Article

« Effets des erreurs dans les coefficients structuraux d'un modèle intersectoriel "rectangulaire". Une approche de type Monte-Carlo »

Claude Autin, Jacques Fearnley et Ronald Rioux

L'Actualité économique, vol. 51, n° 1, 1975, p. 86-95.

Effets des erreurs dans les coefficients structuraux d'un modèle intersectoriel « rectangulaire ». Une approche de type Monte-Carlo *

1. *Un précurseur*

Peu de chercheurs se sont souciés d'étudier systématiquement les erreurs des coefficients structuraux dans les modèles « Input-Output ». W.D. Evans [1, 1954] démontre que les contraintes imposées aux équations d'équilibre des flux et les propriétés des coefficients structuraux entraînent des compensations dans les erreurs quant à leurs effets sur la matrice des « multiplicateurs ». Il en résulte que la prédiction conditionnelle des niveaux de production faite à partir d'une demande exogène donnée possède des erreurs relatives plus petites que celles des coefficients. Les formules d'erreurs obtenues par D. Evans portent essentiellement sur les effets d'erreurs dans une seule ligne de la matrice des coefficients de production.

Nous retrouvons dans notre étude ces préoccupations, mais dans le cadre un peu plus complexe des modèles intersectoriels « rectangulaires » que nous allons résumer brièvement.

2. *Le modèle intersectoriel rectangulaire*

Les modèles d'échanges intersectoriels de la nouvelle génération (modèles canadiens et québécois [2]) possèdent un nombre de catégories de transactions sur des biens et services plus grand que le nombre d'activités productives, d'où le nom de modèle rectangulaire. Les secteurs exogènes formulent leurs commandes, en valeur, aux activités productives sous forme d'un vecteur de la demande finale. Le vecteur défini dans l'espace des transactions doit être transformé à l'aide d'une matrice de répartition R qui distribue les valeurs des biens et services commandés selon les activités capables de les produire. Ayant reçu leur part des différents « marchés », ces activités transforment leurs commandes en besoins de biens et services intermédiaires (en valeur) à l'aide d'une matrice technologique A. A nouveau ces transactions doi-

---

* Communication présentée au 2ème congrès mondial de la Société d'Econométrie.

vent trouver à se répartir selon les activités productives. On procède ainsi par itérations et le processus converge. Le modèle québécois possède aussi la capacité de faire varier les matrices marginales R et A à chaque itération selon certains critères (seuils de capacité, composition des demandes, etc.). Si X_0 est la demande exogène répartie selon les activités qui la produisent, on a la série :

$$X_0 + R_1A_1X_0 + R_2A_2R_1A_1X_0 + \dots = X, \qquad (1)$$

au lieu de l'expansion traditionnelle des modèles de type « Leontief » :

$$X_0 + AX_0 + A^2X_0 + \dots = [I - A]^{-1}X_0 = X. \qquad (2)$$

Dans notre cas, la matrice des « multiplicateurs » $[I - A]^{-1}$ n'existe pas et il faut procéder par itérations. D. Evans avait étudié les effets sur $[I - A]^{-1}X_0$ des erreurs dans A. Ce qui nous préoccupe, ce sont les effets sur X des erreurs dans les matrices « marginales » R_n et A_m, $(n, m = 1, 2 \dots)$. Posé de cette façon le problème est trop compliqué puisqu'il faudrait étudier les erreurs sur les critères de choix des matrices marginales. Nous aborderons donc un problème simplifié comme l'indique la section suivante.

3. *Le problème des erreurs dans les coefficients structuraux*

L'utilisateur d'un modèle intersectoriel aimerait que les erreurs commises sur les coefficients soient limitées supérieurement par des nombres connus et qu'en conséquence on lui fournisse une borne supérieure aux erreurs sur le vecteur des niveaux d'activité, X. Chaque utilisateur a, bien sûr, sa propre fonction de perte dont les erreurs sont les arguments [1].

Inversement, pour avoir un résultat avec une erreur qui ne dépasse pas une limite fixée à l'avance, on devrait pouvoir proposer au statisticien d'évaluer les coefficients avec une approximation suffisante pour qu'il en soit ainsi. Ici, interviendrait la fonction des coûts d'estimation des coefficients pour calculer le coût d'une telle approximation. Finalement, il faudrait aller au-delà de l'erreur d'observation et comprendre les causes de la variation des coefficients telles que l'agrégation, les substitutions dues aux changements dans les prix relatifs à technique constante et variable, les non linéarités dans les fonctions de production, l'apprentissage, les changements dans les stocks de produits intermédiaires, les effets externes.

Ces deux types de questions étant posés, les réponses opératoires sont difficiles à obtenir. Même si les modèles intersectoriels deviennent de plus en plus décontractés et s'il est ainsi plus facile d'identifier les

1. Nous supposons que les erreurs de calcul (arrondissement, troncature) sont négligeables dans l'évaluation de X.

causes de la variation d'un coefficient donné, il est toujours aussi difficile de poser le problème analytiquement pour un groupe et pour l'ensemble des coefficients. Nous avons donc opté pour une méthode de simulation souple permettant le choix des coefficients erronés et le choix des niveaux des erreurs grâce aux caractéristiques de leurs fonctions de répartition.

Cette méthode, pour donner des résultats intéressants, doit s'appliquer à un modèle d'une économie réelle ; nous avons donc choisi le modèle canadien dont les données remontent à 1961 et nous retenons, pour ne pas être débordé par la taille du problème, le niveau d'agrégation admettant 16 activités productives et 40 types de transactions sur biens et services ; donc la matrice technologique A possède 40 lignes, 16 colonnes et on note 483 coefficients non nuls ; de son côté la matrice de répartition R, d'ordre 16 sur 40, a 256 coefficients non nuls. Pour simplifier encore, nous supposons que les matrices R et A ne changent pas d'une itération à l'autre et que R est connue sans erreur. La demande finale X_0, dans l'espace des activités, est aussi considérée sans erreur. Il nous reste la matrice A sujette à erreur. Avant de passer à la simulation des erreurs sur A et à l'étude de leurs conséquences, voyons quelques résultats analytiques.

4. *Encadrement par l'arithmétique des intervalles*

Supposons que pour toutes matrices R et A on ait :

$$R^- \leqq R \leqq R^+ \text{ et } A^- \leqq A \leqq A^+. \tag{3}$$

Sachant que les éléments des matrices ci-dessus sont non négatifs et que la somme de chaque colonne est strictement inférieure à 1, on en tire pour p entier :

$$R^-A^- \leqq RA \leqq R^+A^+ \text{ et } (R^-A^-)^p \leqq (RA)^p \leqq (R^+A^+)^p, \tag{4}$$

et, puisque :

$$[I - RA]^{-1} = I + RA + (RA)^2 + \dots, \tag{5}$$

on a :

$$I + R^-A^- + (R^-A^-)^2 + \dots \leqq I + RA + (RA)^2 + \dots \leqq I + R^+A^+ + (R^+A^+)^2 + \dots . \tag{6}$$

Cette formulation permet de « secouer » le système en utilisant l'information à priori des statisticiens travaillant à l'évaluation de R et de A pour déterminer les matrices d'encadrement. Evidemment le phénomène fondamental de l'interdépendance dans l'estimation des coefficients n'est pas touché, car toutes les bornes supérieures ou toutes les bornes inférieures ne peuvent être atteintes simultanément. Nous avons toutefois donné une variation de $\pm$ .10 à la matrice A de 1961 et calculé $X^- = [I - RA^-]^{-1}X_0$, $X = [I. - RA]^{-1}X_0$ et $X^+ = [I - RA^+]^{-1}X_0$. On constate bien sûr que pour toute composante x_i de X, $X_i - X_i^- < X_i^+ - X_i$ et que les erreurs relatives ne dépassent pas 0.012. Donc une atténuation marquée de l'erreur est observée malgré un choc important donné au système.

Pour nous éloigner des méthodes brutales de l'arithmétique des intervalles nous allons supposer maintenant que les erreurs dans A sont aléatoires.

5. *Erreurs aléatoires indépendantes*

Faisons l'hypothèse que les coefficients techniques sont répartis selon des distributions de probabilité indépendantes. Nous noterons a^*_{kt} un coefficient typique et A^* la matrice correspondante. Appelons a_{kt} l'espérance de a^*_{kt} et A la matrice des espérances. Nous voulons comparer l'espérance de $[I - RA^*]^{-1}$ à $[I - RA]^{-1}$. Nous travaillerons sur le développement en puissances de chacune de ces inverses. Ainsi :

$$[I - RA]^{-1} = I + RA + (RA)^2 + ... + (RA)^n + ..., \qquad (7)$$

et de la même façon, pour chaque réalisation de A^*, on a :

$$[I - RA^*]^{-1} = I + RA^* + (RA^*)^2 + ... + (RA^*)^n + ..., \qquad (8)$$

dont l'espérance est égale à :

$$E[I - RA^*]^{-1} = I + E[RA^*] + E[(RA^*)^2] + ... + E[(RA^*)^n] + ... \qquad (9)$$

Remarquons que l'élément typique de RA^* est :

$$\sum_{k_1} r_{ik_1}\, a^*_{k_1 j}\,, \qquad (10)$$

celui de $(RA^*)^2 = (RA^*)\ (RA^*)$ est :

$$\sum_{h_2} \Big(\sum_{k_1} r_{ik_1}\, a^*_{k_1 h_2} \Big) \Big(\sum_{k_2} r_{h_2 k_2}\, a^*_{k_2 j} \Big) = \sum_{h_2} \sum_{k_1} \sum_{h_2} (r_{ik_1}\, a^*_{k_1 h_2}\, r_{h_2 k_2}\, a^*_{k_2 j})\,, \qquad (11)$$

celui de $(RA^*)^n$ est :

$$\sum_{h_n} \sum_{h_{n-1}} \cdots \sum_{h_2} \sum_{k_1} \sum_{k_2} \cdots \sum_{k_n} (r_{ik_1}\, a^*_{k_1 h_2} \cdots r_{h_n k_n}\, a^*_{k_n j}). \qquad (12)$$

En regroupant les éléments aléatoires, on a finalement l'espérance de l'élément typique de $(RA^*)^n$:

$$\sum_{h_n} \sum_{h_{n-1}} \cdots \sum_{h_2} \sum_{k_1} \sum_{h_2} \cdots \sum_{h_n} (r_{ik_1}\, r_{h_2 k_2} \cdots r_{h_n k_n})\, E\,(a^*_{k_1 h_2}\, a^*_{k_1 h_3} \cdots a^*_{k_n j}) \qquad (13)$$

que l'on peut comparer à l'élément typique de $(RA)^*$ qui est :

$$\sum_{h_n}\sum_{h_{n-1}} \cdots \sum_{h_2}\sum_{k_1}\sum_{k_2} \cdots \sum_{k_n} (r_{ik_1} r_{h_2k_2} \cdots r_{h_nk_n})\ (a_{k_1h_2} a_{k_2h_3} \cdots a_{k_nj})\ . \tag{14}$$

Pour faciliter la comparaison, notons que dans un produit $(a^*_{k_1h_2} \ldots a^*_{k_nj})$ ou $(a_{k_1h_2} \ldots a_{k_nj})$, un élément donné de A^* ou de A peut apparaître plusieurs fois, et, si nous supposons qu'il n'y a que T éléments aléatoires parmi les coefficients techniques, on voit apparaître des moments de type :

$$E[(a_1^*)^{s_1}\,(a_2^*)^{s_2} \ldots (a_t^*)^{s_t}]\ , \tag{15}$$

où t, le nombre d'éléments aléatoires, est inférieur ou égal au plus petit de n ou de T, et où on a également la somme des s_i inférieure ou égale à n. En résumé, l'élément typique de $E[(RA^*)^n]$ et celui de $(RA)^n$ ne diffèrent que par les termes $E[(a_1^*)^{s_1} \ldots (a_t^*)^{s_t}]$ tirés des aléas pour le premier, auxquels correspondent les termes $(a_1)^{s_1} \ldots (a_t)^{s_t} = (Ea_t^*)^{s_1} \ldots (Ea_t^*)^{s_t}$ pour le second. L'hypothèse d'indépendance nous permet d'écrire :

$$E[(a_1^*)^{s_1}\,(a_2^*)^{s_2} \ldots (a_t^*)^{s_t}] = E[(a_1^*)^{s_1}] \ldots E[(a_t^*)^{s_t}]\ . \tag{16}$$

Il suffit maintenant de comparer $E[(a_i^*)^{s_i}]$ à $(Ea_i^*)^{s_i}$ pour tout i. Nous savons que a_i prend des valeurs dans l'intervalle de zéro à un et que s_i est entier ; comme la fonction $g(x) = x^s$ est convexe sur ce même intervalle, il s'ensuit que :

$$[Ea_i^*]^{s_i} = g(Ea_i^*) \leqq E[g(a_i^*)] = E[(a_i^*)^{s_i}]\ . \tag{17}$$

Donc, termes à termes, les sommations (13) et (14) sont telles qu'un terme de (14) est inférieur ou égal au terme correspondant de (13). Dès que $n = 2$, il existe des éléments de $E(RA^*)^n$ qui sont strictement supérieurs à leurs correspondants de $(RA)^n$; nous pouvons donc affirmer que :

$$I + RA + (RA)^2 + \ldots < E[I + RA^* + (RA^*)^2 + \ldots]\ , \tag{18}$$

et par suite :

$$X = [I - RA]^{-1}X_0 < EX^* = E[I - RA^*]^{-1}X_0\ . \tag{19}$$

Nous dirons que X^* est « biaisé » par rapport à X.

Des erreurs indépendantes sur R seule ou conjointement avec des erreurs sur A se traiteraient de la même façon. Dans le cas de dépendance on ne peut rien dire avec cette méthode, car la fonction $g(a_1, a_2, \ldots, a_t) = a_1^{s_1}a_2^{s_2} \ldots a_t^{s_t}$ n'est ni convexe, ni concave.

De toute façon la preuve de l'existence d'un biais ne nous renseigne pas sur la taille de ce biais. De plus, il est irréaliste de supposer l'indépendance des erreurs. Ainsi, le seul fait d'équilibrer les tableaux de comptabilité économique à partir desquels on estime les coefficients entraîne des interdépendances des erreurs le long des lignes et des colonnes des matrices de coefficients. On peut penser aussi aux phénomènes de substitution entre produits intermédiaires qui engendrent une dépendance entre les lignes. Nous aurons donc recours à un modèle de simulation d'erreurs dépendantes en probabilité.

6. *Le modèle de simulation d'erreurs*

T. Matuszewski nous a suggéré le modèle suivant : des critères économiques ou autres nous permettent d'isoler un ensemble de T coefficients de A interdépendants [2] ; la somme S de ces coefficients est fixe et il s'agit de distribuer S parmi T cases. Le modèle aléatoire qui engendre les T coefficients est donné par :

$$\vec{a}^{\,*} = (1-\mu)\vec{a} + \mu\frac{S}{n}\vec{b}^{\,*} \tag{20}$$

où : $\vec{a}^{\,*}$ est le vecteur des T éléments aléatoires, $\vec{a}$ est formé des valeurs effectivement disponibles dans un tableau intersectoriel donné, μ est un paramètre de contrôle de variabilité compris entre 0 et 1, $\vec{b}^{\,*}$ est un vecteur aléatoire multinomial à T composantes et les paramètres de sa distribution sont n, le nombre de tirages, et $\vec{a}\,/\,S$, le vecteur des probabilités attachées aux composantes correspondantes de $\vec{b}^{\,*}$.

Pour toutes les valeurs réalistes de $\vec{a}$, les composantes a_t^* de $\vec{a}^{\,*}$ sont comprises entre zéro et un, elles sont centrées sur leur a_t respectif, donc les espérances des erreurs sont nulles, enfin, les covariances sont négatives et la somme des erreurs pour chaque réalisation de $\vec{a}^{\,*}$ est nulle. Les formules des variances et covariances des coefficients et, par suite, des erreurs, sont :

$$\text{var}\,(a_t^*) = \mu^2/n)\,a_t(S-a_t),\ \text{cov}\,(a_t^*, a_k^*) = -\,(\mu^2/n)\,a_t a_k. \tag{21}$$

Il est évident que par les choix de μ et de n nous contrôlons la variabilité de $\vec{a}^{\,*}$. Pour chaque $\vec{a}^{\,*}$ obtenu nous calculons $X^* = [I - RA^*]^{-1}X_0$. Un échantillon est obtenu à l'aide de K épreuves indépendantes. On peut ensuite étudier les distributions marginales et conjointes des composantes de X^*. C'est ce que nous ferons dans les paragraphes suivants.

---

2. Dans notre groupe de programmes nous avons prévu de pouvoir partir aussi des erreurs sur les flux.

7. *Choix des ensembles des coefficients sujets à erreurs*

Une connaissance intime des sources et méthodes d'évaluation des flux et des coefficients du système concret soumis à l'investigation semble nécessaire pour choisir de façon réaliste les coefficients sujets à erreur. Nous avons questionné les spécialistes et il s'avère que des colonnes entières ou partielles, certaines lignes, certaines sous-matrices de A mettant en relation des secteurs et des biens connexes seraient appropriées pour nos expériences. Comme il s'agissait d'une étude plutôt exploratoire et méthodologique et que nous n'avions pas les spécialistes sous la main, il se pourrait que le réalisme de la dépendance des erreurs ait souffert quelque peu dans les choix des sous-matrices étudiées. Nous croyons toutefois que nos résultats peuvent mener à des propositions assez générales pour être utilisables.

8. *Contrôle du niveau de variabilité des coefficients*

Quelle que soit la façon d'évaluer un coefficient a_t donné, si on appelle $\bar{a}_t$ la valeur estimée de a_t et en se rappelant que a_t est compris entre 0 et 1, on a la borne « absolue » :

$$|\bar{a}_t - a_t| \leqq \max [1 - a_t, a_t] . \qquad (22)$$

Considérons maintenant l'estimation particulière a_t^*, tirée du modèle aléatoire décrit ci-dessus. Du fait qu'une composante quelconque d'un vecteur multinomial varie entre 0 et n, on déduit que :

$$(a_t^* - a_t) \in [-\mu a_t, -\mu a_t + \mu S], \text{ d'où } |a_t^* - a_t| \leqq \mu \max [a_t, S - a_t] . \qquad (23)$$

En général $S < 1$; s'il n'en était pas ainsi on pourrait toujours respecter (22) en choisissant un μ adéquat. La borne « absolue » étant respectée, on peut utiliser l'information subjective venant des spécialistes et abaisser cette borne en diminuant μ. En général nous avons choisi $\mu = .3$ [3].

Le choix de ce μ ne concernait que des propositions sûres quelle que soit la valeur de n. L'inégalité de Tchebycheff nous permet de borner l'erreur absolue (ou relative) pour chaque coefficient avec une probabilité supérieure ou égale à une valeur donnée. Ainsi :

$$\Pr [\, |a_t^* - a_t| \leqq \delta\sigma(a_t^*)] \leqq 1 - 1/\delta^2, \qquad (24)$$

ou encore :

$$\Pr [\, |a_t^* - a_t| \leqq \delta(\bar{\mu}/\sqrt{n})\, \sqrt{a_t(S - a_t)}] \geqq 1 - 1/\delta^2. \qquad (25)$$

3. Nous pouvons raisonner aussi sur les erreurs relatives :

$$|a_t^* - a_t| / a_t \leqq \mu \max[S/a_t - 1, 1].$$

En choisissant $\delta(\delta = 3$ ou 4 par exemple) on borne la probabilité et en choisissant n on borne en probabilité l'erreur absolue puisque $\mu = \bar{\mu}$ a déjà été choisi. En imposant à tout coefficient une borne ε_t on prendra :

$$n = \text{valeur entière par excès de } \delta^2 \bar{\mu}^2 \max_t \, [a_t(S - a_t) \, / \, \varepsilon_t^* \qquad (26)$$

En erreur relative nous aurions :

$$n = \text{valeur entière par excès de } \delta^2 \mu^2 \max \, [(S/a_t - 1) \, / \, \varepsilon_t'^2] \, . \qquad (27)$$

Une fois de plus la détermination de ε_t ou des ε_t' demande une connaissance poussée des conditions réelles. Il nous est donc arrivé de prendre n égal à 10 fois le nombre de coefficients erronés comme règle empirique.

9. *Les résultats cherchés et leur précision*

Le niveau de variabilité des coefficients étant choisi, nous cherchons à connaître les distributions des composantes du vecteur solution $X^* = [I - RA^*]^{-1} X_0$. Nous évaluons l'espérance de X^* par une technique classique d'intervalles de confiance qui permet d'affirmer que les intervalles d'estimation des espérances composantes contiennent *simultanément* les vraies valeurs des espérances avec une probabilité supérieure ou égale à .95. Nous évaluons la matrice des variances-covariances par une estimation ponctuelle classique ainsi que les coefficients de variation. Si les composantes de $X = [I - RE(A^*)]^{-1} X_0$ sont contenues dans les intervalles d'estimation correspondants de EX^*, on conclut que le « biais » $EX^* - X$ n'est pas évident. Remarquons que les intervalles d'estimation précédents peuvent être rendus aussi petits que nécessite la précision voulue en augmentant le nombre d'expériences indépendantes.

Des mesures globales d'erreur pour chaque expérience peuvent être évaluées. Une forme très simple serait $y = \sum_i c_i (X_i^* - X_i)$, où les c_i seraient les coefficients relatifs à un facteur primaire tel que l'emploi, par exemple. Nous avons aussi conçu toute une gamme de mesures de type distance entre X^* et X qui peuvent être choisies selon les intérêts des utilisateurs.

10. *Résultats empiriques à partir d'une sous-matrice erronée*

A titre d'échantillon nous soumettons les résultats obtenus avec 100 expériences sur une sous-matrice dont les lignes étaient associées aux catégories de transaction : « utilités » publiques, services financiers, communications, services d'affaire, services personnels, et les colonnes étaient associées aux secteurs productifs : commerce et transport, « utilités », industries des communications et des services. La somme S des coefficients était égale à .420958, μ fut fixé à .3, n à 100. Les coefficients de variation des quinze a_i^* étaient situés entre .032 et .65.

Les résultats sont les suivants :

— les coefficients de variation des composantes de X^* sont situés entre .0002 et .025 ; on constate donc une atténuation considérable de l'effet par rapport au stimulus ;

— les intervalles de confiance simultanés contiennent les valeurs X_i. On en déduit qu'il n'y a pas de « biais » apparents entre EX^* et X à un niveau de probabilité supérieur ou égal à .95 ;

— la matrice estimée des variances-covariances montre par son déterminant de l'ordre de 10^{-42} qu'au moins une relation linéaire exacte existe entre les X_i^*. Cela provient du fait que, nécessairement pour chaque réalisation de A^*, nous devons avoir $X_0 = [I - RA^*]X^*$ et qu'il se trouve que le produit RA^* possède au moins une ligne non aléatoire due à la présence d'éléments nuls dans R qui suppriment l'effet aléatoire de A^* ;

— la mise en relation de certaines mesures globales d'erreur sur X avec les mesures correspondantes sur les erreurs de $\vec{a}^*$ ne donne rien d'intéressant.

11. *Résultats empiriques à partir de plusieurs sous-matrices erronées*

Après avoir appliqué le modèle à plusieurs sous-matrices (jusqu'à 4 colonnes prises séparément), on calcule les effets conjoints en conservant les mêmes nombres aléatoires que dans l'étude des effets séparés afin de conserver les mêmes réalisations sur chaque sous-matrice intervenant dans A^*. Il y a donc dans cette application dépendance stochastique à l'intérieur des sous-matrices et indépendance entre elles. On constate que :

— les composantes de X^* semblent toujours « centrées » sur celles de X ;

— l'effet conjoint montre plus de variabilité comme on s'y attendait ; mesuré par les coefficients de variation, l'effet est moins qu'additif, mais mesuré par les variances, il semble additif.

12. *Conclusion*

Les modèles intersectoriels possèdent plusieurs centaines de coefficients non nuls dont la taille varie souvent dans des proportions de 1 à 10,000 ; de plus, ces coefficients sont estimés, pour la plupart, à l'aide d'une seule observation ; il s'ensuit que la simulation des erreurs se heurtera à l'aspect combinatoire du problème et aux difficultés d'obtention des distributions d'erreurs appropriées.

L'atténuation des erreurs, lorsqu'on passe des erreurs sur la matrice des coefficients techniques aux erreurs sur les niveaux de production, est confirmée dans le cadre de nos hypothèses, mais l'additivité des variances dans l'effet conjoint de plusieurs sous-matrices erronées devrait attirer l'attention des « fabricants » de tableaux intersectoriels. La tendance vers la mise à jour presque continue des coefficients devrait être l'occasion d'un découpage raisonné des matrices de coefficients en sous-matrices dont les erreurs seraient dépendantes. De plus, les mêmes personnes devraient utiliser au maximum l'information dont elles disposent pour se lancer dans des estimations de distributions subjectives qui seraient plus informatives que l'estimation ponctuelle traditionnelle. En attendant, réjouissons-nous de la robustesse de nos modèles intersectoriels.

Claude AUTIN,
Université Laval,
Jacques FEARNLEY,
Société Air Canada
et
Ronald RIOUX,
Statistique Canada

RÉFÉRENCES

[1] W.D. EVANS, « The Effects of Structural Matrix Errors on Interindustry Relations Estimates », *Econometrica,* vol. 22, 1954, pages 461-471.

[2] T.I. MATUSZEWSKI, « Un système rectangulaire d'échanges interindustries à rendements non proportionnels », 1er Congrès de la Société d'Econométrie, Rome, 1965.

[3] LABORATOIRE D'ÉCONOMÉTRIE, UNIVERSITÉ LAVAL. (C. AUTIN ET AUTRES). Rapport sur les expériences de simulation des erreurs dans les modèles intersectoriels.