est-à-dire que la branche est composée de deux firmes ou qu'il n'y a que deux pays producteurs. Pour la firme ou le pays une stratégie markovienne consiste à adopter une règle de décision portant sur la variation de sa production ou de ses exportations, u_t^i , fonction de son information disponible: les niveaux courants et passés de sa production et de celle de son rival.

Soit $J^i(q_{t-1}; v)$ la valeur de la fonction objectif du pays i , étant donné le vecteur d'état $q_{t-1} \equiv (q_{t-1}^1, q_{t-1}^2)$ et un indice v de pouvoir de marché. En termes de programmation dynamique, le critère de maximisation du pays i est de la forme (en posant $\varepsilon = 1$):

$$J^i(q_{t-1}; v) = \max_{u_t^i} \left\{ (p_t - \theta^i)q_t^i - (\tau^i + \frac{\delta^i}{2} u_t^i) u_t^i + \beta J^i(q_t, v) \right\} \quad i = 1, 2 \quad (5)$$

La condition de premier ordre de maximisation de ce problème est:

$$p_t = \theta^i + (1 + v)bq_t^i + \tau^i + \delta^i u_t^i - \beta \left[\partial J^i(q_t; v) / \partial q^i + v \partial J^i(q_t; v) / \partial q^i \right] \quad (6)$$

où $p - (1 + v)bq_t^i$ est la recette marginale et le terme entre crochets correspond à la valeur actualisée implicite d'une unité supplémentaire produite ou exportée. Les termes de l'équation (6) sont regroupés de manière à faire apparaître son analogie avec l'équation (2), condition d'équilibre dans le modèle statique. L'écart entre le coût marginal et le prix a la même expression comme fonction de v dans les deux modèles.

Si $\tau^i = 0$, les niveaux d'équilibre de long terme de la production dans les cas de collusion parfaite, d'oligopole de Cournot, ou de concurrence en boucle ouverte sont égaux à leurs analogues dans le modèle statique. Cette égalité reste valable pour des fonctions de coûts et de revenu générales, non quadratiques.

Dans le modèle en boucle ouverte, chaque firme choisit une suite de variations de sa production, sous une hypothèse de comportement particulière mesurée par v . Les niveaux d'équilibre peuvent être réécrits sous forme récursive. Dans ce cas les stratégies sont en boucle ouverte avec révisions non anticipées. Quand les firmes choisissent leurs niveaux de production, elle agissent comme si elles faisaient des choix inconditionnels concernant les niveaux de leurs productions futures.

PROPRIÉTÉS DU MODÈLE

Dans Karp et Perloff (1993c), nous établissons un certain nombre de propriétés de ces modèles, analytiquement et par simulation. Nous en illustrons quelques-unes dans la partie empirique. Six d'entre elles sont résumées ici :

1. Si $v = -1/n$ ou si $v = 1$, les équilibres récursifs et en boucle ouverte sont identiques. En effet, si les firmes prennent les prix comme donnés ou se partagent le marché à chaque période, il importe peu qu'elles choisissent d'annoncer des niveaux de production ou des règles de décision. Les résultats des simulations (Karp et Perloff, 1993c) suggèrent que ces conditions sont aussi nécessaires.

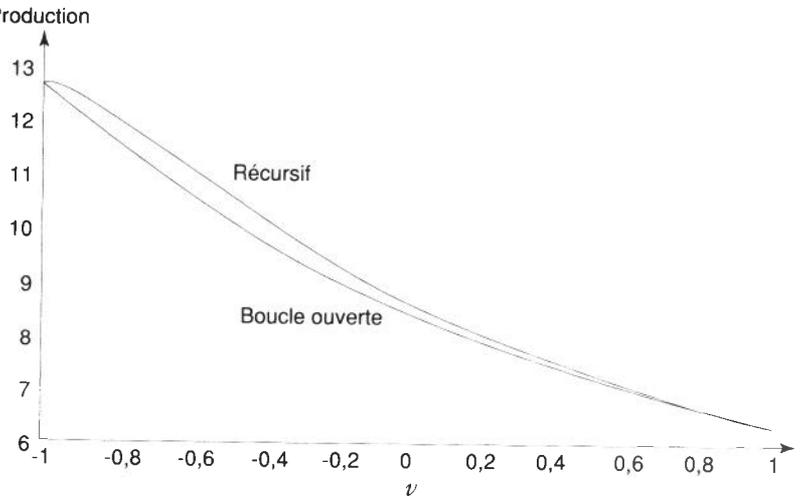
2. Si v appartient à l'intervalle $(-1/n, 1)$, pour un niveau de production initial q identique pour toutes les firmes, la production en période t est plus importante dans un équilibre markovien que dans un équilibre en boucle ouverte⁽⁸⁾. L'équilibre de Nash-Cournot parfait s'écarte davantage de la solution de monopole que l'équilibre de Nash-Cournot en boucle ouverte. Dans un contexte de décisions markoviennes, les investissements des rivaux sont découragés par une plus grande capacité de production. Les firmes ont donc intérêt à investir davantage aujourd'hui afin de préempter les investissements futurs de leurs rivaux. Elles développent donc davantage leurs capacités de production et par conséquent produisent plus.

3. Les profits de la branche sont plus élevés (et donc le surplus social plus faible) dans un équilibre en boucle ouverte. En d'autres termes, les stratégies markoviennes sont plus concurrentielles. Les graphiques 1.a et 1.b montrent que la différence entre les productions d'équilibre markovien et en boucle ouverte est plus importante pour des valeurs intermédiaires de v .

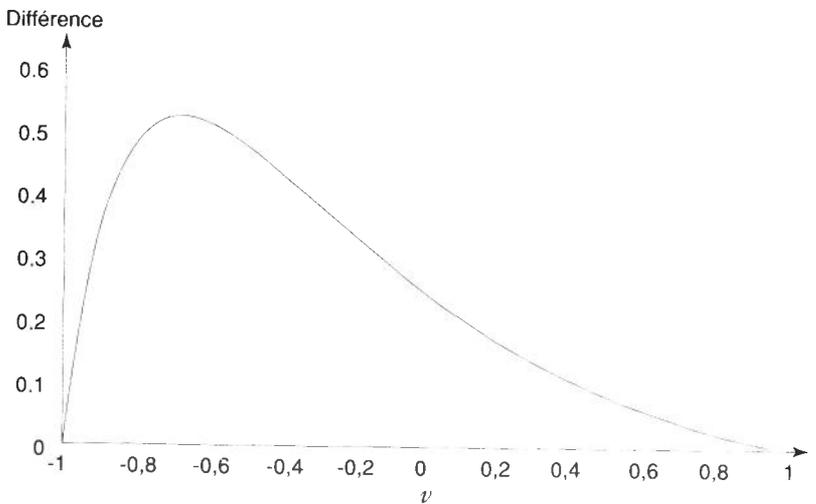
4. Pour un v donné dans l'intervalle $(-1/n, 1)$, la production d'équilibre récursif dépend de ε mais pas la production d'équilibre en boucle ouverte. Dans un équilibre de Cournot récursif (où $v = 0$), une firme s'attend à ce que ses rivaux réagissent à sa décision avec un délai de réaction de ε . Quand ε est très petit, la firme anticipe une réaction rapide de ses rivaux, ce qui accroît son incitation à investir et donc à produire davantage. L'indice de pouvoir de marché estimé dans le jeu récursif est donc rendu dépendant du choix de la durée d'ajustement faite dans l'analyse empirique.

⁽⁸⁾ Fershtman et Kamien (1987) et Reynolds (1987) démontrent ce résultat pour les équilibres de Nash-Cournot. Nous le généralisons pour d'autres valeurs de v et nous décrivons la totalité des sentiers de production possibles, et pas seulement les équilibres de long terme.

Graphique 1.a
Production d'équilibre
de long terme récursif
et en boucle ouverte



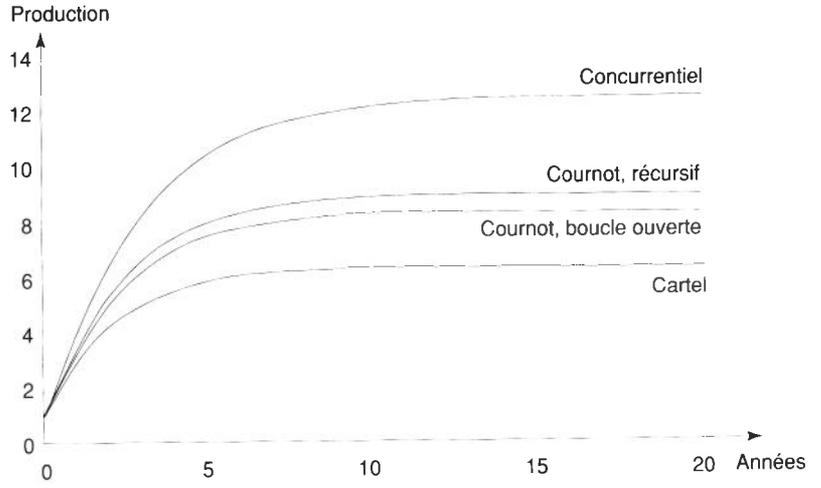
Graphique 1.b
Différence entre les
productions d'équilibre
récursif et en boucle
ouverte



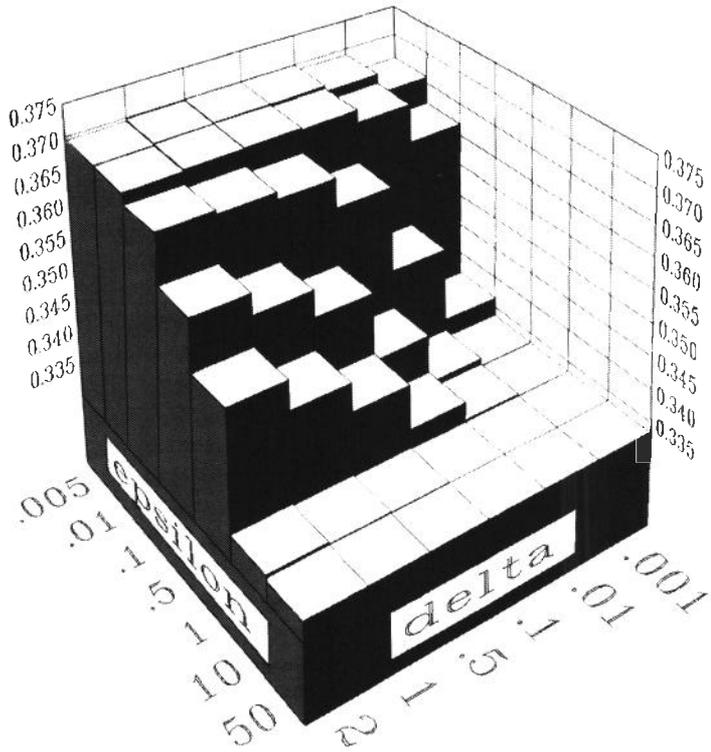
5. Si $\theta = 0$ et si $\delta = (1 + n)c$, où c est une constante positive, les équilibres de Nash-Cournot parfaits et en boucle ouverte convergent vers l'équilibre concurrentiel lorsque n tend vers l'infini; les équilibres concurrentiel et parfaitement collusifs sont indépendants de n (graphique 2). Quand n devient grand, le coût d'ajustement des firmes tend vers l'infini, elles n'effectuent plus que des ajustements de production infinitésimaux et donc ne captent qu'une fraction infinitésimale du marché. Le graphique 3 illustre la relation entre la production, ε et δ , si la fonction inverse de demande est de la forme $p = 1 - Q_r$.

6. Dans les deux types d'équilibre, parfait et en boucle ouverte, la production est une fonction décroissante de ν .

Graphique 2.
Trajectoires de quatre
modèles



Graphique 3.
Relations entre la
production, ϵ et δ



ESTIMATION

Notre objectif est d'obtenir une estimation convergente de l'indice de pouvoir de marché v . Nous estimons également les paramètres d'ajustement δ . Pour la procédure d'estimation, il est préférable de poser que les paramètres τ^i et θ^i sont différents pour chaque firme et variables au cours du temps. Nous posons également que l'intercept de la fonction de demande qui s'adresse à chaque firme ou pays, a^i , est variable selon les firmes ou les pays afin de tenir compte de certains types de différences de qualité ou de différentiels de coûts de transport. Cette flexibilité conduit à éliminer certaines restrictions, mais le modèle reste identifiable à partir des restrictions restantes.

Pour l'estimation, nous supposons que le facteur d'actualisation β est certain et identique pour toutes les firmes, que δ et v sont les mêmes pour toutes (il y a symétrie entre les firmes dans leurs fonctions de coûts d'ajustement), et que le produit est homogène. Dans la partie suivante, nous envisageons le cas plus général de produits différenciés et de valeurs de δ ou de v différentes pour chaque firme.

Nous estimons l'équation d'ajustement :

$$q_t = g(t) + Gq_{t-1} \quad (7)$$

où G est une matrice $(n + 1) \times (n + 1)$ et $g(t)$ un vecteur colonne de dimension $n + 1$, est une fonction non restreinte de variables exogènes. On ne fait aucune hypothèse d'anticipations rationnelles de la part des firmes concernant l'évolution des variables exogènes, et nous n'imposons ni la constance ni l'identité des intercepts de demande et de coûts moyens individuels⁽⁹⁾.

La principale justification de cette stratégie d'estimation est sa simplicité. Les estimations des éléments de G sont utilisées pour déduire la valeur du paramètre v . La nature de la structure de marché est logiquement indépendante de l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Si cette hypothèse est vérifiée, l'ignorer introduit un biais, mais cela n'affecte pas la convergence de nos estimations.

Équilibre en boucle ouverte

Soit v^i un vecteur colonne de dimension $n + 1$ comportant un 1 en $i^{\text{ème}}$ position et v_j^i partout ailleurs⁽¹⁰⁾. Cette approche généralise la sec-

⁽⁹⁾ Nous pourrions construire un test de l'hypothèse d'anticipations rationnelles en incluant un vecteur exogène d'état de l'information disponible dans le jeu markovien (Chow, 1981). Il existe une vaste littérature (cf. les références de la note 4) décrivant la construction de tels tests dans les modèles en boucle ouverte.

⁽¹⁰⁾ Rappelons que l'on peut interpréter v_j^i comme une variation conjecturale.

tion précédente où v^i était posé identique pour toutes les firmes. Pour β donné, une matrice G et une pente de fonction de demande b (et donc K^i) estimées, v^i et δ satisfont, dans un équilibre en boucle ouverte (cf. l'annexe):

$$K^i v^i = [G^{-1}(I - G)(I - \beta G)]^1 \sigma^i \delta^i \tag{8}$$

L'équation (8) ne fait pas intervenir l'hypothèse de symétrie des firmes, mais sa résolution explicite implique de faire cette hypothèse ou une hypothèse analogue. La matrice K^i est de rang deux. Par suite, dans le cas général, (8) admet une infinité de solutions ou n'en admet aucune.

Si l'on fait l'hypothèse de symétrie, un équilibre symétrique requiert l'égalité des éléments diagonaux de G , g_1 , ainsi que des éléments hors diagonale g_2 . Si G est estimée avec cette restriction, tous les éléments du vecteur colonne figurant dans le membre droit de (8), sauf le $i^{\text{ème}}$ sont égaux, et il existe une seule solution de (8). Plus généralement, si l'on n'impose pas la symétrie, la fonction de demande s'adressant à la firme 1 par exemple, est:

$$p^1 = a^1(t) - \sum_{j=1}^{n+1} b_{1j} q_j^i$$

et (8) est équivalente à:

$$\begin{bmatrix} 2b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1,n+1} \\ b_{12} & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ b_{1,n+1} & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ v_1^1 \\ \cdot \\ \cdot \\ v_n^1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{1,n+1} \end{bmatrix} \delta^1$$

où les y_{ij} ne dépendent que de β et des éléments de G . L'existence d'une solution de (8) requiert que:

$$b_{ij} / b_{ik} = y_{ij} / y_{ik} \quad \forall i, j, k \neq i \tag{9}$$

qui définit $n^2 - 1$ restrictions sur le système de demande b_{ij} et le système de réaction G . Ces restrictions sont satisfaites avec l'hypothèse de symétrie et si G est de la forme donnée par (7). Cette approche est la plus simple possible pour s'assurer de l'existence d'une solution de (8), mais ce n'est pas la plus générale.

Si (8) est vérifiée, δ^i peut être estimé de façon unique par $\delta^i = b_{ij} / y_{ij}$, avec $i \neq j$. Pour G estimé donné, δ^i est linéaire dans les estimations des coefficients de pente des demandes. Substituant à δ^i son expression, on obtient:

$$\sum_{j \neq 1} (b_{ij} / b_{ii}) v_j^i = (y_{ii} b_{ik}) / (y_{ik} b_{ii}) - 2 \tag{10}$$

pour tout $j, k \neq i$, nous disposons d'un système de $n + 1$ équations à $n(n + 1)$ inconnues. Une hypothèse supplémentaire, du type $v_j^i = v^i$, $\forall j \neq i$, est alors requise. Pour chaque firme, nous ne sommes en mesure de construire qu'un indice agrégé (ou variation conjecturale agrégée), mais il est impossible d'en déduire l'indice des firmes rivales.

Si nous supposons que $b_{ij} = b_{ik}$, $\forall j, k \neq i$ (condition plus faible que la symétrie) et que $v_j^i = v^i$, alors (9) et (10) se simplifient en :

$$1 = y_{ij} / y_{ik} \quad \forall j, k \neq i \quad (11)$$

$$v^i = (y_{ii} - 2y_{ik}) / n y_{ik} \quad (12)$$

Il est alors possible d'estimer les $(n + 1)^2$ éléments de G sous les $n^2 - 1$ restrictions imposées par (11) et d'utiliser (12) pour déduire la valeur de v^i . Cette approche ne requiert pas l'estimation des paramètres de pente des demandes, b_{ij} , (b si le produit est homogène). Les paramètres de pente ne servent qu'à estimer δ^i , et bien sûr à tester les hypothèses $b_{ij} = b_{ik}$ ($j, k \neq i$).

Équilibres parfaits

Afin d'estimer v et δ dans le cas récursif, définissons les vecteurs :

$$u^i = [I - \beta(G^i \otimes G^i)]^{-1} [(G^i \otimes G^i)(\text{vec} K^i)]$$

$$x^i = [I - \beta(G^i \otimes G^i)]^{-1} [(G^i \otimes G^i) - (I \otimes G^i) - (G^i \otimes I) + I] [\text{vec}(e^i e^{i'})]$$

où $\text{vec}(Z)$ est un vecteur obtenu en empilant les colonnes de la matrice Z . Invertissons l'opérateur vec pour obtenir des matrices ; u^i et x^i sont respectivement convertis en matrices W^i et X^i .

W^i est linéaire dans les coefficients de la demande s'adressant à la firme i et X^i ne dépend que de β et de G . Si les firmes utilisent des stratégies markoviennes, v et δ doivent satisfaire (cf. l'annexe) :

$$\left[K^i + \beta W^i + (\sigma^i \sigma^{i'} + \beta X^i) \delta^i \right] v^i = G^{i-1} \sigma^i \delta^i \equiv y^{*i} \delta^i \quad (13)$$

La complexité des expressions de W^i et X^i rend difficile l'analyse de (13) dans le cas général. Notons alors qu'avec l'hypothèse de symétrie, le membre gauche de (13) est une matrice de rang 2 et l'estimation de v est indépendante de b . Si nous définissons les matrices A^i et B^i de telle sorte

que $bA^i \equiv K^i + \beta W^i$ et $B^i \equiv o^i o^{i'} + \beta X^i$, A^i et B^i ne dépendent que de β et de G .

Pour obtenir v et δ , nous réécrivons la $i^{\text{ème}}$ et la $k^{\text{ème}}$ ($k \neq i$) équations dans (12) sous la forme :

$$b \left(A_j^i + v \sum_{j \neq i} A_j^i \right) + \left(B_j^i + v \sum_{j \neq i} B_j^i \right) \delta = y_i^{*i} \delta \quad (14)$$

et

$$b \left(A_i^k + v \sum_{j \neq i} A_j^k \right) + \left(B_i^k + v \sum_{j \neq i} B_j^k \right) \delta = y_k^{*i} \delta \quad (15)$$

où A_j^i , B_j^i et y_i^{*i} sont les éléments de A^i , B^i , et y^{*i} . La formule (15) définit δ comme une fonction linéaire de b et non linéaire de v . Substituer cette fonction dans (14) conduit à une équation quadratique en v , indépendante de b . Donc dans le cas symétrique, v peut être estimé à partir de la seule connaissance de β et de G .

Bien qu'il existe en fait deux solutions aux équations (14) et (15), des simulations répétées ont montré que l'une de ces solutions correspondait à une valeur proche de celle obtenue en boucle ouverte et que l'autre solution conduisait à des valeurs peu plausibles ($v \notin (-1/n, 1)$). Il est donc en pratique assez simple de choisir la racine correcte. La comparaison des simulations des valeurs estimées de v et de δ dans les modèles récursifs et en boucle ouverte, indique que v et δ sont plus élevés dans le cas markovien.

Tests

Il est a priori possible qu'une valeur de v (ou un ensemble de valeurs dans le cas asymétrique) et une valeur de δ satisfassent (8) ou (13), sans que l'équilibre correspondant du jeu sous-jacent soit crédible. Pour toute solution de (8) ou (13), il faut vérifier les conditions de second ordre des programmes d'optimisation des firmes ainsi que la stabilité des équations aux différences de Riccati relatives à ces conditions. Pour l'équilibre en boucle ouverte, le test peut être effectué en tenant compte du fait qu'un équilibre en boucle ouverte peut toujours être défini comme la solution d'un problème de contrôle optimal. Il suffit alors de vérifier que ce problème de contrôle possède certaines propriétés (Karp et Perloff, 1993c). Si les firmes utilisent les stratégies markoviennes, il faut nécessairement résoudre le jeu à partir des estimations de δ et de v , ce qui ne pose pas de difficultés dans le cas linéaire-quadratique.

Outre l'estimation de v , indice de la concurrence sur le marché, il est également possible de tester la nature de l'équilibre (récursif parfait ou

en boucle ouverte). Sous l'hypothèse de symétrie, G peut être estimée par l'équation (7), et les mêmes restrictions doivent être imposées dans l'estimation des paramètres de demande et de pouvoir de marché, selon les deux hypothèses de comportement des firmes étudiées: en boucle ouverte ou markovienne. Avec suffisamment d'information sur les coûts, on peut par exemple estimer une fonction de coût incluant δ , la fonction de demande et le degré de contrôle du marché sous (8) ou (13)⁽¹¹⁾. Même en l'absence de données de coût détaillées, il est en principe toujours possible de tester les hypothèses de comportement des firmes, à condition de renoncer à l'hypothèse de symétrie. L'estimation de b_{ij} , G , v^{jk} et δ^{jk} ($k = o, r$) où l'indice o correspond à un équilibre en boucle ouverte et l'indice r à un équilibre récursif, soumis à (8) ou (13), conduit en général non seulement à des estimations différentes mais aussi à des valeurs différentes de la fonction de vraisemblance. Les deux ensembles de restrictions (8) et (13) ne sont donc pas équivalents dans le cas asymétrique.

Mettons en évidence cette non-équivalence sur un exemple. Pour $n = 2$, fixons G , b_{11} et b_{12} arbitrairement, puis choisissons b_{13} satisfaisant (8). Par construction, il n'existe qu'un seul estimateur de v^1 et de δ^1 satisfaisant l'ensemble des restrictions (8). Mais pour ces valeurs de G et de b_{1j} , les restrictions dans le cas récursif forment un système de trois équations indépendantes en δ^1 et v^1 , qui ne possède donc pas de solution. En modifiant le choix de b_{13} , on pourrait satisfaire ces équations, mais alors les restrictions s'appliquant en boucle ouverte ne seraient plus satisfaites. Les valeurs de la fonction de vraisemblance varient donc selon le type de restrictions qu'on lui applique et les modèles en boucle ouverte et récursifs peuvent être distingués par l'observation, même en l'absence de données de coûts détaillées. Il est malheureusement très difficile d'exprimer analytiquement les restrictions de la forme (8) ou (13) dans le cas asymétrique.

Cet exemple montre que le modèle récursif est capable de fournir davantage d'information que le modèle en boucle ouverte. Seul v^1 peut être estimé dans ce modèle. Mais dans l'exemple précédent, les restrictions du modèle récursif forment un système de trois équations indépendantes et il est possible d'estimer v^1_2 et v^1_3 .

⁽¹¹⁾ En principe, on peut appliquer dans ce cas des méthodes de tests d'hypothèses non emboîtées ou, dit de manière moins formelle, comparer les valeurs des fonctions de vraisemblance sous les deux ensembles de restrictions. Malheureusement, on dispose rarement de données fiables sur les coûts. La plupart des données individuelles de coûts sont construites à partir d'une allocation du coût total à un ensemble de catégories qui n'incluent pas de poste «ajustement». Il serait alors surprenant d'aboutir à des estimations fiables de δ à partir de telles données.

APPLICATIONS

Nous présentons l'application de notre méthode aux marchés internationaux de deux produits agricoles: le café (Karp et Perloff, 1993) et le riz (Karp et Perloff, 1989a).

Description

Pour les marchés étudiés, on ne s'intéresse qu'aux principaux pays exportateurs, les autres pays producteurs étant supposés former un groupe concurrentiel marginal dont les niveaux de production sont exogènes. Nous supposons également que les exportations des principaux producteurs sont contrôlées par leurs gouvernements (plutôt que de supposer un contrôle direct de la production). Décrivons brièvement ces deux marchés.

Le marché du café

On ne considère que les deux principaux pays producteurs, Brésil et Colombie. Depuis 1959 et jusqu'à une période récente, la plupart des exportateurs et des importateurs ont été partie prenante des accords internationaux sur le café, les ICA (*International Coffee Agreements*). Ces accords définissaient des quotas d'exportation par pays, que de nombreux pays ne respectaient d'ailleurs pas. En 1974, année où aucun accord n'avait été conclu, le Brésil et la Colombie ont essayé de former un cartel des pays producteurs, et par la suite ils furent rejoints par d'autres producteurs moins importants. Il apparaît clairement que les principaux pays producteurs ont tenté d'exercer un pouvoir de marché par le biais de ces accords. Les difficultés de leur négociation et l'échec de leur mise en œuvre montrent qu'il est peu probable que les producteurs aient formé un monopole. L'hypothèse selon laquelle la structure de ce marché se situe entre le monopole et la concurrence semble alors la plus plausible.

Deux raisons justifient le recours à un modèle dynamique pour analyser le marché du café. Premièrement, les variations des niveaux de production induisent des coûts très certainement non linéaires. Il faut attendre 2 à 5 ans après la plantation pour faire la première récolte, le niveau maximal de production est atteint entre 5 et 10 ans après la plantation, un plant pouvant produire jusqu'à 30 ans. Ceci suggère que les coûts moyens d'ajustement doivent croître avec l'importance des fluctuations de la production. Deuxièmement, les deux principaux pays producteurs, le Brésil et la Colombie, ont constitué des stocks substantiels⁽¹²⁾.

⁽¹²⁾ Les modèles classiques de stockage supposent des coûts d'ajustement non linéaires du niveau des stocks (par exemple Blinder, 1982) et utilisent couramment des approximations quadratiques de ces coûts.

Le coût d'ajustement des exportations comprend donc les coûts d'ajustement de la production et des stocks. Un modèle plus complet devrait inclure les stocks et le niveau de la production passée comme variables d'état. Pour simplifier, tout en nous rapprochant de ce modèle, nous prenons les exportations passées comme variables d'état et nous interprétons le coût d'ajustement des exportations comme la somme des coûts d'ajustement des stocks et de la production.

La période étudiée porte sur les campagnes 61-62 à 83-84. Durant cette période, la part du Brésil et de la Colombie dans les exportations mondiales de café a varié de 32 à 50 %, et représentait 43 % en moyenne du total des exportations. La part du Brésil fut, en moyenne, deux fois supérieure à celle de la Colombie.

Le Brésil et la Colombie peuvent être assimilés à des « firmes », chaque pays centralisant le contrôle de ses exportations. L'Institut du café brésilien (IBC) contrôle l'offre et les prix intérieurs, surveille le calibrage, l'emballage et la pesée, et fixe des quotas de production à l'intérieur du pays. La Fédération colombienne des planteurs de café (FNCC) achète la production des petits producteurs, évalue, torréfie, calibre, lave le café, et contrôle le marché intérieur par l'intermédiaire des prix et des taxes.

Les données sur les exportations de café proviennent de *Coffee: World Coffee Situation* (plusieurs années), publié par le Département de l'Agriculture des Etats-Unis. Le prix du café est construit comme la moyenne des prix de tous les cafés écoulés sur le marché de New-York, principal marché pour ce produit. Les données de prix, l'indice mondial du prix de gros et le produit national brut à prix constant proviennent de *International Financial Statistics*, publié par le Fonds Monétaire International.

Le marché du riz

Nous nous concentrons sur les trois plus gros producteurs : la Chine, le Pakistan et la Thaïlande, qui représentent la moitié des exportations mondiales. Ces dernières années, la part de marché de la Thaïlande a dépassé le tiers des exportations mondiales de riz, une part équivalente à celle de la Chine il y a dix ans. La Chine, le Pakistan, la Thaïlande et les Etats-Unis ont fourni les deux-tiers des exportations au cours des vingt dernières années.

Nous considérons que les Etats-Unis appartiennent au groupe des producteurs marginaux ou « frange concurrentielle », car à la différence des autres grands pays producteurs, les Etats-Unis ne possèdent pas d'organisme centralisé de contrôle des exportations. Les producteurs américains semblent se comporter concurrentiellement, et bien que fréquentes, les interventions du gouvernement américain varient

considérablement dans le temps et ne semblent pas dépendre de la conjoncture des marchés mondiaux.

Nous supposons que la Chine, le Pakistan et de la Thaïlande adoptent un comportement non concurrentiel pour trois raisons. Tout d'abord, ces pays détiennent des parts de marché importantes et ont des offices centralisées de contrôle de leurs ventes. Ensuite, des restrictions non tarifaires affectent 93% des importations mondiales et 76% des exportations. Enfin, le marché du riz à l'exportation est un marché étroit. Il n'y a pas d'échanges organisés à grande échelle, et les principales maisons de négoce des Etats-Unis, d'Europe, de Singapour et de Hong-Kong peuvent prélever des commissions de l'ordre de 5 à 10% sur les transactions. Avec des coûts de transaction, de recherche et de transport maritime élevés, les prix FOB ne peuvent donc pas s'égaliser rapidement.

Les données sur le prix mondial du riz et les quantités de riz exportées sont extraites des statistiques de la FAO. Le prix du blé, substitut du riz, est établi par l'*International Wheat Council*. L'indice mondial du prix de gros et les indices de produit national brut par pays proviennent des statistiques du FMI.

Résultats des estimations

Pour ces deux biens, nous avons estimé les courbes linéaires de demande par une méthode de variables instrumentales en utilisant le prix de divers substituts et des tendances temporelles; puis nous avons estimé les équations d'ajustement (7). Ceci permet de construire des estimations de v pour les marchés du riz et du café. Dans l'estimation des courbes de demande, tous les prix sont « déflatés » par un indice mondial des prix de gros. Nous ne discutons pas davantage des coefficients de pente des demandes qui n'interviennent que dans l'estimation de δ et pas dans celle de v .

Les équations (7) ont été estimées par la méthode de Zellner et les résultats sont présentés dans Karp et Perloff (1989a et 1993). Les exportations de chaque pays sont régressées contre leurs exportations passées, les exportations présentes et passées des autres pays, une tendance temporelle, et des variables indicatrices pour tenir compte des accidents climatiques. Pour le café, on a introduit une variable muette pour tenir compte de la grande gelée au Brésil en 1977-1978. Pour le riz on a fait de même pour la récolte 1973, considérablement réduite par le mauvais temps.

Nous imposons des contraintes de symétrie entre équations, et d'égalité des coefficients des exportations passées dans chaque équation, c'est-à-dire que $g_1^1 = g_2^2 \equiv g^1$ et $g_2^1 = g_1^2 \equiv g^2$ où g_j^i est l'élément (i,j) de la matrice G . Pour les deux marchés, ces restrictions ne sont pas rejetées au seuil de 5%; en revanche les hypothèses que g^1 ou g^2 soient nuls sont rejetées. Les résultats des estimations des équations d'ajustement pour le café sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1.
Équations
d'ajustement :
régression des
exportations sur les
exportations passées

	Brésil	Colombie
Constante	12 986,0 (4,99) ^(a)	6 967,9 (4,28)
Gel au Brésil (1977-78)	- 9 980,7 (- 4,66)	843,7 (0,74)
Temps	22,4 (0,30)	124,8 (2,59)
Exportations passées du Brésil	0,302 (2,27)	- 0,192 (- 2,42)
Exportations passées de la Colombie	- 0,192 (- 2,42)	0,302 (2,27)
R^2	0,57	0,74
Durbin-Watson	2,23	1,57
b de Durbin	- 0,72	1,34

^(a) Les chiffres entre parenthèses sont les statistiques de Student contre l'hypothèse de nullité des coefficients.

Estimation classique

Pour les deux marchés, nous supposons que $\beta = 0,95$ et nous utilisons les équations d'ajustement pour estimer v dans les modèles en boucle ouverte (indice o) et markovien parfait (indice r) (tableau 2). Le premier groupe d'estimations du tableau 2 résulte de procédures de régression standard (estimation classique).

Pour le café, les estimations par la méthode classique (indiquées par c) de v dans les deux modèles sont $v_c^o = \phi_o(G) = - 0,84$ et $v_c^r = \phi_r(G) = - 0,80$, où $\phi_o(G)$ est une fonction non linéaire de G , tirée de l'équation (8), et $\phi_r(G)$ une fonction non linéaire tirée de l'équation (13). Ces estimations ponctuelles de v sont proches du niveau concurrentiel, puisque pour $n = 1$, $- 1/n = - 1$. A partir des écarts-types calculés par développement de Taylor, on ne peut pas rejeter l'hypothèse de fonctionnement concurrentiel du marché. A l'inverse, les comportements à la Cournot ($v = 0$) et collusifs ($v = 1$) sont rejetés⁽¹³⁾.

En ce qui concerne le marché du riz, les estimations de v sont $v^o = - 0,37$ et $v^r = - 0,32$, également proches du niveau concurrentiel de $- 0,5$. Sur la base des écarts-types approchés par développement de

⁽¹³⁾ Le Brésil et la Colombie étant de poids très différents, $v = 1$ ne correspondrait à une situation collusive que dans le long terme où les volumes de leurs exportations seraient identiques. Au cours de la période étudiée, la part de la Colombie a augmenté par rapport à celle du Brésil.

Taylor, les hypothèses de comportement concurrentiel ou de concurrence à la Cournot ne sont pas rejetées, mais nous pouvons rejeter l'hypothèse de collusion parfaite sur le marché du riz.

Tableau 2.
Estimations classiques
et estimations
bayésiennes sous
contraintes d'inégalité

	Café		Riz	
	v^o	v^r	v^o	v^r
<i>Estimations classiques</i>				
v^k (non contraint)	- 0,84	- 0,80	- 0,37	- 0,32
Écart-type (Approximation de Taylor)	0,27	0,31	0,17	0,20
<i>Estimations bayésiennes sous contraintes d'inégalité^(a)</i>				
Perte quadratique				
v^k (moyenne)	- 0,65	- 0,62	- 0,26	- 0,21
Écart-type (σ)	0,35	0,36	0,26	0,27
Précision de la moyenne de v^k (σ/\sqrt{T})				
	0,006	0,006	0,004	0,004
Perte en valeur absolue				
v^k (médiane)	-0,76	-0,73	-0,35	-0,30
Écart-type	0,37	0,37	0,28	0,28
Rejeté parce que (en %)				
Instable	0,002	0,002	0,004	0,004
$\delta^k \leq 0$	25,2	23,6	8,2	7,8
$v^k < - 1/n$	24,9	25,4	8,2	8,2
$v^k > 1$	<u>1,7</u>	<u>1,2</u>	<u>3,2</u>	<u>3,2</u>
Total des rejets ($1 - p$)	26,5	26,5	11,4	11,4
Écart-type asymptotique de $p = \sqrt{p(1 - p)/T}$				
	0,007	0,007	0,005	0,005

^(a) Pour $T = 5\ 000$ tirages
 v^o : stratégie en boucle ouverte, v^r : stratégie récursive

Le système dynamique estimé doit satisfaire trois propriétés pour être crédible:

- Le système estimé est stable, c'est-à-dire que g_1 et g_2 vérifient: $- 1 < g_1 + ng_2 < 1$ et $- 1 < g_1 - g_2 < 1$.

- La structure de marché se situe entre la collusion totale et la concurrence parfaite dans les deux modèles:

$$1 > v^k = \Phi_k(G) > - 1/n, k = o \text{ ou } r.$$

– Le paramètre d'ajustement δ est positif dans les deux modèles :

$$\delta^k = \Omega_k(G, b) > 0, k = o \text{ ou } r.$$

Nos estimations ponctuelles par la méthode classique des éléments de G et nos estimations de v^k et de δ^k , avec $k = o, r$, satisfont à ces restrictions.

Estimation bayésienne

Plutôt que d'estimer le système sans contraintes en espérant que les valeurs estimées se situent dans la plage admissible définie par les contraintes, comme nous l'avons fait dans l'estimation classique, nous pouvons imposer a priori les trois ensembles de restrictions précédents. Il paraît extrêmement difficile, sinon impossible, d'imposer a priori ces restrictions par une méthode classique ou de les tester. Geweke (1986, 1988, 1989), Chalfant et White (1988), et Chalfant, Gray et White (1991) ont montré comment de telles contraintes d'inégalité pouvaient être imposées et testées par des techniques bayésiennes.

Dans l'approche bayésienne, on introduit un a priori, qui est le produit d'une distribution conventionnelle et d'une indicatrice qui prend la valeur 1 si les contraintes d'inégalité sont satisfaites et 0 sinon. La distribution a posteriori est calculée par intégration numérique de Monte-Carlo avec échantillonnage à partir de la fonction d'importance⁽¹⁴⁾.

Pour estimer la probabilité que soient vérifiées les restrictions, nous calculons la proportion de tirages aléatoires de Monte-Carlo (pondérée par la fonction d'importance) qui satisfont les restrictions. Les chances que les restrictions soient vérifiées sont données dans le tableau 2 (sur la base de 5 000 tirages à partir de la fonction d'importance). Les conditions de stabilité sont quasiment toujours vérifiées. Les trois ensembles de restrictions sont vérifiés pour les trois-quarts des tirages dans le cas du café et pour les sept-huitièmes d'entre eux dans le cas du riz. On peut donc raisonnablement imposer ces restrictions sur les deux marchés étudiés. Le paramètre δ est positif dans les trois-quarts des cas pour le café et dans 90 % des cas pour le riz, ce qui suggère l'existence d'ajustements dynamiques sur les marchés.

Pour une fonction d'écart quadratique (resp. en différence absolue), des estimations convergentes des paramètres avec restrictions peuvent

⁽¹⁴⁾ Geweke (1986) expose cette approche dans le cas d'une seule équation. La généralisation à plusieurs équations utilisée ici est basée sur Chalfant et White (1988) et Chalfant, Gray et White (1991). Ces articles et celui de Kloek et Van Dijk (1978) discutent des méthodes de Monte-Carlo utilisant l'échantillonnage à partir de la fonction d'importance. Geweke discute rapidement notre problème de variables endogènes retardées.

être obtenues en calculant la moyenne (resp. la médiane) des estimations des coefficients pour tous les tirages qui satisfont les contraintes (Zellner, 1971, p. 24-25). En fait, nous avons construit la totalité des distributions a posteriori de v_b^o et v_b^r .

Le tableau 2 résume les résultats obtenus à partir des méthodes classiques et bayésiennes. Les v_b^k construits à partir de fonctions d'écart en différence absolue (les médianes) sont proches des estimations ponctuelles classiques. Les v_b^k dérivés de fonctions d'écart quadratique (les moyennes) sont légèrement supérieurs aux estimations classiques (de 0,1 pour le riz et de 0,2 pour le café). Les écarts-types de v_b^k dans le cas quadratique ne sont que très légèrement supérieurs aux approximations de Taylor fournies par la méthode classique.

L'estimation bayésienne décrivant l'ensemble de la distribution a posteriori des paramètres de pouvoir de marché, v_b^k , peut être utilisée pour calculer la probabilité que v_b^k appartienne à un certain intervalle. Les résultats pour les intervalles les plus intéressants sont rassemblés dans le tableau 3.

Tableau 3.
La distribution du v^k
tirée de l'estimation
bayésienne

Pourcentage du poids entre le café et le riz ^(a)		Café		Riz	
		v^o	v^r	v^o	v^r
$-1/n$	0	93,5 %	92,8 %	88,1 %	84,5 %
0	1/2	4,2	4,8	9,0	12,4
1/2	1	2,3	2,4	2,9	3,1
$-1/n$	v_c^k	34,0	35,1	43,6	46,5
	v_c^k	59,5	57,7	44,5	38,0
$-1/n$	v_b^k	67,2	65,5	66,5	64,5
	v_b^k	26,3	27,3	21,6	19,9

^(a) L'estimation par la méthode classique est notée v^k ($k=o$ ou r) et l'estimation par la méthode bayésienne est notée v_b^k ($k=o$ ou v), dérivée d'une fonction de perte quadratique. Par définition, la moitié de la masse se situe entre $-1/n$ et la perte absolue (estimateurs de la médiane), qui sont pour le café: $v^o = -0,76$ et $v^r = -0,73$ et pour le riz: $v^o = -0,35$ et $v^r = -0,30$.

La probabilité que v_b^k se situe entre les niveaux concurrentiels et de Nash-Cournot est supérieure à 90 % pour le café, à peine un peu moins pour le riz. Les deux-tiers des deux distributions se situent au-dessous de la moyenne des estimations de v_b^k . Le rapport des probabilités a posteriori que la structure de marché se situe entre la concurrence et l'équilibre de Cournot plutôt qu'entre l'équilibre de Cournot et la collusion dans le modèle récursif parfait est de 12,9 pour le café et de 12,6 pour le riz. En d'autres termes, il existe 13 fois plus de chances que les marchés soient plus concurrentiels qu'un oligopole de Cournot que l'inverse.

Simulations

On peut simuler les niveaux de production d'équilibre de long terme, ce que nous avons fait à partir de nos estimations pour le marché du café (tableau 4). Nous normalisons le volume de telle sorte que la production totale soit de 100 dans un équilibre concurrentiel de long terme. La production totale serait alors de 66,67 dans un équilibre de Nash-Cournot symétrique en boucle ouverte, soit les 2/3 du niveau concurrentiel et de 50 en situation de collusion parfaite, la moitié du niveau de l'offre totale en concurrence parfaite.

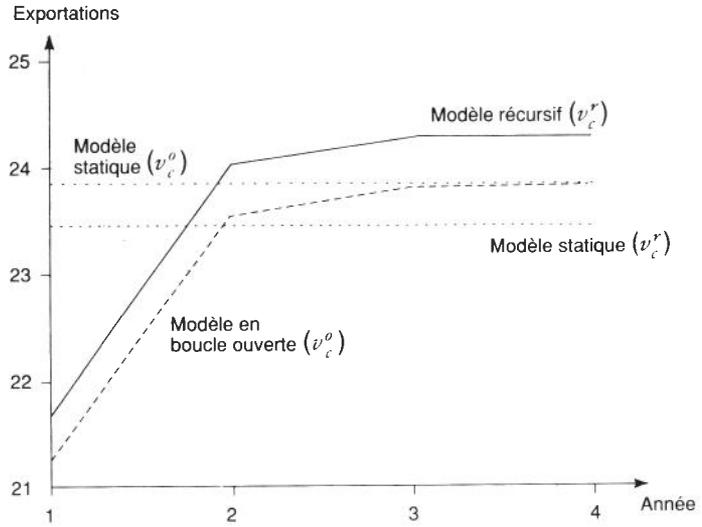
Tableau 4.
Simulation des
exportations dans les
différents modèles

Modèle	Exportations brésiliennes et colombiennes (statiques ou en long terme)	Pourcentage de la production en concurrence parfaite
Concurrence statique et dynamique ($v = -1$)	25 789	100
Récurrentif (v_c^o)	24 665	96
Récurrentif (v_c^f)	24 308	94
Modèles statiques et en boucle ouverte (v_s^o)	23 868	93
Modèles statiques et en boucle ouverte (v_s^f)	23 469	91
Récurrentif (v_b^f)	22 601	88
Récurrentif (v_b^o)	22 504	87
Modèles statiques et en boucle ouverte (v_s^o)	22 232	86
Modèles statiques et en boucle ouverte (v_b^o)	21 948	85
Cournot récurrentif ($v = 0$)	17 557	68
Cournot statique et en boucle ouverte ($v = 0$)	17 192	67
Collusion statique et dynamique ($v = 1$)	12 894	50

Note: Les exportations sont en milliers de sacs de 60 kg. Les v_b^k sont les estimations bayésiennes avec une fonction de perte quadratique et les v_s^k sont les estimations bootstrap ($k=0$ ou v)

A partir des estimations ponctuelles classiques, on peut évaluer la production d'équilibre de long terme en boucle ouverte à 93, et la production à l'équilibre parfait à 95. Sur la base des estimations bayésiennes moyennes, la production d'équilibre en boucle ouverte serait de 86, et la production à l'équilibre parfait de 87. Bien que la structure de marché estimée soit quasi-concurrentielle (v est proche de -1), les niveaux simulés de production d'équilibre de long terme sont inférieurs de 7 à 14% aux niveaux de production concurrentiels, selon le modèle de comportement des pays exportateurs et la méthode d'estimation choisie (graphique 4).

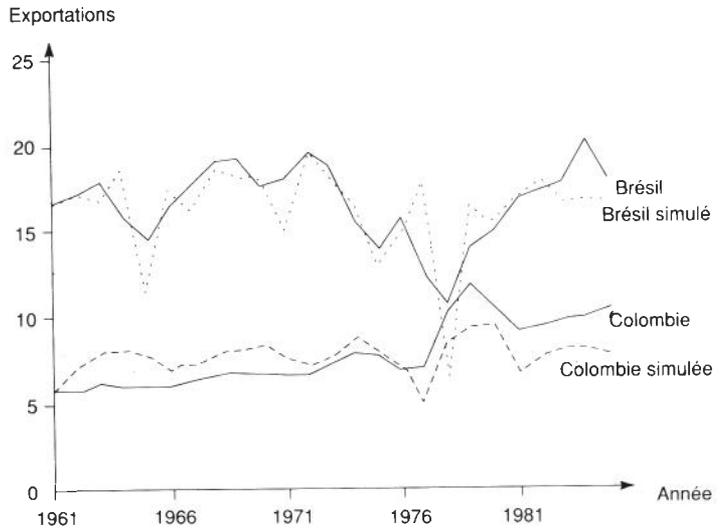
Graphique 4.
Exportations selon
différents modèles



Les exportations sont en milliers de sacs de 60 kg.

L'importance des coûts d'ajustement affecte les niveaux de production d'équilibre de long terme lorsque les pays exportateurs utilisent des stratégies markoviennes. Dans le modèle statique où v vaut $-0,83$ (estimation classique), chaque pays produit 92 au lieu de 95 à l'équilibre de long terme du modèle dynamique avec coûts d'ajustement. Si l'on se base sur les estimations bayésiennes moyennes, la production dans le modèle statique est de 84, pour un $v = -0,67$ et de 87 dans le modèle dynamique.

Graphique 5.
Exportations réelles et
simulées



Les exportations sont en milliers de sacs de 60 kg.

Le graphique 5 illustre les valeurs réelles et simulées des exportations sans prise en compte des fluctuations de la demande au cours du temps. Même sans ajustement de la demande, les séries simulées et observées apparaissent très proches l'une de l'autre.

CONCLUSION

Deux nouvelles familles de modèles dynamiques d'oligopole, en boucle ouverte et récurrents, recouvrant une large classe de structures de marché possibles, peuvent être utilisées pour estimer le degré de concurrence sur un marché et tester la nature des stratégies des firmes. Une méthode d'estimation d'un modèle linéaire-quadratique, facile à mettre en œuvre, est appliquée aux marchés internationaux du riz et du café. Deux approches de l'estimation sont abordées : une démarche économétrique classique et une approche bayésienne permettant d'imposer des contraintes d'inégalité. Les résultats obtenus par ces deux méthodes sont très proches. Toutefois l'approche bayésienne permet de construire une approximation empirique de la distribution des variables de comportement stratégique, et donc de calculer simplement la probabilité que le paramètre de pouvoir de marché soit compris dans un certain intervalle. Enfin, dans le cas du café, nos simulations suggèrent des réductions de 7 à 14% des niveaux de production du Brésil et de la Colombie à l'équilibre de long terme par rapport aux niveaux de production concurrentiels.

BIBLIOGRAPHIE

- APPELBAUM (E.), 1982 — The estimation of the degree of oligopoly power, *Journal of Econometrics*, 19(2/3), pp. 287-299.
- BLANCHARD (O.J.), 1983 — The production and inventory behavior of the American automobile industry, *Journal of Political Economy*, 91(3), pp. 365-400.
- BLINDER (A. S.), 1982 — Inventories and sticky prices: more on the microfoundations of macroeconomics, *American Economic Review*, 72(3), pp. 334-349.
- CHALFANT (J.A.), WHITE (K.J.), 1988 — Estimation and Testing in Demand Systems with Concavity Constraints, University of California, Department of Agricultural and Resource Economics, Berkeley, Working Paper n° 454.

- CHALFANT (J.A), GRAY (R.S.) et WHITE (K.J.), 1991 — Evaluating prior beliefs in a demand system: the case of meats demand in Canada, *American Journal of Agricultural Economics*, 73(2), pp. 276-490.
- CHOW (G.C.), 1981 — *Econometric Analysis by Control Methods*, New York, John Wiley and Sons Inc.
- EPSTEIN (L.G.), 1981 — Duality theory and functional forms for dynamic factor demands, *Review of Economic Studies*, 48(1), pp. 81-95.
- FERSHTMAN (C.), KAMIEN (M.R.), 1987 — Dynamic duopolistic competition with sticky prices, *Econometrica*, 55(5), pp. 1151-1164.
- FUDENBERG (D.) et MASKIN (E.), 1986 — The Folk theorem in repeated games with discounting and with incomplete information, *Econometrica*, 54, pp. 533-554.
- GEWEKE (J.), 1986 — Exact inference in the inequality constrained normal linear-regression model, *Journal of Applied Econometrics*, 1(2), pp. 127-41.
- GEWEKE (J.), 1988 — Antithetic acceleration of Monte Carlo integration in bayesian inference, *Journal of Econometrics*, 38(1/2), pp. 73-89.
- GEWEKE (J.) 1989 — Bayesian inference in econometric models using Monte-Carlo integration, *Econometrica*, 57(6), pp. 1317-1339.
- GOLLOP (F.M.), ROBERTS (J.M.), 1979 — Firm interdependence in oligopoly markets, *Journal of Econometrics*, 10(3), pp. 313-331.
- HANSEN (L.P.), EPPLE (D.) et ROBERTS (W.), 1985 — Linear-quadratic duopoly models of resource depletion, in: *Energy Foresight and Strategy*, SARGENT (T.J.) (ed.), Resources for the Future, Washington, D. C.
- HANSEN (L.P.), SARGENT (T.J.), 1980 — Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2(1), pp. 7-46.
- HANSEN (L.P.), SINGLETON (K.J.), 1982 — Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models, *Econometrica*, 50(5), pp. 1269-1286.
- IWATA (G.), 1974 — Measurement of conjectural variations in oligopoly, *Econometrica*, 42(5), pp. 947-966.
- KARP (L.S.), PERLOFF (J.M.), 1989a — Dynamic oligopoly in the rice export market, *Review of Economics and Statistics*, 71(3), pp. 462-470.

- KARP (L.S.), PERLOFF (J.M.), 1989b — Estimating market structure and tax incidence: the Japanese television market, *Journal of Industrial Economics*, 37(3), pp. 225-239.
- KARP (L.S.), PERLOFF (J.M.), 1993a — A dynamic model of oligopoly in the coffee export market, *American Journal of Agricultural Economics*, 75(2), pp. 448-457.
- KARP (L.S.), PERLOFF (J.M.), 1993b — Dynamic models of oligopoly in agricultural export markets, in: COTTERILL (R.W.) (ed.), *Competitive Strategy Analysis in the Food System*, Boulder, Westview Press.
- KARP (L.S.), PERLOFF (J.M.), 1993c — Open-loop and feedback models of dynamic oligopoly, *International Journal of Industrial Organization*, à paraître.
- KLOEK (T.), VAN DIJK (H.K.), 1978 — Bayesian estimates of equation system parameters : an application of integration by Monte-Carlo, *Econometrica*, 46(1), pp. 1-19.
- PINDYCK (R.S.), ROTENBERG (J.J.), 1983 — Dynamic factor demands and the effects of energy price shocks, *American Economic Review*, 73(5), pp. 1066-1079.
- REYNOLDS (S.S.), 1987 — Capacity investment, preemption and commitment in an infinite horizon model, *International Economic Review*, February, 28(1), pp. 69-88.
- ROBERTS (M.J.), SAMUELSON (L.), 1988 — An empirical analysis of dynamic, nonprice competition in an oligopolistic industry, *Rand Journal of Economics*, 19(2), pp. 200-220.
- SARGENT (T.J.), 1978 — Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations, *Journal of Political Economy*, 86(6), pp. 1009-1044.
- STARR (A.W.), HO (Y.C.), 1969 — Non-zero sum differential games, *Journal of Optimization Theory and Applications*, 3(3), pp. 184-206.
- SUMNER (D.), 1981 — Measurement of monopoly behavior: an application to the cigarette industry, *Journal of Political Economy*, 89(5), pp. 1010-1019.
- ZELNER (A.), 1981 — *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, New York, John Wiley and Sons Inc.

ANNEXE

CALCUL DES CONDITIONS

N'étant intéressés que par les restrictions imposées sur les pentes de demande et les coefficients dépendants de q dans le paramètre de contrôle du marché, et non par les ordonnées à l'origine des demandes et le système d'ajustement, nous nous limiterons à la partie quadratique du problème.

Les restrictions dans le modèle en boucle ouverte

Le lagrangien du $i^{\text{ème}}$ joueur en période t est :

$$L_i^t = \sum_{\tau=t}^T \beta^{\tau-t} \left[-\frac{1}{2} q_\tau' K^i q_\tau - \frac{1}{2} u_\tau' S^i u_\tau + \lambda_\tau^i (q_{\tau-1} + u_\tau - q_\tau) \right]$$

Les conditions de premier ordre de maximisation par rapport à q_τ et u_τ^i sont :

$$-K^i q_\tau - \lambda_\tau^i + \beta \lambda_{\tau+1}^i = 0 \quad (\text{A1.a})$$

$$-v^i S^i u_\tau + v^i \lambda_\tau^i = 0 \quad (\text{A1.b})$$

On peut vérifier qu'à la période T , λ_T^i est une fonction linéaire de q et qu'alors λ_{T-1}^i est également une fonction linéaire de q . Donc par induction $\lambda_\tau^i = H_\tau^i q_\tau$ pour une certaine matrice H_τ^i . Faisant tendre T vers l'infini, H_τ^i tend vers une matrice H^i et (A1.b) devient :

$$v^i H^i q_\tau = S^i u_\tau \quad i = 1, \dots, n + 1$$

Empilons ces conditions sur l'ensemble des joueurs pour obtenir $E q_\tau = S u_\tau$, où la $i^{\text{ème}}$ ligne de E est $v^i H^i$ et la $i^{\text{ème}}$ ligne de S est $\delta^i o^i$. Par conséquent, $E q_\tau = S (q_\tau - q_{\tau-1})$ soit $q_\tau = G q_{\tau-1}$ où $G = (S - E)^{-1} S$.

Réécrivons (A1.a) avec les définitions précédentes :

$$0 = -K^i q_\tau - H^i q_\tau + \beta H^i q_{\tau+1} = (-K^i - H^i + \beta H^i G) q_\tau = 0$$

donc :

$$H^i = -K^i (I - \beta G)^{-1}$$

De la définition de G on déduit que :

$$E = (I - G^{-1})S$$

Prémultiplions membre à membre par σ^i , et utilisons la définition de E et l'expression de H^i pour obtenir :

$$\sigma^i E = \nu^i H^i = -\nu^i K^i (I - \beta G)^{-1} = \sigma^i S (I - G^{-1}) = \delta^i \sigma^i (I - G^{-1})$$

donc :

$$-\nu^i K^i = \delta^i \sigma^i (I - G^{-1})(I - \beta G)$$

et :

$$K^i \nu^i = - \left[(I - G^{-1})(I - \beta G) \right] \sigma^i \delta^i$$

Factoriser par G^{-1} conduit à (8).

Les restrictions à l'équilibre parfait

L'équation de la programmation dynamique est :

$$\begin{aligned} -\frac{1}{2} q'_{t-1} H^i q_{t-1} &= \max_{q'_t} -\frac{1}{2} q'_t (K^i + S^i + \beta H^i) q_t \\ &\quad + q'_t S^i q_{t-1} - \frac{1}{2} q'_{t-1} S^i q_{t-1} \end{aligned} \quad (A2)$$

La condition de premier ordre est :

$$-\nu^i (K^i + S^i + \beta H^i) q_t + \nu^i S^i q_{t-1}$$

Empilons les $n + 1$ conditions de premier ordre pour obtenir :

$$E q_t = S q_{t-1}$$

où la $i^{\text{ème}}$ ligne de E est $v^i(K^i + S^i + \beta H^i)$ et la $i^{\text{ème}}$ ligne de S est $\delta^i o^i$. Réécrivons cette condition sous la forme $q_t = Gq_{t-1}$ où $G = E^{-1}S$. Substituons dans la valeur maximisée de (A2) pour obtenir :

$$H^i = G'(K^i + S^i + \beta H^i)G - G'S^i - S^iG + S^i$$

Appliquons l'opérateur *vec* et simplifions, nous obtenons $\text{vec } H^i = w^i + x^i \delta^i$ où w^i et x^i sont définis dans le texte. Reconvertissons les vecteurs en matrices pour obtenir : $H^i = W^i + X^i \delta^i$. Prenons la $j^{\text{ème}}$ ligne de $EG = S$ et utilisons la définition de E pour obtenir :

$$v^j [(K^i + o^j o^{j'} d^i + \beta(W^i + X^i \delta^i))] G = o^{j'} \delta^i$$

En réécrivant cette équation, on aboutit à (13).