

Modèle de prévision et de simulation de l'aide sociale au Québec

A Forecasting and Simulation Model of Public Assistance

J.-F. Gautrin and B. Verdon

Volume 50, Number 1, janvier–mars 1974

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/803030ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/803030ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Gautrin, J.-F. & Verdon, B. (1974). Modèle de prévision et de simulation de l'aide sociale au Québec. *L'Actualité économique*, 50(1), 3–26.
<https://doi.org/10.7202/803030ar>

Article abstract

This paper deals with a macro-simulation and forecasting model, called PASSIM, essentially markovian, of the working of the Quebec system of Public Assistance. It has to do with both the numbers of persons involved and with the expenditures. It became fully operational in the summer of 1972 albeit it still contains a number of important imperfections.

The model relies on a linear programming procedure to estimate probability transition matrices. This seems to represent one of the original features of the model. The basic philosophy of the Quebec Public Assistance is simple: a modified version of a guaranteed income program. This needs test is simply used to constitute the submodel for the determination of allowances. Transition matrices are three dimensional; transition probabilities may change over time due to changes in various exogeneous variables.

The model is particularly oriented to test some major changes in the law. An example of a typical simulation is presented and some gross sensitivity tests are also given.

MODÈLE DE PRÉVISION ET DE SIMULATION DE L'AIDE SOCIALE AU QUÉBEC¹

1. INTRODUCTION

Cet article décrit un modèle de prévision et de simulation de l'aide sociale, développé pour le ministère des Affaires sociales du Québec dans le cadre du projet AP-3. Le but de ce projet est le développement d'un ensemble de modèles de prévision et de simulation de l'aide sociale. Ces modèles sont destinés à la prévision des montants qui seront versés au titre de l'aide sociale à court terme, à moyen terme (12 à 18 mois) et à long terme (3 à 6 ans) en fonction de l'évolution prévue des différents facteurs qui affectent l'aide sociale : démographie, conjoncture économique... et à la simulation des effets de changements dans les règlements d'application de la loi d'aide sociale ainsi que les effets de l'évolution des autres programmes de sécurité du revenu. Les travaux, qui ont débuté au début de 1971, ont abouti au développement d'un modèle de macro-simulation : PASSIM (prévisions d'aide sociale, simulation) qui est utilisé pour la deuxième année consécutive aux fins de prévisions budgétaires et de simulation de changements dans la loi.

Actuellement, le modèle PASSIM est plus à même de remplir sa fonction de simulation que celle de prévision. En effet, il est particulièrement utile pour faire des comparaisons entre changements et modifications de la loi d'aide sociale. Par contre, le modèle ne permet pas d'évaluer les changements de comportement dus à des variations dans les règlements de l'aide sociale et d'autres programmes de sécurité du

1. Ceci constitue une version révisée d'une communication présentée au 51ème Congrès de l'Association canadienne d'Economique. De nombreuses personnes, outre les auteurs, ont participé à un moment ou à un autre au développement du modèle. On peut citer, pour SORES Inc. : I. Bergeron, L. Demers, M. Lafontaine, L. Simard ; pour la Direction générale de la Planification : A. Hurtubise, G. Thuret ; pour le Laboratoire d'économétrie : J. Fortin, L. Morin, D. Masson, M. Hupé, J. Poirier. Enfin, le projet bénéficie de l'expérience du professeur T. Matuszewski. Les opinions exprimées ici sont celles des auteurs et ne doivent pas être considérées comme représentatives d'opinions ni de politiques du ministère des Affaires sociales.

revenu. Cette défaillance nous conduit à envisager une nouvelle approche de l'aide sociale par la construction d'un modèle de micro-simulation.

Avant novembre 1970, il existait une multiplicité de régimes d'assistance sociale correspondant à des besoins spécifiques (assistance-chômage, assistance-vieillesse, pensions aux aveugles, aux veuves, aux mères nécessiteuses...). Pour recevoir des prestations d'assistance sociale, il fallait se qualifier à l'un de ces régimes. Pour pallier la complexité des lois, l'arbitraire et l'insuffisance des prestations, une refonte complète de l'assistance sociale eut lieu en 1970, aboutissant à la nouvelle loi d'aide sociale (Bill 26).

L'aide sociale est maintenant accordée aux familles ou personnes seules domiciliées sur le territoire de la province, sur la base du déficit qui existe entre les besoins de la famille ou de la personne seule et les revenus dont elle dispose. La valeur de l'aide, pour un mois donné, est égale au déficit pour ce mois entre l'ensemble des besoins d'une famille ou d'une personne seule et l'ensemble de ses revenus.

Avant l'introduction de la loi actuelle d'aide sociale, les prévisions étaient faites avec des méthodes basées sur le traitement de séries chronologiques. Avec la nouvelle loi, le recours à ces méthodes devenait impossible étant donné l'absence de séries suffisamment longues, absence temporaire il est vrai. D'autre part, étant donné les objectifs poursuivis pour la simulation de changements dans l'aide sociale, on a préféré adopter des techniques de prévision basées sur une évaluation quantitative des mécanismes internes de la loi, des interactions des programmes de sécurité du revenu et de l'influence de la conjoncture économique.

Le modèle devrait être à même de tenir compte de quatre types de changements :

- (i) changements dans les lois et règlements régissant le programme de l'aide sociale ;
- (ii) changements dans les attitudes des bénéficiaires potentiels et actuels ;
- (iii) changements dans les autres programmes de sécurité sociale ;
- (iv) changements dans les variables représentatives de l'économie québécoise.

2. LA MÉTHODOLOGIE

2.1. *Choix de la méthodologie et nomenclature du modèle*

L'aide sociale est un régime résiduel de sécurité du revenu ; autrement dit elle intervient une fois que les autres régimes de sécurité du revenu ont pris en charge partiellement ou totalement les besoins des ménages défavorisés (régime d'assurance-chômage, régime des pensions de vieillesse, régime des allocations familiales, etc.). La conjoncture éco-

nomique, les programmes sociaux, les habitudes de comportement, ont tous des relations étroites avec PASSIM. Le modèle PASSIM permet le calcul de l'évolution mensuelle du nombre de ménages bénéficiaires de prestations d'aide sociale ainsi que des montants qui leur sont versés.

— *PASSIM est bien un modèle de simulation et n'est pas un modèle de régulation statistique.* L'absence de séries chronologiques suffisamment longues, de même que la possibilité de changements structurels importants rendent très hasardeux l'emploi d'un modèle linéaire stochastique pour la prévision. Il est donc préférable de spécifier un grand nombre de relations simples qui ont une interprétation directe et sur lesquels l'utilisateur comme le concepteur ont une action directe.

— *PASSIM est un modèle markovien à rythme mensuel* avec certaines caractéristiques particulières qui seront décrites dans la section suivante. Les vecteurs d'état mensuels correspondent à une réalité concrète dans l'administration de l'aide sociale. Ils sont définis par les états successifs des fichiers administratifs lorsqu'ils sont clos chaque mois à date fixe pour l'émission des chèques de prestations.

Des nomenclatures ont été définies pour les principales variables du modèle caractérisant les ménages bénéficiaires d'aide sociale : les besoins et ressources du ménage, la situation économique du chef du ménage (assisté social réel ou potentiel), et la composition du ménage.

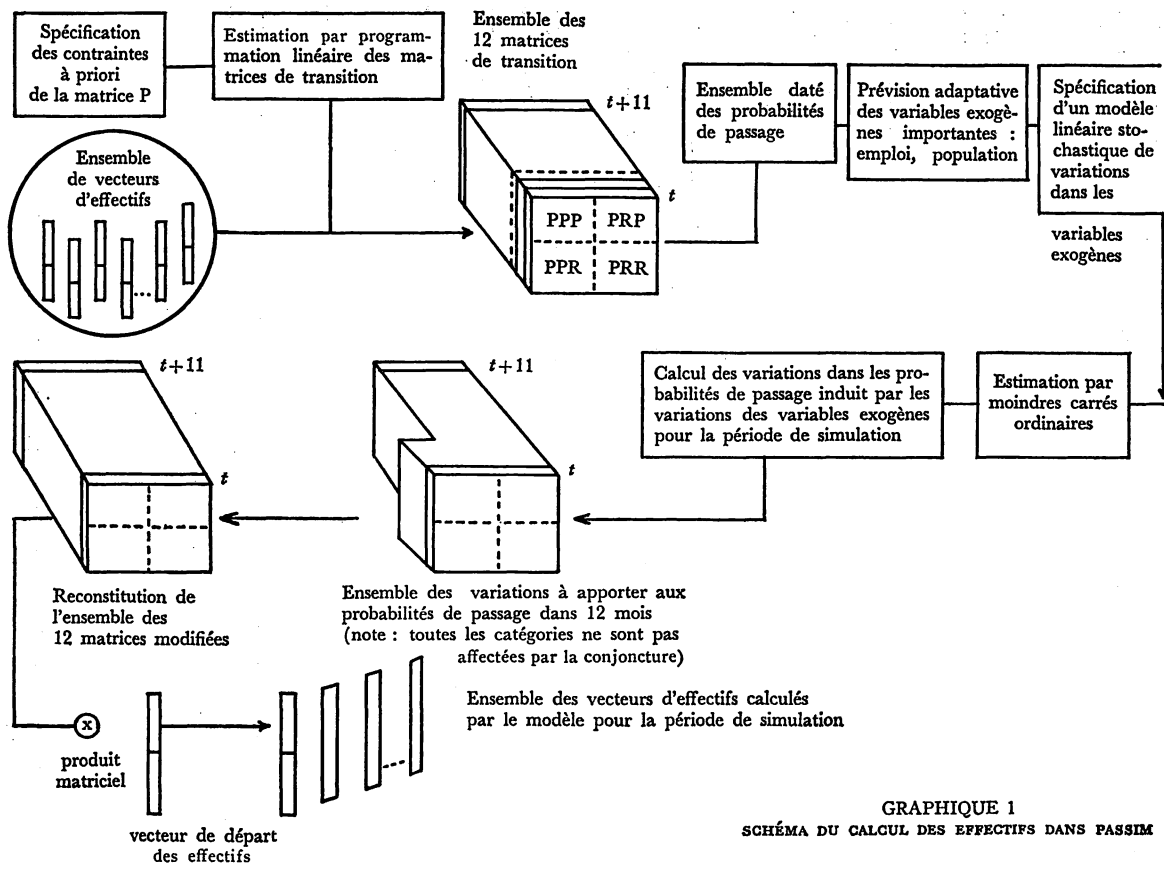
Aux termes de la loi, *les besoins d'un ménage* sont ordinaires ou spéciaux. Sont considérés comme des besoins ordinaires la nourriture, le vêtement, les nécessités personnelles et domestiques ainsi que les frais afférents au logement ; les autres besoins sont des besoins spéciaux. Quant aux *ressources* des ménages, elles proviennent des revenus de travail, de placements ainsi que des transferts gouvernementaux.

Aux termes de la loi, les assistés sociaux sont les bénéficiaires d'aide sociale à titre de chef de famille ou de personne seule. Dans le cadre du projet AP-3, nous les appelons *assistés réels*. L'assisté réel est nécessairement un adulte de 18 ans ou plus. Une autre notion de base est celle d'*assisté potentiel*. Il est défini comme un adulte de 18 ans ou plus susceptible de devenir assisté réel.

Dans la détermination des nomenclatures², nous avons voulu isoler les catégories les plus créatrices d'assistés sociaux. D'autre part, étant donné que l'on s'attendait à ce que la conjoncture économique ait une

2. On distingue donc, finalement, pour les assistés potentiels :

- 1 — Entrées
- 2 — Chômeurs venant des groupes vulnérables
- 3 — Chômeurs venant des groupes non vulnérables
- 4 — Chômeurs en quête d'un premier emploi
- 5 — Employés vulnérables
- 6 — Employés non vulnérables
- 7 — Hors main-d'œuvre de 18 à 64 ans



GRAPHIQUE 1
SCHEMA DU CALCUL DES EFFECTIFS DANS PASSIM

forte influence sur les traditions, nous avons retenu le critère emploi et participation à la main-d'œuvre.

2.2. Structure des relations formelles du modèle

2.2.1. — La structure du modèle est particulièrement simple. L'état du système à un mois donné est représenté par le vecteur d'effectifs des différentes catégories d'assistés sociaux potentiels et réels. Le passage de l'état du système à un mois subséquent se fait par une matrice de transition. D'autre part, chaque mois, les besoins et les ressources des assistés sociaux sont calculés pour obtenir les prestations totales par catégories et pour l'ensemble. Ceci constitue les mécanismes principaux du modèle, mais il offre en fait plus de possibilités.

On peut décomposer le mécanisme en deux, une partie étant le calcul des effectifs et l'autre, le calcul des prestations.

Le mécanisme du calcul des effectifs est décrit en détail au graphique 1. Formellement, à chaque itération, le calcul se détaille comme ceci³ :

$$(1) \quad V_{t+1} = P_{t+1} V_t$$

$$(2) \quad \begin{bmatrix} \text{AP} \\ \text{---} \\ \text{AR} \end{bmatrix}_{t+1} = \begin{bmatrix} \text{PPP} & \text{PRP} \\ \text{---} & \text{---} \\ \text{PPR} & \text{PRR} \end{bmatrix}_{t+1} \begin{bmatrix} \text{AP} \\ \text{---} \\ \text{AR} \end{bmatrix}_t$$

$$(3) \quad \begin{bmatrix} \text{AP} \\ \text{---} \\ \text{AR} \end{bmatrix}_{t+2} = \begin{bmatrix} \text{PPP} & \text{PRP} \\ \text{---} & \text{---} \\ \text{PPR} & \text{PRR} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{PPP} & \text{PRP} \\ \text{---} & \text{---} \\ \text{PPR} & \text{PRR} \end{bmatrix}_{t+1} \begin{bmatrix} \text{AP} \\ \text{---} \\ \text{AR} \end{bmatrix}_t$$

8 — Hors main-d'œuvre de 65 ans et plus

9 — Sorties

C'est le secteur de provenance industrielle qui détermine la vulnérabilité.

Pour les assistés sociaux réels, la nomenclature est la suivante :

1 — 65 ans et plus

2 — Employés

3 — Chômeurs avec prestations

4 — Chômeurs sans prestations

5 — Inaptes permanents

6 — Conjointes absents

7 — Inaptes temporaires

8 — Autres

Grâce à l'ordre hiérarchique suivi, les catégories sont mutuellement exclusives.

3. Soit :
- V** : le vecteur des effectifs totaux
 - AP** : le vecteur des assistés sociaux potentiels
 - AR** : le vecteur des assistés sociaux réels
 - PPP** : probabilité de passage de potentiels à potentiels
 - PFR** : probabilité de passage de potentiels à réels
 - PRP** : probabilité de passage de réels à potentiels
 - PRR** : probabilité de passage de réels à réels

TABLEAU 1

VARIATION DES PROBABILITÉS DE PASSAGE SELON LE NOMBRE DE MOIS ÉCOULÉS

Catégories	Nombre de mois	Inaptes temporaires				Chômeurs vulnérables			
		1 mois	2 mois	6 mois	12 mois	1 mois	2 mois	6 mois	12 mois
Entrées		.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000
Chômeurs vulnérables		.0000	.0000	.0008	.0032	.6021	.3504	.0609	.0483
Chômeurs non vulnérables		.0000	.0002	.0011	.0049	.0000	.0005	.0026	.0093
Chômeurs en quête d'un 1er emploi		.0000	.0001	.0009	.0026	.0000	.0003	.0009	.0031
Employés vulnérables		.0114	.0132	.0378	.0521	.2418	.4191	.5915	.4713
Employés non vulnérables		.0173	.0330	.0537	.1119	.0395	.0583	.1464	.1908
Hors main-d'œuvre 18 à 64 ans		.0121	.0378	.0999	.1362	.0250	.0433	.0923	.1780
Hors main-d'œuvre 65 ans et +		.0021	.0035	.0102	.0504	.0007	.0011	.0023	.0139
Sorties		.0004	.0009	.0029	.0065	.0004	.0009	.0026	.0054
65 ans et plus		.0023	.0040	.0097	.0133	.0000	.0000	.0002	.0004
Employés		.0027	.0045	.0054	.0070	.0000	.0002	.0017	.0027
Chômeurs avec prestations		.0002	.0004	.0004	.0005	.0125	.0165	.0062	.0025
Chômeurs sans prestation		.0050	.0087	.0113	.0181	.0780	.1077	.0863	.0628
Inaptes en permanence		.0145	.0262	.0334	.0463	.0000	.0002	.0007	.0017
Conjoints absents		.0205	.0963	.0509	.0683	.0000	.0004	.0016	.0031
Inaptes temporairement		.9086	.8268	.6785	.4736	.0000	.0006	.0022	.0045
Raison de l'aide autre		.0027	.0043	.0037	.0051	.0000	.0005	.0016	.0023
TOTAL		.0463	.0887	.2067	.3678	.0905	.1261	.1005	.0800

Hypothèse : La conjoncture pour la période de simulation est supposée identique à celle de la période d'observation.

Les équations ci-haut montrent la structure réursive et markovienne du modèle PASSIM. L'état du système à la période 2 est déterminé par l'état du système à la période 1, mais certaines qualifications supplémentaires sont nécessaires.

La matrice de transition est indicée mensuellement et elle subit alors des transformations induites par certaines variables exogènes. Ceci revient à considérer cette matrice de transition comme une matrice à trois dimensions. La troisième dimension ⁴ (en profondeur) consiste en variantes du palier de référence.

Jusqu'à présent nous avons supposé que les éléments de la matrice de transition étaient affectés uniquement par le mouvement saisonnier et l'activité économique. Le mouvement saisonnier est pris en ligne de compte par l'estimation de douze matrices de transition ; quant à l'activité économique, nous décrirons plus loin par quel mécanisme elle modifie les coefficients de transition obtenus.

Etant donné la prise en compte des entrées, comme exogènes au système, et l'indexation des matrices de transition, au lieu d'avoir à la période T l'équation (4) comme dans le traitement des chaînes de Markov classiques, on aurait plutôt l'équation ⁵ (5) :

$$(4) \quad V_T = P^t V_0$$

$$(5) \quad V_T = \prod_{t=1}^T P_t V_{t-1} + \prod_{t=1}^T P_t E_{t-1} + \prod_{t=1}^{T-1} P_t E_t + \dots + P_T E_{T-1}$$

Les produits des matrices de transition ($\prod_{t=1}^T P_t$) donnent une interprétation intéressante du comportement du système de l'aide sociale.

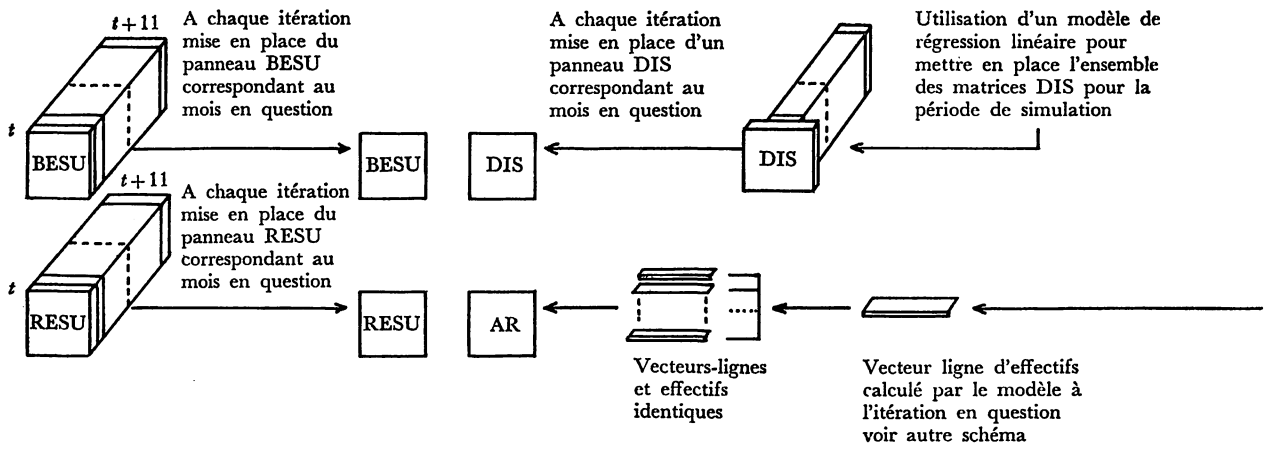
En effet, le produit de deux matrices de transition (celle de la période t et celle de la période $t-1$) nous donne une matrice qui exprime les probabilités de passages d'un état à l'autre dans un espace de deux périodes au lieu d'une, les « états » représentant les catégories d'assistés sociaux potentiels et réels. Ainsi un élément du produit de deux matrices de transition nous donnera, par exemple, *la probabilité de se trouver dans la catégorie inapte temporaire lorsque deux ans plus tôt on se trouvait dans la catégorie « chômeur vulnérable »*.

A l'aide d'un exemple provenant de la catégorie d'assistés potentiels (chômeurs d'une industrie vulnérable) et d'un autre exemple provenant de la catégorie d'assistés réels (inaptes temporaires) on peut illustrer l'intérêt des produits matriciels. On trouvera au tableau 1 les

4. On retrouve ici la même idée de matrices à 3 dimensions que dans : « Une approche formalisée au développement de l'industrie des matériaux de construction en Algérie », I. Bergeron et T. Matuszewski (#72-08-L). Communication présentée au Congrès de l'Association canadienne d'Economie, juin 1972.

5. E_t est un vecteur construit à partir des entrées exogènes du mois t avec un certain nombre d'éléments nuls.

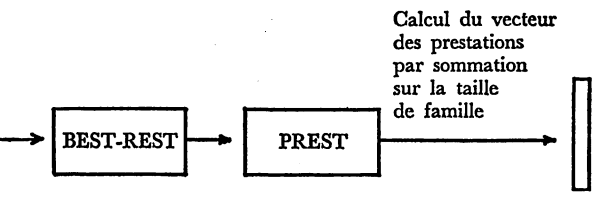
GRAPHIQUE 2
SCHÉMA DU CALCUL DES PRESTATIONS DANS PASSIM



$$\text{AR} \times \text{DIS} = \text{EFF}$$

$$\text{BESU} \times \text{EFF} =$$

$$\text{RESU} \times \text{EFF} =$$



probabilités qu'a un assisté réel, inapte temporaire, de changer de catégorie en 1 mois, 2 mois, 6 mois et 12 mois ainsi que les mêmes résultats pour les assistés potentiels, chômeurs d'industries vulnérables.

On note, par exemple, que la probabilité qu'un « chômeur d'industrie vulnérable » demeure « chômeur d'industrie vulnérable » n'est que de .0483 après 12 mois alors qu'elle était de .6021 pour le premier mois. Cette chute se fait essentiellement au profit des catégories d'employés et de hors main-d'œuvre. Après 2 mois la probabilité d'être chômeur sans prestation sur l'aide sociale est passé de .078 à .1077.

Pour ce qui est des inaptes temporaires, la baisse des probabilités de demeurer inaptes temporaires dans le temps est moindre que dans le cas des chômeurs (.9086 le 1er mois et .4736 après 12 mois). Néanmoins ces chiffres sont une preuve certaine de retour à la vie normale de la part des inaptes temporaires. On note qu'à mesure que les mois s'écoulent ce sont les catégories d'emploi et hors main-d'œuvre (moins de 65 ans) qui voient leurs probabilités augmenter le plus (la probabilité de retour à l'emploi après un mois était de .0287, tandis qu'elle est de .1640 après douze mois).

2.2.2. — Nous ne nous sommes attardés, jusqu'à présent, qu'au mécanisme des effectifs ; le détail du mécanisme du calcul des prestations est décrit au graphique 2. Au départ, on dispose des matrices de distribution, par types de famille et par catégories d'assistés sociaux, des dépenses totales pour chacun des besoins et pour chacune des ressources.

Il existe J matrices BES⁶ et L matrices RES (il y a J besoins et L ressources). Les matrices des besoins et ressources totaux changent dans le temps, soit parce que les besoins ou ressources unitaires évoluent dans le temps, soit parce que la distribution par type de famille varie, si l'on exclut évidemment les changements dans les effectifs totaux. BESU et RESU sont les matrices de besoins et ressources unitaires estimés mensuellement par types de famille et catégories d'assistés sociaux et EFF est la matrice mensuelle des effectifs par catégories d'assisté

-
6. BESU : matrice des besoins unitaires par taille de famille et catégories d'assistés sociaux.
 RESU : matrice des ressources unitaires par taille de famille et catégories d'assistés sociaux.
 BEST : matrice des besoins totaux par taille de famille et catégories d'assistés sociaux.
 REST : matrice des ressources totales par taille de famille et catégories d'assistés sociaux.
 EFF : matrice des effectifs par taille de famille et catégories d'assistés sociaux.
 DIS : matrice de distribution par taille de famille et catégories d'assistés sociaux.
 PREST : matrice de prestation par taille de famille et catégories d'assistés sociaux.
 PR : vecteur des prestations par catégories d'assistés sociaux.
 X : produit de 2 matrices effectué élément par élément.

social et types de famille. EFF procède d'une matrice mensuelle DIS et d'une autre matrice d'assistés sociaux AR qui est un sous-produit du modèle.

Donc, l'effet de variation dans le temps des matrices de besoins et ressources est également pris en charge par les variations dans la distribution par types de famille ainsi que la variation dans le vecteur des effectifs (cf. graphique 2).

On verra plus loin que la variation dans la distribution par types de famille est prise en compte par un modèle linéaire stochastique. Le calcul des prestations totales (PREST) s'effectue de la façon suivante après une définition appropriée des symboles :

$$(6) \quad \text{EFF} = \text{DIS} \times \text{AR}$$

$$(7) \quad \text{BEST} = \text{BESU} \times \text{EFF}$$

$$(8) \quad \text{PREST} = \text{BEST} - \text{REST}$$

2.3. Estimation des matrices de transition

2.3.1. — L'estimation des matrices de transition utilisées pour une simulation se fait en deux temps. Dans une première étape, on estime les matrices de transition à partir de vecteurs d'état observés pour une période passée dite période d'observation ; il s'agit d'une étape de reconstitution nous donnant des matrices de référence. Dans une seconde étape, l'évaluation des écarts de conjoncture ou autres entre la période de simulation et la période d'observation nous permet de modifier en conséquence les matrices de transition observées et d'obtenir celles qui seront effectivement utilisées ; il s'agit d'une étape de modification.

Le facteur saisonnier est pris en compte par l'utilisation de douze matrices de référence, correspondant à chaque mois de l'année ; il s'en suit que la période d'observation doit couvrir au moins une année ou un nombre entier d'années. Ces matrices sont affectées mois pour mois à la période de simulation ce qui veut dire, par exemple, que la matrice observée pour mai est affectée au ou aux mois de mai de la période de simulation. Les méthodes de modification de ces matrices auront pour objet la prise en compte de l'effet d'écarts dans la conjoncture ou dans les règlements administratifs entre les mois correspondants de la période de simulation et de la période d'observation. Ces méthodes sont exposées dans les sections suivantes tandis que cette section expose la méthode de reconstitution des matrices de la période d'observation.

L'essentiel des observations requises provient des fichiers administratifs de l'aide sociale. Pour chaque mois d'observation, nous pouvons en extraire le sous-vecteur d'assistés réels AR, les flux de transition entre les différentes catégories d'assistés réels correspondant à la sous-matrice PRR, ainsi que les flux de transition potentiels-réels et réels-

potentiels détaillés par catégories de réels mais pas par catégories de potentiels.

Pour obtenir les informations manquantes concernant les assistés potentiels, nous avons recours aux publications statistiques officielles. Celles-ci nous permettent de compléter le vecteur d'état des assistés potentiels AP, mais ne permettent pas de reconstituer les flux correspondant aux sous-matrices PRP, PPR et PPP. Elles permettent, cependant, d'encadrer certains de ces flux par des valeurs extrêmes. Il est possible, d'autre part, d'affecter à priori des valeurs nulles à certains flux correspondant à des transitions impossibles. La procédure présentée ci-après permet de compléter l'estimation des matrices de transition.

La méthode d'estimation est celle de la programmation linéaire⁷ classique. On suppose connus les vecteurs d'état « encadrant » la matrice de transition à reconstituer, c'est-à-dire correspondant à deux mois consécutifs de la période d'observation. On admet certains renseignements à priori concernant les éléments de ces matrices : flux observés, flux nuls à priori, ordres de grandeur extrêmes donnés par les publications officielles. Ces renseignements à priori peuvent concerner également des sommes partielles d'éléments de la matrice.

On définit comme variables du programme linéaire les éléments de la matrice de transition. Ces variables sont non négatives, et la somme des éléments de chaque colonne est égale à 1, ce qui nous fournit un premier groupe de contraintes. Les vecteurs d'état observés sont liés par une équation matricielle faisant intervenir la matrice à calculer, ce qui nous fournit un second groupe de contraintes. Les renseignements à priori dont il était question plus haut nous donnent un troisième groupe de contraintes.

On fait l'hypothèse que les assistés réels et potentiels ont tendance à rester dans les catégories où ils se trouvent, et que les flux opposés de transferts d'individus entre deux catégories sont minimums, à condition que cela soit compatible avec les vecteurs d'état observés⁸. On exprime ces hypothèses en formulant une fonction économique à maximiser, comme ayant des coefficients 1 pour les éléments de la diagonale principale de la matrice de transition et des coefficients nuls pour les autres éléments. Il est parfaitement possible de raffiner cet arrangement si on a des informations supplémentaires.

On recherche ensuite la solution optimale par un des algorithmes standard de la programmation linéaire, et cette solution constitue l'esti-

7. Des méthodes de programmation linéaire semblables pour estimer des matrices de transition sont développées dans Lee, Judge, Zellner (1970).

8. Il faut noter néanmoins que la matrice PRR a été obtenue par estimation directe des fichiers administratifs. Mentionnons le fait que des méthodes de type « minimisation des résidus » ont été essayées et non retenues.

mation de la matrice de référence, compatible avec les données d'observation.

Cette procédure est loin d'être entièrement mécanique. Si la résolution du programme linéaire ne conduit à aucune solution réalisable pour l'ensemble des contraintes considérées, il faut faire le choix des contraintes qui seront abandonnées ou relâchées. L'absence de solution réalisable peut être attribuable à des incompatibilités des contraintes a priori entre elles ou avec les vecteurs d'état et les flux observés. On relâchera d'abord les contraintes a priori auxquelles on fait le moins confiance. Le caractère arbitraire des coefficients de la fonction économique fait que les coûts marginaux, ou dérivées partielles de la valeur optimale de la fonction économique, ne sont pas d'une grande utilité pour étudier les effets du relâchement du second groupe de contraintes.

Il faut souligner que la fiabilité de cette méthode est liée au maintien des contraintes a priori sur les coefficients des sous-matrices concernant les assistés potentiels. Dans la pratique, nous avons combiné le relâchement ou l'abandon des contraintes a priori les moins fiables avec le relâchement des contraintes liées aux flux observés.

On peut résumer le problème de programmation linéaire de la façon suivante. Trouver un ensemble de p_{ij} , éléments de la matrice de transition, tel que :

$$(9) \quad [\text{MAX}] \sum_i \alpha_i p_{ij} \quad (\text{fonction objective})$$

sujet à l'ensemble de contraintes suivantes :

$$\begin{aligned} \sum_i p_{ij} &= 1 && \forall j \\ p_{ij} &\geq 0 && \forall i, j \\ b &< p_{ij} < c && \text{pour certains } i, j \text{ où } b, c \\ &&& \text{sont des bornes inférieures et supérieures.} \end{aligned}$$

$$V_t = PV_{t-1}$$

2.3.2. — Les matrices de transition dites de référence, qui sont sensées contenir les informations de tendance et de saisonnalité de l'évolution de la population des assistés réels, correspondent à des situations bien définies au point de vue de la conjoncture et des règlements administratifs, à savoir celles de la période d'observation. C'est pourquoi, pour la prise en compte de l'évolution de la conjoncture économique nous nous sommes orientés vers une méthode faisant évoluer chaque matrice pour les faire passer de la conjoncture de la période d'observation à celle du mois correspondant de la période de simulation. Ainsi, les probabilités de passage sont modifiées à l'aide de variables exogènes

nous donnant pour chaque mois une mesure de l'écart entre la conjoncture de la période de simulation et celle de la période d'observation.

L'évolution de la conjoncture intervient au niveau des matrices de transition par son influence sur la possibilité d'acquérir et de conserver un emploi. C'est ainsi que nos premiers essais ont été faits en utilisant une variable exogène fonction du chômage. Nous travaillons actuellement avec la population active (PA) et la population employée (PE) dont la combinaison peut d'ailleurs nous donner le chômage. La population employée a été préférée au nombre de chômeurs parce qu'il nous sera possible de l'analyser ultérieurement plus en détail selon les secteurs de l'activité économique. Les variables descriptives de la conjoncture économique sont définies comme suit :

$$VA = \log(PA_m/PA_{m-1}) \text{ pour la population active}$$

$$VE = \log(PE_m/PE_{m-1}) \text{ pour la population employée}$$

en utilisant les premières différences de logarithmes des effectifs de deux mois consécutifs $m-1$ et m ; autrement dit les flux ou les probabilités de transition sont déterminés par les variations relatives des effectifs de la population active et de la population employée.

Les relations entre ces variables descriptives et les probabilités de passage ont été évaluées à l'aide de modèles de régression du type suivant (pour le mois m) :

$$(10) \quad p_{ij} = \beta_{ij}^0 + \beta_{ij}^1 VA + \beta_{ij}^2 VE$$

où les β^k apparaissent comme étant les dérivées partielles des probabilités de passage.

On suppose que l'équation (10), dont les coefficients ont été calculés pour une période d'observation \emptyset , est encore valable pour la période de simulation (S).

Pour deux mois m correspondants des périodes d'observation et de simulation et en éliminant β^0 , on obtient l'équation de modification des probabilités de passage :

$$(11) \quad p_{ij}^S = p_{ij} + \beta_{ij}^1 (VA^S - VA^\emptyset) + \beta_{ij}^2 (VE^S - VE^\emptyset)$$

Les variables exogènes donnent pour le mois m la mesure de l'écart entre la conjoncture de la période de simulation et celle de la période d'observation. Elle est du type :

$$(12) \quad VA^S - VA^\emptyset = \log[(PA_m/PA_{m-1})_S / (PA_m/PA_{m-1})_\emptyset]$$

L'application de la relation (11) ne garantit pas des sommes de colonnes égales à 1 pour la matrice de transition modifiée ni que les probabilités resteront positives ou inférieures à 1.

Pour le second point, l'équation (11) n'est valable qu'à la condition que le système d'inéquations :

$$(13) \quad 0 \leq \beta_{ij}^0 + \beta_{ij}^1 VA^S + \beta_{ij}^2 VE^S \leq 1$$

soit respecté, ce qui nous donne un ensemble de contraintes sur les variables exogènes, c'est-à-dire un test de la capacité du modèle à prendre en compte un environnement donné.

Pour ce qui est du premier point, précisons que toutes les probabilités ne sont pas modifiées par la relation. Nous avons des probabilités non modifiées : coefficients β^1 et β^2 nuls et des probabilités modifiées : coefficients β^1 et/ou β^2 non nuls. Le problème est de savoir comment ajuster, dans chaque colonne, ces deux groupes de probabilités pour retrouver des sommes d'éléments égales à 1.

On peut considérer que si un individu d'une catégorie i voit croître sa probabilité de passer à une catégorie j (accroissement de p_{ij}) pour une raison de conjoncture liée à i et j , alors sa probabilité de passer dans les catégories autres que j décroît, même si rien n'a changé pour la catégorie vis-à-vis des catégories autres que j . Ce fait s'exprime par la contrainte sur les sommes de colonnes dans les matrices de transition. En d'autres termes, dans chaque colonne concernée par un changement de conjoncture, il n'y a pas de probabilités non modifiées ; toutefois, certaines sont modifiées pour une raison directement liée à la conjoncture, tandis que les autres le sont par un effet de compensation. Une conséquence de cela est que l'ajustement doit porter sur l'ensemble des probabilités d'une colonne.

2.4. Estimation des matrices financières

De même que pour les probabilités de transition, les matrices financières de besoins et ressources par ménages, distribuées selon le type de famille et la catégorie d'assisté réel auquel appartient son chef, sont estimées à partir des données des fichiers administratifs de l'aide sociale. Ces données sont par la suite modifiées pour prendre en compte l'évolution de la conjoncture caractérisée ici par l'indice des prix à la consommation, et pour prendre en compte les changements de barèmes et de règlements dans l'aide sociale et les autres régimes de sécurité du revenu.

Deux facteurs principaux déterminent les besoins et ressources d'un ménage :

- la composition du ménage qui détermine les besoins ordinaires par application des barèmes et règlements de la loi d'aide sociale, ainsi qu'une partie des revenus de transfert par application des barèmes et règlements des autres régimes de sécurité du revenu ;
- la situation économique du chef de famille qui détermine les revenus de travail du ménage (cette relation étant influencée par la con-

joncture économique) et éventuellement une partie des revenus de transfert, par exemple l'assurance-chômage.

Seuls les besoins spéciaux ne sont pas considérés comme déterminés par l'application des règlements de l'aide sociale. On notera également l'influence de facteurs secondaires, à savoir le type de logement (chambre et pension ou autre) ainsi que les disparités régionales de coûts du logement qui, combinés à la composition du ménage, interviennent dans la détermination des besoins ordinaires afférents au logement par application des règlements de l'aide sociale.

C'est ainsi que dans la mesure du possible, les données des matrices financières proviennent des barèmes de l'aide sociale qui prévaudront au cours de la période de simulation. Les données complémentaires concernant surtout les ressources et les besoins spéciaux proviennent, par contre, des fichiers administratifs et sont modifiées selon la méthode présentée ci-dessus. En particulier, ces matrices sont ajustées pour tenir compte de l'inflation. Par une méthode de prévision adaptative, on calcule les valeurs mensuelles de l'indice général des prix à la consommation pour la période de simulation. Un certain pourcentage de variation de cet indice permet alors d'évaluer les variations correspondantes des différentes matrices financières, ce pourcentage variant selon les différents types de besoins et ressources.

Nous avons l'habitude de considérer les matrices de distribution des assistés réels par types de famille comme des matrices financières. Bien qu'elles traitent du calcul des effectifs, leur seule application actuelle est le calcul des montants versés aux assistés réels.

Une étude des distributions par taille de famille et catégories d'assistés sociaux de décembre 1970 à mars 1972 semblait indiquer une certaine tendance à l'augmentation des unités de un adulte aux dépens de celles de deux adultes, ceci étant particulièrement vrai pour les catégories de chômeurs et d'employés. D'autre part, on avait tout lieu de croire qu'il existait, en plus, des variations saisonnières dans les distributions par taille de famille.

Un modèle linéaire stochastique fut construit où les effectifs par catégories d'assisté social et taille de famille furent reliés linéairement à des variables saisonnières (variables muettes) et une variable de tendance.

Le nombre d'observations était de 16. Pour les catégories qui nous intéressaient, les paramètres estimés par les moindres carrés ordinaires étaient relativement significatifs, si bien que cela a permis de calculer des distributions théoriques d'assistés sociaux là où on s'attendait à des variations (ceci constitue les éléments de la matrice à trois dimensions que l'on nomme ailleurs DIS).

3. RÉSULTATS ET ANALYSES

Comme il s'agissait de développer une programmation ayant un caractère permanent, il était important d'adopter une organisation très souple⁹, facilement adaptable aux développements théoriques du modèle, c'est-à-dire avec un coût de programmation minimal. Cette programmation devait donc être modulaire. Cette organisation nous permettait d'ailleurs d'aborder un des aspects théoriques du développement du modèle : celui du langage de commande, puisque l'ensemble des instructions d'appel de chacun de ces modules nous en fournissait les éléments de base.

On peut illustrer l'emploi du modèle sous son aspect simulation et sous son aspect prévision. Nous avons déjà mentionné que c'est l'aspect simulation plutôt que prévision qui constitue l'intérêt actuel du modèle, compte tenu du fait que ce dernier est encore incomplet. Nous donnons ci-après un exemple de travail de simulation qui a été réalisé par le modèle.

Le 8 novembre 1972 fut adopté un amendement au règlement no 1 de la loi d'aide sociale, cet amendement devant entrer en vigueur le 1er janvier 1973¹⁰. Au tableau 2, nous donnons, pour trois mois, la

TABLEAU 2

AUGMENTATION DES DÉBOURSÉS MENSUELS
DUE À L'ENTRÉE EN VIGUEUR DES NOUVEAUX BARÈMES EN JANVIER 1973

	janvier 1973	février 1973	mars 1973
Prestations avec nouveaux barèmes (millions de dollars)	32.12	32.47	32.82
Prestations sans nouveaux barèmes (millions de dollars)	31.27	31.60	31.95
Augmentation procentuelle due à la mise en application des nouveaux barèmes	2.7	2.7	2.7

9. Le modèle a été programmé en langage PL—1, qui est le mieux adapté à la gestion d'une programmation modulaire, et utilise 140K de mémoire de l'ordinateur IBM 370 du ministère des Affaires sociales. Au point de vue de l'organisation, la programmation du modèle PASSIM comprend un ensemble de procédures organisé en bibliothèque de sous-programmes. L'activation des procédures est commandée par un programme directeur constitué par les instructions d'appel de procédures fonctionnant comme des macro-instructions PL—1 ; ainsi, il peut être écrit par des personnes non formées à la programmation.

10. Pour résumer de manière incomplète l'amendement, disons qu'il s'agissait essentiellement de hausser les barèmes de base de 4 dollars pour les adultes (sauf pour les moins de 30 ans aptes au travail) et de changer le mécanisme de comptabilisation des revenus de pension pour les enfants vivant chez leurs parents.

comparaison des déboursés sans ce changement et avec ce changement du règlement.

C'est précisément dans ce type de vocation que le modèle se révèle actuellement le plus précieux, c'est-à-dire dans des simulations de type comparé où l'on fait l'hypothèse (raisonnable) que les facteurs dont on n'a pas tenu compte auraient affecté d'une même façon la simulation avec changements et sans changement. Cette hypothèse est faite à cause du manque de mécanismes pour tenir compte des effets que les changements de ce type peuvent avoir sur le comportement des assistés sociaux.

Les paramètres de la version actuelle de PASSIM ont été estimés essentiellement à partir des données provenant de l'année 1971. Dans le cas des matrices financières des données portaient en fait sur une période de 15 mois.

La méthode d'estimation par programmation linéaire donne un ensemble de 12 matrices de transition qui traduisent fidèlement les passages d'un état à l'autre pour 12 mois consécutifs. Ces 12 matrices diffèrent à cause de la variation saisonnière et à cause d'autres effets : effets de tendance, effets de variation conjonctuelle. Utiliser cet ensemble de matrices pour des périodes en 1972 et 1973 suppose que l'environnement socio-économique n'a pas changé depuis lors, ce qui n'est évidemment pas le cas. Et c'est précisément pour cela que l'on fait varier les probabilités de passage en fonction de la conjoncture économique. La méthode a été décrite plus tôt, mais aucun test n'a été tenté. Il s'agit ici de conduire un certain nombre de tests de sensibilité et de robustesse du modèle.

Les résultats de ces tests sont présentés sous forme de comparaison avec ceux d'une simulation de référence portant sur la même période (voir l'annexe pour les résultats de la simulation de référence).

D'une certaine façon, le fait que le modèle PASSIM n'a pu prédire la baisse d'effectifs de l'aide sociale de janvier 1972 à août 1972 est en quelque sorte un test négatif. L'effet « conjoncturel »¹¹ appliqué aux matrices de transition ne s'est pas traduit par une baisse des probabilités d'être assisté social. Ceci provient du fait que le mécanisme de changement des probabilités de passage était incomplet¹².

Mais l'on peut se demander si les divergences entre les effectifs calculés et observés sont plutôt un phénomène temporaire ou un manque

11. Il faut entendre le terme conjoncturel dans son sens large. Il s'agit de la conjoncture socio-économique et administrative et il faut noter que c'est uniquement de la conjoncture économique que nous avons tenu compte.

12. Le modèle linéaire proposé rejette dans le terme d'erreur toutes les variables autres que conjoncturelles. Cette omission de variables importantes, comme les changements dans les autres programmes de sécurité du revenu, donne des estimateurs biaisés ; d'autre part, même si le modèle linéaire avait été bien spécifié, la longueur réduite de la série (11 ou 12 mois) rendait peu stables les paramètres obtenus.

de stabilité inhérent au modèle. L'une des façons de vérifier une telle chose est de faire subir des chocs excessifs et observer ce qui se passe.

Si l'on fait l'hypothèse de très fortes variations positives et négatives du taux de chômage, que ce soit graduel ou du type une fois pour toutes, on est alors particulièrement intéressé à constater comment le modèle se retrouve à une situation de départ.

Dans le premier cas, il s'agit de donner, sur une période de deux mois, une hausse du taux de chômage supérieure de 80 p.c. au taux qui aurait prévalu autrement. La hausse est faite en janvier et février et c'est bien en février que l'on observe le sommet dans les réels (délai de 1 période pour passer de potentiel à réel). De février à mai les effectifs décroissent bien au-dessous des effectifs de référence et à partir

TABLEAU 3

COMPARAISON DES EFFECTIFS TOTAUX OBTENUS SUIVANT DIFFÉRENTES FAÇONS

Mois	Réalisé		Prévision adaptative			
	Modèle (1)	Modèle (2)	14/3	14/12	20/6	23/3
Février 1972	210,156	220,982				
Mars 1972	218,404	221,688				
Avril 1972	202,661	222,302	209,500	202,158	202,158	
Mai 1972	200,032	221,784	209,700	203,768	203,768	
Juin 1972	196,377	223,041	210,900	201,855	204,017	
Juillet 1972	194,960	224,680	212,700		208,645	
Août 1972	194,893	226,426	214,800		208,924	
Septembre 1972	192,571	226,378	215,400		211,124	
Octobre 1972	189,634	226,027	216,000	210,760	201,345	
Novembre 1972	189,487	226,103	216,600	212,630	201,201	
Décembre 1972	191,294	228,506	219,300	216,123	202,506	
Janvier 1973	193,701	231,236	222,400	218,841	202,034	195,388
Février 1973	196,119	233,311	224,700	210,577	194,241	187,020
Mars 1973		234,141	226,000	208,157	191,899	186,217
Avril 1973		234,830				
Mai 1973		234,233				
Juin 1973		235,244				
Juillet 1973		236,787				
Août 1973		238,338				
Septembre 1973		238,066				
Octobre 1973		237,471				
Novembre 1973		237,297				
Décembre 1973		239,435				

NOTE : Modèle (1) : simulation de référence.

Modèle (2) : autre simulation avec vecteurs de départ différents.

Prévision adaptative 14/3 veut dire prévision 3 mois à l'avance avec une série de 14 mois.

de mai les deux courbes tendent à se rapprocher, si bien qu'il semble que 1 an après le choc, l'effet se soit complètement estompé.

Dans le deuxième cas, il s'agit d'une augmentation du taux de chômage de 80 p.c. supérieure au taux qui aurait prévalu, de même qu'une baisse continue de 80 p.c. inférieure au taux qui aurait prévalu. On constate que dans les premiers mois il y a un gonflement des effectifs considérable. Ainsi, quatre mois après le début de la hausse on constate qu'il y a 10,000 assistés sociaux de plus avec le choc continu de 80 p.c. Cette hausse des effectifs va en s'atténuant, si bien que 12 mois après le début du choc continu on constate une relative stabilité, c'est-à-dire une hausse de 5,000 personnes qui semble se maintenir. Pour ce qui est de la baisse continue de 80 p.c., on constate que l'effet de diminution des effectifs est moins fort que la hausse obtenue plus haut. Après quatre mois, la réduction des effectifs est de 8,000 et après 12 mois la réduction semble s'être stabilisée à 4,000.

Les chiffres présentés ci-haut suggèrent la remarque suivante. Il apparaît que les résultats fournis par le modèle en ce qui concerne le total des effectifs semblent confirmer qu'une conjoncture économique bonne ou mauvaise ne modifie que relativement peu le total des effectifs après que l'effet premier se soit dissipé. Après avoir « secoué » le modèle en imposant une conjoncture économique mauvaise on obtient finalement une hausse de l'ordre de 2.1 p.c. dans les effectifs. Une conjoncture économique particulièrement favorable, le chômage étant réduit à un chômage de type frictionnel, 12 mois après n'amène qu'une réduction de l'ordre de 1.7 p.c. du total des effectifs.

La qualité des prévisions du modèle, qui demeure incomplet, peut être testée par rapport à des prévisions de type statistique obtenues par un programme de prévision adaptative du type Bachelet-Morlat¹³. Sans en décrire la méthode, disons qu'il s'agit d'une méthode du type lissage exponentiel où l'on estime un certain coefficient qui tient compte de l'erreur de prévision effectuée à la période précédente ; la prévision se fait quelques périodes en avance en tenant compte, bien sûr, de la série connue. La première observation valable de la nouvelle loi d'aide sociale date de février 1971 et pour utiliser la prévision adaptative il faut au moins une série de quatorze mois.

Au tableau 3, nous comparons, pour les effectifs totaux, la réalité aux prévisions obtenues par le modèle (suivant deux mois de départ : réf. (1) et (2), et par prévision adaptative). Dans le cas de la prévision adaptative il s'agit de quelques exemples donnés parmi toutes les combinaisons possibles. La méthode de prévision adaptative est une méthode de prévision à court terme et l'on vérifie que c'est bien lorsqu'on fait la prévision trois périodes à l'avance que l'on obtient la

13. Les méthodes d'estimation et les programmes de calcul ont été développés au Laboratoire d'économétrie de l'Université Laval.

meilleure adéquation à la réalité, le premier mois étant toujours meilleur que les deux autres. Par ailleurs, en prenant 14 observations et une période de prévisions de 12 mois (réf. 14/12) on constate que la méthode de prévision adaptative donne pour tous les mois des résultats qui ne sont pas bons mais qui s'écartent moins de la réalité que les prévisions de notre modèle. Il faut évidemment rappeler que les matrices de transition n'ont été estimées qu'à partir d'une série de 12 observations et non pas de 14 observations. Mais le modèle n'avait pas incorporé les premières observations de 1972 qui indiquaient une baisse substantielle des effectifs. Ceci montre que le modèle demeure en quelque sorte incomplet et qu'il faut développer rapidement des mécanismes de mise à jour et de modification des matrices de transition.

L'objectif prochain que l'on s'est fixé c'est de tenir compte de toutes les modifications importantes de l'environnement socio-économique dans la détermination des probabilités de passage (comme l'impact de la nouvelle loi d'assurance-chômage).

4. LIMITES DU MODÈLE PASSIM ET ÉVOLUTION DU PROJET

L'une des difficultés actuelles est de déterminer des relations quantitatives liant les changements de règlements, c'est-à-dire les écarts entre l'évolution des règlements durant la période de simulation et l'évolution des règlements durant les mois correspondants de la période d'observation, et certaines probabilités de passage des matrices de transition préalablement modifiées pour tenir compte de la conjoncture. Ce problème n'est pas résolu à l'heure actuelle. L'entrée en vigueur récente du régime de l'aide sociale fait que les séries historiques dont nous disposons ne nous permettent d'observer que les effets de quelques types de changements de règlements et elles sont de toutes façons insuffisantes pour déterminer des relations quantitatives fiables par des méthodes de régression. Pour les simulations que nous avons réalisées jusqu'à présent, nous avons choisi de procéder à des modifications à priori probables des matrices de transition, ou plutôt d'essayer plusieurs hypothèses de modifications de ces matrices pour prendre en compte les effets des divers changements de règlements qui nous étaient soumis. Nous reconnaissons tout ce que ces modifications ont de subjectif, mais c'est probablement une erreur moindre de tenir compte d'une manière subjective de ces influences que de ne pas en tenir compte du tout, d'autant plus que nous pouvons dans certains cas nous inspirer d'observations antérieures.

Par conséquent, on peut affirmer que si le modèle que nous avons développé est actuellement capable de simuler les changements de comportement des assistés déduits de différentes hypothèses sur la conjoncture de la période de simulation, par contre il ne permet pas de prévoir les changements de comportement déduits d'un changement dans les

règlements ou les barèmes de l'aide sociale ou de tout autre régime de sécurité du revenu. Dans la mesure où on estime à priori que ce changement sera probablement peu important, le modèle permet d'obtenir des résultats intéressants puisque le sous-modèle financier peut quand même prendre en compte des modifications de barèmes. Mais il faut bien se rendre compte que plus les changements de règlements seront importants, moins les résultats donnés par le modèle seront fiables. Cette faiblesse provient évidemment du fait que dans l'approche markovienne de l'évolution de la population assistée, on ne calcule pas le nombre de ménages assistés comme étant le nombre de ménages susceptibles de recevoir des prestations positives. Certes, la méthode d'estimation des matrices de transition décrivant l'évolution de l'ensemble des assistés réels, à partir de l'observation des dossiers administratifs sur une certaine période, fait que les probabilités de passage calculées expriment l'évolution des caractéristiques économiques des ménages observés. Mais cette « expression » n'est pas expliquée d'une manière formelle, elle est évaluée simplement au moyen de paramètres numériques mesurés statistiquement dans un contexte de comportement donné. Si le contexte de comportement dans lequel ils doivent être utilisés est différent (changement de règlement), nous ne pouvons qu'affirmer que nos probabilités de passage ne sont plus valables.

La meilleure méthode pour étudier les réactions de comportement de l'ensemble de la population assistée consiste à considérer cette population comme une collection d'individus et à étudier le comportement au niveau de chaque individu et de chaque ménage : c'est ce que nous désignons par l'expression approche micro-économique de l'aide sociale. A ce niveau, on peut appliquer directement les règlements et les barèmes de régimes de sécurité de revenu puisqu'ils sont formulés pour le traitement de cas individuels bien définis. Il s'ensuit que l'on pourra facilement constater l'effet des changements de règlements sur un ménage donné, et si ces changements ne sont pas entièrement déterminants, il sera possible de constater pour ce ménage les différents choix possibles ; le ménage sera alors traité comme unité de décision.

J.-F. GAUTRIN,

Université Laval

et

B. VERDON,

ministère des Affaires sociales (Québec).

RÉFÉRENCES

- (1) DAWSON, D.A., et F.T. DENTON, *Some Models for Simulating Canadian Manpower Flows and Related Systems*, McMaster University, Working Paper 72-14, 1972.
- (2) KEMENY, J.G., et J. LAURIE SNELL, *Finite Markov Chains*, D. Van Nostrand Company Inc., Princeton, New Jersey, 5th ed., 1969.
- (3) LEE, T.C., G.G. JUDGE et A. ZELLNER, *Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data*, North-Holland, 1970.
- (4) MATUSZEWSKI, Laboratoire d'économétrie, Université Laval, 6 juillet 1971. Note non publiée concernant une méthode d'estimation des matrices de transition.
- (5) *Description du groupe de programmes NCHRONOS*, Laboratoire d'économétrie, Université Laval, octobre 1972 (# 69-09-L).
- (6) *Projet AP-3, Modèle de prévision et de simulation de l'aide sociale. Rapports n° 1, 2, 3 et 4*. Préparé conjointement par le Laboratoire d'économétrie de l'Université Laval et Sorès Inc., et le ministère des Affaires sociales, Québec (mai 1971, décembre 1971, mai 1972, octobre 1972 et février 1973).

ANNEXE

Caractéristique de la simulation de référence

La simulation de référence est caractérisée par les éléments suivants :

- La période de simulation est une séquence de 12 mois : janvier — décembre. Nous avons pris comme vecteur de départ celui du mois de décembre 1971.
- Les matrices de transition sont celles de référence évaluées par programmation linéaire, avec prise en compte de la conjoncture mais sans prise en compte des changements administratifs intervenus en 1972.
- Les hypothèses de conjoncture prises en compte sont celles qui ont été données pour l'année 1972 par les publications de Statistique Canada. Les entrées sont celles qui ont été calculées par le modèle démographique pour les mois de 1972.
- Les données financières (besoins-ressources) sont évaluées conformément aux règlements de l'aide sociale en vigueur en janvier 1972.

On ne fait pas intervenir de changements de règlements au cours de la simulation. On notera qu'il ne s'agit pas là vraiment de prévisions (ou plutôt d'adéquations) de l'évolution de l'aide sociale en 1972, mais que cette simulation de référence a été définie surtout dans un but de démonstration. (*Voir le tableau, page 26*).

TABLEAU
SIMULATION DE RÉFÉRENCE

Catégorie	Départ	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
65 ans et plus	8,649	8,642	8,476	8,113	7,781	7,227	6,944	6,728	6,858	7,070	7,298	7,442	7,595
Employés	9,038	9,165	9,268	9,273	9,469	9,586	9,637	9,603	9,475	9,418	9,503	9,463	9,609
Chômeurs avec prestations	3,371	2,817	2,667	2,791	3,074	2,965	2,632	2,088	1,714	1,462	1,269	1,141	1,079
Chômeurs sans prestations	69,754	71,571	72,382	72,436	72,906	73,666	75,210	76,011	76,819	76,059	74,861	74,341	75,729
Incapacité permanente	39,105	39,210	39,629	40,330	40,715	40,811	40,973	41,220	41,545	41,578	41,679	41,755	41,900
Conjoint absent	30,391	30,559	30,974	31,676	32,173	32,417	32,684	33,034	33,359	33,618	33,854	34,010	34,187
Incapacité temporaire	46,741	46,779	46,793	46,131	45,538	44,922	44,993	45,892	46,354	46,974	47,229	47,426	47,627
Autres raisons	10,525	10,600	10,790	10,936	10,643	10,188	9,964	10,099	10,297	10,206	10,332	10,521	10,778
Total Effectifs	217,574	219,348	220,982	221,688	222,302	221,784	223,041	224,680	226,426	226,378	226,027	226,103	228,506
Total-prestations		32,855,618	32,942,766	33,000,895	33,489,391	33,540,276	33,600,376	33,914,187	35,063,072	37,800,037	36,917,397	35,088,834	34,314,631
Taux de chômage désaisonnalisé	8.07	8.10	8.14	7.63	7.62	8.61	8.53	8.78	9.06	7.90	8.49	8.41	8.87
Taux de chômage saisonnier	7.80	9.85	9.51	9.34	9.21	8.56	8.08	7.78	7.36	6.59	7.09	7.67	8.58