

UNIVERSITE DE MONTREAL

Econométrie du déséquilibre;
Effet de débordement dans un marché simple
(Marché de travail américain)

par

Saâd Tagmouti

Département de sciences économiques

Faculté des arts et des sciences

Mémoire de recherche présenté à la
Faculté des études supérieures en vue de
l'obtention du grade de Maître Es Sciences (M.Sc.)

Août 1986



TABLE DES MATIERES

SOMMAIRE		iii
INTRODUCTION		1
CHAPITRE I.	<u>THEORIE MODERNE DU DESEQUILIBRE</u>	
1.	Un univers Walrasien.....	3
2.	Un univers non Walrasien.....	6
CHAPITRE II.	<u>ECONOMETRIE DU DESEQUILIBRE</u>	
1.	Modèles examinés par Maddala et Nelson (1974)...	12
2	Fonction de vraisemblance.....	14
CHAPITRE III.	<u>MODELE DYNAMIQUE AVEC AJUSTEMENT STOCHASTIQUE DES PRIX</u>	
1.	Modèle de Dagenais (1980).....	21
2.	Modèle sous forme réduite	23
3.	Estimation des paramètres.....	24
CHAPITRE IV.	<u>APPLICATION A UN MARCHE SIMPLE : CAS DU MARCHE DE TRAVAIL AMERICAIN</u>	
1.	Cadre général.....	30
1.1.	Comportement des consommateurs et des producteurs dans un univers walrasien.....	31
1.1.1.	Les consommateurs.....	31
1.1.2.	Les producteurs.....	33
1.2.	Comportement des consommateurs et des producteurs dans un univers non-walrasien	34
1.2.1.	Equation d'offre.....	36
1.2 2.	Equation de demande.....	36
1.2.3.	Niveau d'emploi.....	37
1.2.4.	Equation d'ajustement des salaires.....	38
2.2	Modèle appliqué.....	39
2.1.	Modèle à estimer.....	39
2 2.	Résultats.....	42
CONCLUSION		44
APPENDICE		45
REMERCIEMENTS		49
BIBLIOGRAPHIE		50

SOMMAIRE

Dans le présent travail, nous spécifions et estimons un modèle de déséquilibre dynamique appliqué au marché de travail américain pour la période allant de 1929 à 1973. On se penche sur l'estimation des paramètres de l'offre et de la demande et, plus particulièrement, sur l'effet de débordement qui résulte d'une offre et d'une demande excédentaires d'une période sur la suivante, et sur le test de l'hypothèse de déséquilibre. Donc, nous spécifions un modèle économétrique pour le marché de travail basé sur des fondements microéconomiques de la macroéconomie semblable dans son schéma général à celui de *Dagenais (1980)*, et nous appliquons son algorithme pour l'estimation des paramètres de notre modèle.

INTRODUCTION

Une grande partie de la recherche économétrique récente sur la théorie du déséquilibre utilise le concept d'équilibre à prix fixe. Sur cette base, la cohérence à court terme des modèles est réalisée à travers le rationnement par les quantités. Ceci illustre le fait que les ajustements par les quantités sont beaucoup plus rapides que les ajustements par les prix. En outre, avec l'hypothèse que les prix et les salaires sont fixés à court terme et que le résultat est un équilibre avec rationnement, cet équilibre sera atteint par des ajustements dans les quantités.

D'autres travaux sur l'économétrie de déséquilibre analysent la dynamique à court terme sous l'hypothèse que les prix et les salaires répondent aux perturbations entre l'offre et la demande. Ceci montre que, même si les prix et les salaires ne réagissent pas complètement pour atteindre l'équilibre, ils ne sont pas assez rigides pour permettre de les considérer comme exogènes.

Idéalement, la théorie de déséquilibre doit prendre aussi en considération la transmission de contraintes de quantités. Dans ce sens, il est évident que le modèle de déséquilibre à prix fixe génère un rationnement qui, s'il persiste, se transmet à la prochaine période. Dès lors, les décisions prises dans une période ne seront plus indépendantes des décisions prises dans la période précédente. Autrement dit, si les agents rationnels essaient de restorer l'équilibre désiré, leurs comportements affecteront l'offre et la demande effectives de la prochaine période, et il y aura un effet de débordement de déséquilibre passé sur l'offre et la demande courantes.

Construire un modèle de déséquilibre incorporant le "*Spillover*" qui est un report contemporain instantané et qui correspond dans une perspective statique, à l'imposition de contraintes d'un marché sur un

autre, et le report temporel qui note l'effet d'une période sur la suivante, serait très intéressant. Ce genre de modèle n'a pas été encore analysé dans la littérature économétrique actuelle, dans la mesure où il pose des problèmes très sérieux d'estimation, mais offre par la même occasion une voie de recherche très intéressante à explorer.

Le but de notre travail sera de spécifier et d'appliquer un modèle de déséquilibre avec effet de débordement temporel pour un marché simple. Utilisant le modèle de déséquilibre élaboré par *Dagenais (1980)*, nous allons construire un modèle pour le marché de travail qui sera appliqué au cas américain. Plus précisément, notre travail vise d'une part, à savoir si le marché de travail aux Etats-Unis se comporte comme un marché en déséquilibre et, d'autre part, à estimer l'impact du rationnement passé, considéré comme une sorte d'effet de débordement.

Dans la première partie de ce travail, nous allons présenter en bref la théorie moderne de déséquilibre. La deuxième fait objet d'une exposition et une discussion des modèles de base de déséquilibre sur un marché simple. Ensuite, on présentera le modèle dynamique dont va s'inspirer l'étude présente et la méthode de son estimation. Finalement, nous allons spécifier un modèle de déséquilibre pour le marché de travail, en passant par une définition : de l'économie au sein de laquelle on va opérer, du comportement non contraint et contraint des consommateurs et des producteurs. Toujours dans la quatrième partie, on va présenter le modèle estimé et les résultats.

CHAPITRE I

Théorie moderne du déséquilibre

La montée d'une série d'indicateurs de déséquilibre depuis le milieu des années 60, a poussé une grande partie des économistes à penser en termes de déséquilibre.

La théorie moderne de déséquilibre est essentiellement liée à une procédure de reformulation des fondements microéconomiques de la macroéconomie. Si l'hypothèse d'un équilibre réalisé est écartée, les différentes variables ne sont plus déterminées par des conditions d'équilibre, mais par des relations dynamiques d'ajustement qui expriment essentiellement des comportements d'agents. Donc en l'absence de mécanisme de coordination walrasien, il est probable que des marchés devront se clore en déséquilibre, et donner lieu à des transactions qui ne pourront satisfaire simultanément offreurs et demandeurs.

Avant d'étudier les mécanismes de fonctionnement d'un ou de plusieurs marchés sous le déséquilibre, nous allons exposer brièvement la théorie walrasienne d'un équilibre.

1.1. Un univers walrasien

Les nombreux travaux consacrés depuis deux décennies aux fondements de l'équilibre général imprègnent profondément la réflexion économique actuelle. En effet, le début des années '70 a vu aboutir l'étude rigoureuse et complète de la théorie de l'équilibre général concurrentiel, théorie qui remonte à Walras et à laquelle sont associés les noms de Arrow et Debreu. L'axiome clef de cette théorie est que les prix s'ajustent librement de manière à assurer l'égalité entre l'offre et la demande. Dans son interprétation la plus large, elle suppose que les agents économiques ont accès à un système complet de marchés à terme, ce qui conduit à un modèle essentiellement atemporel : tous les contrats sont conclus au début des temps et il n'y a pas d'incitation à réouvrir les marchés par la suite. Dans ce sens, Walras adopte l'hypothèse de

tâtonnement qui considère que chaque marché est organisé à l'image d'une bourse de valeur : un commissaire priseur annonce les prix et compare les propositions d'offre et de demande. Les échanges ne se font qu'une fois l'équilibre entre offre et demande est réalisé. Dans la perspective de l'équilibre général, toutes les ressources envisageables proviennent de l'offre des biens, des services, de titres ou de monnaie. L'égalité des ressources et des emplois sous la contrainte budgétaire de l'individu implique l'égalité de la valeur de ses offres et de ses demandes, égalité qui se conserve par agrégation.

Dans ce sens, notons p_i les prix des biens, l'égalité que nous allons considérer est :

$$\sum_{i=1}^n p_i (D_i - O_i) + W(D_e - O_e) + p_t (D_t - O_t) + D_m - O_m \equiv 0$$

où D et O indiquent respectivement la demande et l'offre, i les biens, e le travail, t les titres et, finalement, m la monnaie.

Si on fait abstraction des titres, la loi de Walras impliquera la loi de Say si et seulement si l'excès de la demande de monnaie est identiquement nulle ($D_m = O_m$).

On obtient alors :

$$\sum_{i=1}^n p_i (D_i - O_i) + W(D_e - O_e) \equiv 0$$

Cette relation peut être considérée comme "*la loi de Say en économie de production*". Alors qu'en économie d'échange le terme relatif au travail, c'est-à-dire, $W(D_e - O_e)$ disparaît et on obtient l'égalité de l'offre et de la demande pour tous les biens.

Ce cas de figure correspond à deux visions distinctes plus ou moins partagées par les économistes classiques. D'un côté il s'agit d'une économie de troc où par hypothèse la monnaie est inexistante; de l'autre

côté, la monnaie existe, mais n'est jamais demandée pour elle-même. Dans ce sens, elle n'est considérée que comme un moyen d'échange. C'est ce dernier point de vue sur le rôle de la monnaie que nous allons adopter plus tard (Chapitre IV) lorsque nous définirons l'économie au sein de laquelle nous opérons.

La loi de Walras n'implique nullement un équilibre perpétuel. Elle signifie simplement que si un marché est en déséquilibre alors :

- 1) au moins un autre marché est en déséquilibre;
- 2) l'excès de demande sur les autres marchés est égal et de signe contraire à l'excès de demande sur le marché considéré.

Ces deux points sont d'un intérêt primordial à l'étude du déséquilibre.

1.2. Un univers non walrasien

La loi de Walras est vérifiée tant qu'on ne considère que des offres et des demandes satisfaisant les contraintes budgétaires des agents. Qu'en est-il si les contraintes budgétaires ne sont pas satisfaites?

Cette question va nous amener à l'étude de ce qu'on peut se permettre de qualifier de révolution en théorie économique: La théorie des déséquilibres. En effet, l'exploration du monde économique sous cette vision a permis de résoudre des problèmes qu'il n'était pas possible d'aborder dans le cadre des approches précédentes. De nombreux spécialistes en théorie économique ont consacré leurs efforts aux fondements de cette théorie : Arrow et Hahn ont adopté l'approche de non-tatonnement où l'équilibre concurrentiel résulte d'un ajustement des prix et où les transactions peuvent avoir lieu. Cette approche est à l'opposé de celle du tâtonnement où les transactions ne se font qu'une fois l'ajustement terminé.

Le concept de la demande effective est issue de la notion de décision duale introduite par Clower. C'est-à-dire que "le rationnement" des agents sur un marché va les pousser à modifier leurs comportements sur les autres marchés. Dans ce sens, les décisions des agents ne sont plus uniquement fonction des prix mais aussi des quantités. La méthode des prix fixes a été élaborée par Hicks (1965). Younès (1970), Drèze (1975) et Benassy (1975) ont proposé successivement plusieurs définitions d'un équilibre avec rationnement, mais c'est surtout Malinvaud (1977) qui a fait un ouvrage considéré comme étant la référence principale pour ce genre de réflexion et qui a suscité une très abondante littérature. Son modèle a fait l'objet de nombreuses extensions très importantes en littérature économique et économétrique¹.

Dans le Chapitre IV, nous nous inspirons aussi du modèle de Malinvaud pour définir notre espace économique. Donc abandonner l'hypothèse de tâtonnement, c'est abandonner l'idée que les agents ne sont contraints que par la valeur de leurs ressources aux prix annoncés. C'est-à-dire rejeter le fait que la donnée du système des prix est suffisante pour que les décisions individuelles soient cohérentes et optimales au sens de Pareto. C'est dire aussi qu'il faut incorporer les contraintes additionnelles de cette situation dans l'étude de l'univers économique. Dans ce sens l'information à traiter sera plus complexe à cerner en vue de présenter des modèles théoriques formels et prétendre à des applications empiriques.

Comme réponse, la théorie de l'équilibre à prix fixe nous présente une version plus réaliste du scénario. Dans le sens où si on rejette l'axiome de parfaite flexibilité des prix², les ajustements devront se

¹Dans le Chapitre IV, nous nous inspirons aussi du modèle de Malinvaud pour définir notre espace économique.

²L'hypothèse de parfaite flexibilité des prix est facilement attaquable vu les imperfections infiltrées dans l'économie actuelle telles que les syndicats, les monopoles, etc.

faire par les quantités. En outre, la réaction face à un changement dans l'environnement économique sera une réaction en quantité qui se manifeste dans les carnets de commandes, les stocks, les délais de livraison, etc.; la réaction en prix interviendra plus tard. L'idée saillante de cette théorie est que, sur chaque marché, c'est le côté court qui décide du montant des transactions et c'est le côté long qui est rationné. Il y a donc un déséquilibre sur certains marchés par opposition à ce qui se passe à un équilibre concurrentiel où, ex ante, l'offre et la demande coïncident sur tous les marchés. On parle alors d'offres et de demandes effectives à l'instar d'offres et de demandes walrasiennes.

Ainsi, reconnaître et formaliser le fait que les agents rationnés sur un marché vont modifier leur comportement sur les autres marchés constitue un argument de taille vers une meilleure compréhension de l'économie. Dans ce sens, s'ils enregistrent une baisse dans leurs revenus, ils vont sûrement adapter leurs dépenses à la baisse. C'est ce que Clower dénomme un "*processus de décision duale*".

Cette nouvelle approche a permis d'étudier d'une manière globale les problèmes qui étaient traditionnellement traités séparément et aussi de mettre en évidence l'effet de débordement résultant de l'imposition d'une contrainte d'un marché sur un autre.

Dans la même ligne de pensée, l'imposition ou la transmission de contrainte au sein d'un seul marché d'une période sur la suivante se conçoit d'une manière très aisée. Ainsi, l'accroissement du taux de chômage par exemple sur le marché de travail à une période donnée aura un effet positif sur le taux de chômage de la période suivante. Ces points de vue sont discutés d'une manière plus explicite dans le Chapitre IV quand on parle du rationnement des producteurs et des consommateurs.

L'économétrie de déséquilibre a vu naître des efforts très considérables dans le but d'élaborer des modèles économétriques qui s'approchent le plus possible de la théorie économique des déséquilibres. La plupart de ces modèles opèrent dans un cadre statique et donne une place de choix à la discussion sur le processus qui génère l'ajustement des prix.

CHAPITRE II
Econométrie du déséquilibre

Les modèles économétriques dérivés de la théorie économique sur le déséquilibre ont constitué une étape majeure dans le développement de cette science. En effet, des fondements clairs, la cohérence avec beaucoup de faits observés et l'application d'une théorie unifiée qui se traitait précédemment d'une manière séquentiellement distincte, ont eu les caractéristiques d'un parachèvement empirique important. On peut distinguer dans l'ensemble de ces modèles deux types : le premier traite essentiellement des mécanismes de fonctionnement d'une économie et met en évidence les contraintes transmises d'un marché à l'autre au cours d'une période donnée et dans ce sens ce sont des modèles qui restent en majeure partie statiques. L'autre type s'intéresse à l'étude d'un marché simple et vise à déterminer le mode de fonctionnement du marché en question.

Dans le présent chapitre nous allons nous limiter à l'exposition et la discussion de quelques modèles en économétrie de déséquilibre qui font partie du deuxième type, c'est-à-dire qui opèrent dans un marché simple. Dans un cadre statique les modèles qui nous semblent susciter un intérêt pour la discussion sont ceux examinés par *Maddala et Nelson (1974)*. Dans un cadre dynamique c'est surtout le modèle de *Dagenais (1980)* qui mérite d'être exposé d'une manière très détaillée vu le but de la présente étude et auquel nous allons consacrer le prochain chapitre.

Les modèles examinés par *Maddala et Nelson (1974)* sont au nombre de quatre, et sont considérés comme des modèles de base pour l'économétrie de déséquilibre qui traite d'un marché simple. Maddala et Nelson donnent dans l'ensemble un exposé complet de la méthode d'estimation de ces quatre modèles, et donc nous allons nous limiter à les décrire ici.

1. Modèles examinés par Maddala et Nelson (1974)

Modèle 1

$$D_t = \underline{X}_{dt}' \alpha_1 + u_{1t}$$

$$S_t = \underline{X}_{st}' \beta_1 + u_{2t}$$

$$Q_t = \min(D_t, S_t)$$

- D et S : sont respectivement la quantité demandée et offerte;
 \underline{X}_d : vecteur des variables qui influencent la demande;
 \underline{X}_s : vecteur des variables qui influencent l'offre;
Q : quantité observée et effectivement échangée.

Dans ce modèle le prix au temps t est considéré comme étant exogène et apparaît soit dans \underline{X}_{dt} soit dans \underline{X}_{st} ou dans les deux. On remarque cependant que le modèle ne présente pas un processus d'ajustement des prix et on ne peut savoir pour toute observation de Q si on est sur l'offre ou sur la demande.

Modèle 2

$$D_t = \underline{X}_{dt}' \alpha_1 + u_{1t}$$

$$S_t = \underline{X}_{st}' \beta_1 + u_{2t}$$

$$Q_t = \min(D_t, S_t)$$

$$\Delta P_t > 0 \quad \text{si} \quad D_t > S_t$$

$$\Delta P_t < 0 \quad \text{si} \quad D_t < S_t$$

où

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$$

Q_t et P_t sont observés et endogènes.

Dans ce modèle, on postule que le prix courant n'influence pas la demande et l'offre. Et donc X_{dt} et X_{st} ne contiennent pas P_t . Ceci s'explique par le fait, que si on ajoute le prix dans X_{dt} et/ou X_{st} , le système sera sans équation de détermination de P_t et donc non spécifié.

La quatrième équation du modèle nous permet l'attribution d'une observation sur Q à l'équation d'offre ou symétriquement à l'équation de demande. En outre si à l'instant t on observe que $(P_t - P_{t-1}) > 0$, on peut confirmer l'appartenance de Q_t à l'équation d'offre, car $(P_t - P_{t-1}) > 0$ implique $D_t > S_t$ et donc d'après la troisième équation du modèle Q_t sera égale à S_t .

Modèle 3

$$D_t = X_{dt}' \alpha_1 + \alpha_2 P_t + u_{1t}$$

$$S_t = X_{st}' \beta_1 + \beta_2 P_t + u_{2t}$$

$$Q_t = \min(D_t, S_t)$$

$$\Delta P_t = \gamma(D_t - S_t)$$

P_t et Q_t sont observés et endogènes.

Ce modèle présente une équation d'ajustement des prix qui reste cependant non stochastique, mais qui permet la distinction entre les observations qui sont sur la courbe de demande et celles qui sont sur la courbe d'offre.

Modèle 4

$$D_t = \underline{X}_{dt}' \underline{\alpha}_1 + \alpha_2 P_t + u_{1t}$$

$$S_t = \underline{X}_{st}' \underline{\beta}_1 + \beta_2 P_t + u_{2t}$$

$$Q_t = \min(D_t, S_t)$$

$$\Delta P_t = \gamma(D_t - S_t) + u_{3t}$$

Ce modèle diffère du troisième du fait que l'équation d'ajustement des prix est stochastique. L'addition du terme d'erreur u_3 dans l'équation des prix fait que ΔP_t n'est plus considéré comme un signal de position. C'est-à-dire que dans ce cas on ne peut plus attribuer une observation de Q_t à l'offre ou à la demande.

2. Fonction de vraisemblance

Modèle 1 :

Les erreurs aléatoires u_{1t} et u_{2t} sont supposées non corrélées dans le temps, et sont indépendantes et normalement distribuées de variance respectivement σ_1^2 et σ_2^2 .

Etant donné que le modèle ne présente pas une équation non stochastique des prix, on ne peut pas attribuer une observation de Q à un régime d'offre ou de demande, mais seulement déterminer la probabilité pour qu'elle se trouve dans l'un ou l'autre régime. Soit π_t la probabilité pour que l'observation soit sur la courbe de demande, alors :

$$\begin{aligned} \pi_t &= \text{pr}(D_t < S_t) \\ (2.1) \quad &= \text{pr}(\underline{X}_{dt}' \underline{\alpha}_1 + u_{1t} < \underline{X}_{st}' \underline{\beta}_1 + u_{2t}) \\ &= \text{pr}((u_{1t} - u_{2t}) < (\underline{X}_{st}' \underline{\beta}_1 - \underline{X}_{dt}' \underline{\alpha}_1)) \end{aligned}$$

Puisque $u_{1t} - u_{2t}$ sont indépendants et normalement distribués, $(u_{1t} - u_{2t})$ sera normalement distribué avec une variance de $\sigma = \sigma_1^2 + \sigma_2^2$.
Et donc :

$$(2.2) \quad \pi = \int_{-\infty}^{(X_{dt} \beta_1 - X_{st} \alpha_1) / \sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du$$

Si Q_t est sur la courbe de demande sa fonction de densité conditionnelle d'être sur la courbe de demande sera donnée par :

$$(2.3) \quad \frac{f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t)}{\int_{-\infty}^{\infty} f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t) dQ_t}$$

où

$$f_1(Q_t) = \frac{1}{2\pi\sigma_1} \exp \left[-\frac{1}{\sqrt{2\sigma_1^2}} (Q_t - X_{dt} \alpha_1)^2 \right]$$

$$f_2(Q_t) = \frac{1}{2\pi\sigma_2} \exp \left[-\frac{1}{\sqrt{2\sigma_2^2}} (Q_t - X_{st} \beta_1)^2 \right]$$

$$F_1(Q_t) = \frac{1}{2\pi\sigma_1} \int_{Q_t}^{\infty} \exp \left[-\frac{1}{\sqrt{2\sigma_1^2}} (Q_t - X_{dt} \alpha_1)^2 \right] d D_t$$

et

$$F_2(Q_t) = \frac{1}{2\pi\sigma_2} \int_{Q_t}^{\infty} \exp \left[-\frac{1}{\sqrt{2\sigma_2^2}} (Q_t - X_{st} \beta_1)^2 \right] d S_t$$

Or,

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t) dqQ_t = \pi_t = \text{pr}(D_t < S_t)$$

d'où (2.3) devient

$$(2.4) \quad \frac{f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t)}{\pi_t}$$

Similairement, si Q_t est sur la courbe d'offre, la fonction de densité conditionnelle de Q_t sera donnée par :

$$(2.4) \quad \frac{f_2(Q_t) \cdot F_1(Q_t)}{1 - \pi_t} .$$

Puisque Q_t peut se trouver sur la courbe de demande avec une probabilité π_t et sur la courbe d'offre avec une probabilité $(1 - \pi_t)$, alors la densité conditionnelle aux variables exogènes (X_{dt}, X_{ot}) de Q_t est

$$(2.6) \quad f(Q_t/X_{dt}, X_{ot}) = \pi_t \left[\frac{f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t)}{\pi_t} \right] + (1 - \pi_t) \left[\frac{f_2(Q_t) \cdot F_1(Q_t)}{(1 - \pi_t)} \right]$$

$$= f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t) + f_2(Q_t) \cdot F_1(Q_t)$$

Soit L la fonction de vraisemblance :

$$(2.7) \quad L = \sum_{t=1}^T \log[f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t) + f_2(Q_t) \cdot F_1(Q_t)] .$$

Si L est deux fois dérivable, Maddala et Nelson proposent une procédure itérative comme celle de Newton-Raphson pour obtenir les estimateurs de maximum de vraisemblance pour σ_1^2 , σ_2^2 , α_1 et β_1 . Ensuite, on peut obtenir une estimation de π_t donné dans l'équation (2.1) pour chaque observation sur la courbe de demande ou d'offre.

Modèle 2 :

Contrairement au modèle précédent, l'information sur la variation du prix nous permet de classer les observations de Q_t dans le régime de demande ou symétriquement dans celui de l'offre. Si les erreurs résiduelles u_{1t} et u_{2t} sont indépendamment distribuées, la fonction de densité conditionnelle de Q_t sera donnée par :

$$(2.8) \quad \frac{f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t)}{\pi_t} \quad \text{si } \Delta P_t < 0$$

$$(2.9) \quad \frac{f_2(Q_t) \cdot F_1(Q_t)}{(1 - \pi_t)} \quad \text{si } \Delta P_t > 0 .$$

La fonction de vraisemblance à maximiser est :

$$(2.10) \quad L_1 = \prod_{\Delta P_t < 0} \frac{f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t)}{\pi_t} \cdot \prod_{\Delta P_t > 0} \frac{f_2(Q_t) \cdot F_1(Q_t)}{(1 - \pi_t)}$$

$$\cdot \left[\prod_{\Delta P_t < 0} (\pi_t) \cdot \prod_{\Delta P_t > 0} (1 - \pi_t) \right]$$

$$= \prod_{\Delta P_t < 0} f_1(Q_t) \cdot F_2(Q_t) \cdot \prod_{\Delta P_t > 0} f_2(Q_t) \cdot F_1(Q_t) .$$

Ce qui peut s'écrire aussi :

$$L_1 = \left[\prod_{\Delta P_t < 0} f_1(Q_t) \cdot \prod_{\Delta P_t > 0} F_1(Q_t) \right] \cdot \left[\prod_{\Delta P_t < 0} f_2(Q_t) \cdot \prod_{\Delta P_t > 0} F_2(Q_t) \right]$$

$$= L_2 \cdot L_3 .$$

Comme L_2 et L_3 n'ont pas de paramètres en commun, maximiser L_1 revient à maximiser L_2 et L_3 séparément.

Modèle 3

Ce modèle contient une équation stochastique des prix, et donc on sépare l'échantillon suivant les deux régimes d'offre et de demande. Les erreurs aléatoires u_{1t} et u_{2t} sont supposées non corrélées dans le temps et suivent une loi multi-normale de moyenne nulle et de variance Σ . Soit $f_1(Q_t, P_t)$, la fonction de densité conjointe de Q_t, P_t quand $Q_t = D_t$ et $f_2(Q_t, P_t)$ est celle de Q_t et P_t quand $Q_t = S_t$. Si $\Delta P_t < 0$ alors $D_t < S_t$ et $Q_t = S_t$. Dans ce cas :

$$D_t = Q_t = \underline{X}_{dt} \alpha_1 + \alpha_2 P_t + u_{1t}$$

$$\Delta P_t = \gamma(D_t - S_t) = \gamma(Q_t - \underline{X}_{st} \beta_1 - \beta_2 P_t - u_{2t})$$

Similairement, si $\Delta P_t > 0$ alors $D_t > S_t$ et $Q_t = S_t$ et donc :

$$S_t = Q_t = \underline{X}_{st} \beta_1 + \beta_2 P_t + u_{2t}$$

$$\Delta P_t = \gamma(D_t - S_t) = (\underline{X}_{dt} \alpha_1 + \alpha_2 P_t + u_{1t} - Q_t)$$

A partir de ces équations on peut obtenir la fonction de densité conjointe de Q_t et P_t étant donné la fonction de densité conjointe de u_{1t} et u_{2t} . La fonction de vraisemblance à maximiser est :

$$L = \prod_{\Delta P_t < 0} f_1(Q_t, P_t) \cdot \prod_{\Delta P_t > 0} f_2(Q_t, P_t) .$$

Modèle 4

Ce modèle se distingue du précédent par l'addition d'un terme d'erreur dans l'équation d'ajustement des prix. Ceci a pour effet de rendre impossible la séparation de l'échantillon avec certitude selon les deux régimes. On cherche à déterminer la fonction de densité conjointe des variables endogènes $g(D_t, S_t, P_t)$ étant donné l'ensemble des variables exogènes X_t :

$$g(D_t, S_t, P_t | X_t) = g(u_{1t}, u_{2t}, u_{3t}) |j|$$

où $|j|$ est le jacobien de la transformation.

En utilisant le fait que $Q_t = \min(D_t, S_t)$, la fonction de densité conjointe $g_1(Q_t, P_t | X_t)$ de Q_t et P_t , étant donné que $Q_t = D_t$, est donnée par :

$$g_1(Q_t, P_t | X_t) = \frac{\int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, S_t, P_t) d S_t}{N_t}$$

où N_t est la probabilité que Q_t est égale à D_t . Similairement, la fonction de densité conjointe $g_2(Q_t, P_t | X_t)$ de Q_t et P_t étant donné que $Q_t = S_t$ est :

$$g_2(Q_t, P_t | X_t) = \frac{\int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, S_t, P_t) d D_t}{1 - N_t}$$

Comme Q_t est égal à D_t avec une probabilité de N_t et égal à S_t avec une probabilité $1 - N_t$, la fonction de densité conjointe inconditionnelle des variables endogènes observées est :

$$f(Q_t, P_t | X_t) = N_t g_1(Q_t, P_t | X_t) + (1 - N_t) g_2(Q_t, P_t | X_t)$$

$$= \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, S_t, P_t | X_t) d S_t + \int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, Q_t, P_t | X_t) d D_t$$

Les estimateurs de maximum de vraisemblance $\underline{\alpha}$, $\underline{\beta}$ et Σ , où Σ est la matrice des variances des erreurs résiduelles, $\underline{\alpha}$, $\underline{\beta}$ sont les vecteurs de paramètres, sont obtenus en maximisant le logarithme de la fonction de vraisemblance :

$$L = \sum_{t=1}^n \log f(Q_t, P_t | X_t) .$$

La procédure d'estimation appropriée est celle du maximum de vraisemblance à information complète.

CHAPITRE III
Modèle dynamique avec ajustement
stochastique des prix

1. Modèle de Dagenais (1980)

Le modèle de base dont s'inspire la présente étude est celui de *Dagenais (1980)*. Ce modèle se caractérise par la prise en compte des effets de report contemporain de la demande et de l'offre sur un marché simple d'une part. D'autre part, l'équation d'ajustement des prix est stochastique. La forme générale de ce modèle est :

$$(1) \quad D_t = \beta_0 + X_t' \beta_1 + X_{dt}' \beta_2 + \beta_3 P_t + \beta_4 (D_{t-1} - Q_{t-1}) + u_{1t} ,$$

$$(2) \quad S_t = \lambda_0 + X_t' \lambda_1 + X_{st}' \lambda_2 + \lambda_3 P_t + \lambda_4 (I_{t-1} - I_t^d) + u_{2t} ,$$

$$(3) \quad Q_t = \min(D_t, S_t) ,$$

$$(4) \quad \Delta P_t = \gamma (D_{t-1} - S_{t-1}) + u_{3t} ,$$

où les symboles signifient :

- D : quantité demandée;
- S : quantité offerte;
- Q : quantité effectivement échangée;
- X : vecteur colonne des variables exogènes communes aux équations d'offre et de demande;
- X_d, X_s : vecteur colonne des variables exogènes spécifiques respectivement aux équations d'offre et de demande;
- P : prix observé; $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$;
- I : niveau d'inventaire en fin de période;
- I^d : niveau d'inventaire désiré;
- β_0, λ_0 : constante;
- $\beta_1, \beta_2, \lambda_1, \lambda_2$: vecteurs de paramètres;
- $\beta_3, \beta_4, \lambda_3, \lambda_4$: paramètres (scalaires);
- u_1, u_2, u_3 : erreurs résiduelles.

Le niveau d'inventaire est supposé une fonction linéaire de la quantité offerte, quand l'ajustement des stocks n'est pas pris en compte :

$$(5) \quad I_t^d = \theta_0 + \theta_1(\lambda_0 + X_t \lambda_1 + X_{m,t} \lambda_2 + \lambda_3 P_t + u_{2t}) + u_{4t} ,$$

ou u_4 est l'erreur résiduelle et où θ_1 et θ_2 sont des paramètres (scalaires).

En remplaçant I_t^d dans (2) par son expression tirée de (5), on obtient :

$$(6) \quad S_t = \psi_0 + X_t \psi_1 + X_{m,t} \psi_2 + \psi_3 P_t + \psi_4 I_{t-1} + u_{5t} ,$$

$$\begin{aligned} \text{où } \psi_0 &= \lambda_0 - \lambda_4(\theta_0 + \theta_1 \lambda_0) , & \psi_1 &= \lambda_1(1 - \lambda_4 \theta_1) , \\ \psi_2 &= \lambda_2(1 - \lambda_4 \theta_1) , & \psi_3 &= \lambda_3(1 - \lambda_4 \theta_1) , \\ \psi_4 &= \lambda_4 , & u_{5t} &= u_{2t}(1 - \lambda_4 \theta_1) - \lambda_4 u_{4t} . \end{aligned}$$

Le modèle final est formé des équations (1), (6), (3) et (4). Le problème réside essentiellement dans l'estimation du vecteur des paramètres π^* , où :

$$(7) \quad \pi^* = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \psi_0, \psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4, \gamma) .$$

Bowden (1978) donne une expression alternative à l'équation (4) du modèle qui permet de tester l'hypothèse du déséquilibre :

$$(8) \quad P_t = \mu \tilde{P}_{t-1} + (1 - \mu) \tilde{P}_{t-1} + \mu u_{6t} ,$$

où \tilde{P}_{t-1} est le prix d'équilibre à la période (t-1), u_6 est l'erreur résiduelle et où :

$$(9) \quad \mu = 1 + \gamma(\beta_3 - \psi_3) .$$

Les paramètres qui ont un intérêt très spécial pour l'étude sont μ et β_4 . En effet, une valeur de μ différente de zéro et comprise entre zéro et un, suggère que le marché considéré opère sous des conditions de déséquilibre; une valeur de β_4 différente de zéro et comprise entre zéro et un suggère qu'il y a un effet de débordement d'une demande insatisfaite sur la période suivante.

2. Modèle sous forme réduite

Le modèle tel qu'il se présente ne peut pas être estimé, il faut encore se débarrasser de la variable non observable D_{t-1} qui se trouve dans l'équation (1). Pour cela, il faut isoler D_{t-1} dans l'équation (4), ce qui donne :

$$(10) \quad D_{t-1} = \frac{1}{\gamma} P_t - \frac{1}{\gamma} P_{t-1} + S_{t-1} - \frac{1}{\gamma} u_{3t} .$$

Ensuite, on retarde l'équation (6) d'une période, pour avoir l'expression de S_{t-1} , qu'on substitue dans l'équation (10). Finalement, on insère tout dans l'équation (1), on obtient alors :

$$(11) \quad \begin{aligned} D_t &= (\beta_0 + \beta_4 \psi_0) + X_t' \beta_1 + X_{dt}' \beta_2 + X_{t-1}' \psi_1 \beta_4 + X_{mt-1}' \psi_3 \beta_4 \\ &+ (\beta_4 / \gamma + \beta_3) P_t - \beta_4 (1 / \gamma - \psi_3) P_{t-1} + \psi_4 \beta_4 I_{t-2} - \beta_4 Q_{t-1} \\ &+ u_{1t} - \beta_4 / \gamma u_{3t} + \beta_4 u_{5t-1} \end{aligned}$$

Le système d'équations à estimer est formé maintenant de (11), (6), (3) et (4). A ce stade, la méthode de maximum de vraisemblance à information complète (FIML) s'avère incompatible, car la fonction de vraisemblance présente des intégrales à n dimensions. On passe donc à une méthode qui ne tient pas compte de toute l'information. Il s'agit en fait de laisser de côté la condition du minimum et écrire l'équation de P_t en forme réduite.

La forme réduite de l'équation de P_t s'obtient en insérant les équations (6) et (11), retardées d'une période, dans l'équation (4) :

$$(12) \quad \begin{aligned} P_t &= \zeta_0 + X_{t-1}' \zeta_1 + X_{t-2}' \zeta_2 + X_{d,t-1}' \zeta_3 + X_{m,t-1}' \zeta_4 + X_{s,t-1}' \zeta_5 \\ &+ \zeta_6 P_{t-1} + \zeta_7 P_{t-2} + \zeta_8 I_{t-2} + \zeta_9 I_{t-3} + \zeta_{10} Q_{t-2} + \eta_t \\ &= Y \Sigma + \eta_t \end{aligned} \quad t = (4, \dots, N) ,$$

$$\begin{aligned}
 \text{où } \zeta_0 &= \gamma[\beta_0 - (1 - \beta_4)\psi_0] , & \zeta_4 &= -\gamma\psi_2 , & \zeta_8 &= -\gamma\psi_4 , \\
 \zeta_1 &= \gamma(\beta_1 - \psi_1) , & \zeta_5 &= \gamma\psi_2 \beta_4 , & \zeta_9 &= \gamma\psi_4 \beta_4 , \\
 \zeta_2 &= \gamma \psi_1 \beta_4 , & \zeta_6 &= \beta_4 + \gamma(\beta_3 - \psi_2) - 1 , & \zeta_{10} &= -\gamma\beta_4 , \\
 \zeta_3 &= \gamma\beta_2 , & \zeta_7 &= -\beta_4(1 - \gamma\psi_3) , & & \\
 \eta_t &= -\gamma u_{5,t-1} - \beta_4 u_{3,t-1} + \gamma u_{1,t-1} + \gamma \beta_4 u_{5,t-2} + u_{3t} ,
 \end{aligned}$$

$$Y_t = (1, X_{t-1}, X_{t-2}, X_{d,t-1}, X_{m,t-1}, X_{m,t-2}, P_{t-1}, P_{t-2}, I_{t-2}, I_{t-3}, Q_{t-2}),$$

$$\Sigma = (\zeta_0, \zeta_1, \zeta_3, \zeta_4, \zeta_5, \zeta_6, \zeta_7, \zeta_8, \zeta_9, \zeta_{10}) .$$

L'équation (10) peut être réécrire comme :

$$(13) \quad P = Y \Sigma + \eta$$

où P et η sont des vecteurs colonnes de (N-3) éléments et Y est une matrice de rang (N-3).

3. Estimation des paramètres

A partir de l'équation (12), on peut vérifier que si une estimation convergente de Σ est obtenue et si les constantes β_0 et ψ_0 sont momentanément oubliées, il est possible d'identifier tous les autres paramètres contenus dans le vecteur π^* définis dans l'équation (7). En effet, on peut trouver dans l'ordre :

$$\begin{aligned}
 (14) \quad \beta_4 &= -\zeta_9/\zeta_{10} , & \gamma &= -\zeta_{10}/\beta_4 , & \psi_4 &= \zeta_9/\zeta_{10} \\
 \psi_3 &= (\zeta_7/\beta_4 + 1)/\gamma , & \beta_3 &= (\zeta_6 - 1) - \beta_4 \gamma / \psi_3 , & \beta_3 &= \zeta_3/\gamma , \\
 \psi_1 &= \zeta_2/(\gamma\beta_4) , & \beta_1 &= \zeta_1/\gamma + \psi_1 .
 \end{aligned}$$

Le système est même sur-identifié puisqu'on a simultanément :

$$\psi_2 = \zeta_4/\gamma \quad \text{et} \quad \psi_2 = \zeta_5/(\gamma\beta_4)$$

Si les erreurs résiduelles u_{1t} , u_{3t} et u_{5t} ne sont corrélées que de façon contemporaine, η_t ne peut être assimilé à une variable stochastique qui suivrait un processus de moyenne mobile de deuxième ordre, MA(2). C'est l'hypothèse qui étaient originellement faite dans *Dagenais (1980)*.

L'application du modèle à différents ensembles de données concernant différents marchés, a conduit Dagenais à conclure à partir de l'analyse des résidus, que les éléments du vecteur η ne semblent pas suivre en général un tel processus. Il ne fait donc aucune hypothèse sur la nature du processus stochastique qui génère les u , mais assume directement que η est généré par un processus d'autorégressif de rang élevé. Ce type de processus est souvent considéré comme une approximation satisfaisante dans les applications économétriques.

La procédure d'estimation des paramètres qui a été adoptée consiste, premièrement à obtenir des estimateurs convergents de η à partir de l'équation (12) par une approche de variable instrumentale. Ensuite, une procédure de régression Step-Wise est appliquée aux η estimés pour identifier le processus autorégressif et estimer ses coefficients.

Finalement les variables originales de l'équation (12) sont transformées de manière à éliminer (asymptotiquement) la corrélation temporelle. Les éléments du vecteur π où :

$$(15) \quad \pi = (\zeta_0, \beta_1, \beta_3, \beta_4, \psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4, \gamma) ,$$

sont estimés en appliquant les moindres carrés non linéaires (NLLS) à :

$$(16) \quad P_t^* = Y_t^* \Sigma(\pi) + \eta_t \quad t = (4, \dots, N) ,$$

où

$$P_t^* = P_t - \sum_{i=1}^2 \hat{\rho}_i P_{t-i} ,$$

$$P_t^* = Y_t - \sum_{i=1}^2 \hat{\rho}_i Y_{t-i} ,$$

$$\eta_t^* = \eta_t - \sum_{i=1}^2 \hat{\rho}_i \eta_{t-i} ,$$

et où les $\hat{\rho}'$ sont des coefficients autorégressifs estimés.

Etant donné que l'équation de la forme réduite contient des variables endogènes retardées à l'intérieur des variables explicatives (c'est-à-dire P_{t-1} , P_{t-2} , Q_{t-2}), une approche de variable instrumentale doit être utilisée pour obtenir des estimateurs convergents des ζ et η dans la première partie de la procédure. Une estimation convergente de ζ peut être obtenue en appliquant les moindres carrés (OLS) à l'équation (12), après avoir remplacé P_{t-1} , P_{t-2} et Q_{t-2} par les valeurs prédites, \hat{P}_{t-1} , \hat{P}_{t-2} et \hat{Q}_{t-2} . Ces valeurs prédites peuvent être obtenues en régressant P_{t-1} , P_{t-2} et Q_{t-2} sur les valeurs retardées des variables exogènes qui apparaissent dans l'équation (12). L'estimation de ζ dérivée à ce stade est utilisée également pour obtenir des estimateurs convergents de γ et β_4 . Les estimateurs de ces derniers servent de valeurs initiales pour appliquer la routine itérative décrite plus tard.

L'estimation de π par les moindres carrés généralisés non linéaire (NLLS) est obtenue en utilisant l'algorithme itératif suivant :

1. à partir de l'estimation de ζ mentionnée plus haut, des estimateurs initiaux sont obtenus pour β_4 et γ , en utilisant la relation (14);
2. étant donné les valeurs obtenues précédemment pour β_4 et γ , les estimateurs des autres paramètres contenus dans π sont obtenus en estimant par les moindres carrés ordinaires l'équation (16), après un regroupement approprié des variables;

3. étant donné les valeurs obtenues précédemment pour tous les paramètres contenues dans π , sauf ζ_0 et γ , une deuxième régression linéaire est faite sur l'équation (16), après un regroupement approprié des variables, et des estimateurs des moindres carrés ordinaires pour ζ_0 et γ ;
4. en prenant les valeurs obtenues précédemment sur les ψ et γ comme données, une régression linéaire est de nouveau faite sur la même équation et des estimateurs (OLS) sont obtenus pour ζ_0 et les β .

Les étapes (2) et (4) sont répétées itérativement jusqu'à ce que la convergence numérique soit atteinte.

Comme il a été noté avant, la procédure décrite plus haut ne nous donne pas des estimations séparées des constantes de la demande et de l'offre : β_0 et ψ_0 , mais seulement de ζ_0 , où :

$$(17) \quad \zeta_0 = \gamma[\beta_0 - (1-\beta_4) \psi_0]$$

Cependant, après que toutes les estimations de tous les paramètres ont été obtenues, il est possible d'estimer β_0 et ψ_0 en faisant appel à la procédure suivante¹. En utilisant les équations (1), (4) et (6), on peut exprimer D_t comme :

$$(18) \quad D_t = \beta_0 + \beta_4 \psi_0 + X_t \beta_1 + X_{dt} \beta_2 + X_{t-1} \psi_1 \beta_4 + X_{\psi, t-1} \psi_2 \beta_4 \\ + (\beta_4/\gamma + \beta_3)P_t - \beta_4(1/\gamma - \psi_3)P_{t-1} + \psi_4 \beta_4 I_{t-2} - \beta_4 Q_{t-1} \\ - (\beta_4/\gamma)u_{3t} + u_{1t} + \beta_4 u_{5, t-1} .$$

En utilisant encore les équations (6), (3) et (18), on peut réécrire :

$$(19) \quad Q_{1t} = \psi_0 + u_{7t} , \quad \text{quand} \quad \min(D_t, S_t) = D_t$$

$$(20) \quad Q_{2t} = \psi_0 + u_{5t} , \quad \text{quand} \quad \min(D_t, S_t) = S_t$$

où

¹Cette procédure est décrite dans Dagenais (1980).

$$Q_{1t} = Q_t - \zeta_0/\gamma - X_t \beta_1 - X_{dt} \beta_2 - X_{t-1} \psi_1 \beta_4 + X_{m,t-1} \psi_2 \beta_4 \\ - (\beta_4/\gamma + \beta_3)P_t + \beta_4(1/\gamma - \psi_3)P_{t-1} + \psi_4 \beta_4 I_{t-2} + \beta_4 Q_{t-1}$$

$$Q_{2t} = Q_t - X_t \psi_1 + X_{mt} \psi_2 + \psi_3 P_t - \psi_4 I_{t-1} ,$$

et

$$u_{7t} = (\beta_4/\gamma)u_{3t} + u_{1t} + \beta_4 u_{5,t-1} .$$

En remplaçant tous les paramètres qui ne sont pas connus dans Q_{1t} et Q_{2t} par leurs estimations, une estimation par moindres carrés de ψ_0 peut être obtenue en minimisant \emptyset par rapport à ψ_0 et Z_t , où :

$$(21) \quad \emptyset = \sum_{t=4}^N (\hat{Q}_{1t} Z_t + \hat{Q}_{2t}(1 - Z_t) - \psi_0)^2 ,$$

\hat{Q}_{1t} et \hat{Q}_{2t} correspondent à Q_{1t} et Q_{2t} avec les paramètres inconnus remplacés par leurs estimations. $Z = 1$ si l'observation t est attribuée au sous-ensemble d'observation où $\min(D_t, S_t) = D_t$ et $Z_t = 0$ si l'observation t est attribuée au sous-ensemble où $\min(D_t, S_t) = S_t$. Après que ψ_0 ait été estimé, une estimation de β_0 peut être obtenue à partir de (17).

CHAPITRE IV
Application à un marché simple : cas du
marché du travail américain

1. Cadre général

L'économie que nous considérons est formée de consommateurs, de producteurs et d'un secteur autonome appelé "gouvernement". Elle ne tient compte que de trois biens, respectivement, les biens de consommation, la force de travail et la monnaie. Dans ce sens on ne s'intéresserait qu'à deux marchés, de travail et des biens. On note alors, que la monnaie ne joue que le rôle de moyen d'échange. Si un individu désire acheter des biens de consommation, il doit, premièrement, vendre sa force de travail contre la monnaie. Symétriquement, un producteur achète l'input qu'il utilise pour la production par l'intermédiaire de la monnaie. Il ressort alors, que la possibilité du troc est exclue. Dans un premier temps, nous limitons notre analyse aux opérations durant une période donnée indépendamment du passé, c'est-à-dire que nous opérons dans un cadre statique.

Toujours pour des raisons de simplification, nous supposons que les biens sont non stockables pour être conforme au cadre d'analyse statique dans lequel les complications qui dérivent de la stockabilité des biens ne peuvent pas être étudiées correctement.

Si on s'intéresse à la représentation macroéconomique de cette économie et sa comptabilité nationale courante exprimée en valeur, l'égalité entre les ressources et les emplois sur le marché des biens est exprimée par l'identité suivante:

$$(1) \quad Y = C + G$$

où Y est le produit, C est la consommation et G est la demande autonome, supposée toujours satisfaite. Les ménages reçoivent le revenu de travail W, qui constitue également le coût de travail des producteurs. L'excédent de W sur C constitue l'épargne (Noté S).

$$(2) \quad W = C + S$$

Il se dégage directement de cette relation que les ménages n'ont pas d'autres revenus que les salaires. Mais on peut interpréter cette relation d'une manière différente, et dire que S représente l'excédent de l'épargne sur les revenus non salariaux. Autrement dit, la valeur S est égale à l'accroissement des encaisses monétaires des consommateurs (ou plus exactement à l'excédent de l'accumulation monétaire sur les revenus non-salariaux).

D'une manière similaire, l'excédent P (profit) de Y sur les salaires correspond dans le compte courant des producteurs à une augmentation de leur encaisse monétaire. Les égalités (1) et (2) impliquent que $P + S$ qui constitue le poste d'ajustement des comptes courants des producteurs et des consommateurs est juste suffisant pour financer la demande autonome G ou alternativement à absorber l'émission de monnaie \dot{M} .

Nous allons maintenant passer à la spécification du modèle par un examen des activités des consommateurs et des producteurs qui permettent respectivement de dégager une fonction de demande et une fonction d'offre de travail.

1.1. Comportement des consommateurs et des producteurs dans un univers Walrasien

Pour la spécification des équations de comportement des consommateurs et des producteurs, nous nous sommes référés essentiellement à l'approche développée par *Rosen et Quandt (1978)*.

1.1.1 Les consommateurs

Soient N consommateurs dotés de préférences identiques et d'une encaisse monétaire m_0 . Le consommateur i consomme (et achète) une quantité x_i des biens, fournit et vend une quantité ℓ_i du travail, et détient une encaisse monétaire m_i en fin de période.

Les quantités microéconomiques se relient aux agrégats macroéconomiques par :

$$(3) \quad C = \sum_{i=1}^N p x_i$$

$$(4) \quad W = \sum_{i=1}^N w l_i$$

$$(5) \quad S = \sum_{i=1}^N (m_i - m_o)$$

$(m_i - m_o)$ est le revenu non salarial en terme monétaire pour l'individu i , p est le prix de bien et W est le taux de salaire.

La contrainte budgétaire du consommateur i est présentée par

$$(6) \quad p x_i + m_i = w l_i + m_o$$

Les préférences du consommateur i sont représentées par la fonction d'utilité :

$$(7) \quad u_i = u(w_i, S_i)$$

C'est une fonction indirecte d'utilité puisqu'elle n'a pas pour arguments ces consommations elles-mêmes, mais l'actif réel qui contribuera à leurs réalisations.

L'offre de travail est souvent déterminé par l'application du cadre d'analyse classique de la maximisation d'utilité sous l'hypothèse que les ménages maximisent leurs préférences sous la contrainte budgétaire qui égalise leurs dépenses aux revenus.

Par l'identité de Roy, l'offre des consommateurs pour le travail peut être écrite en terme de dérivée partielle de la fonction indirecte d'utilité comme :

$$(8) \quad N_t^* = h(W_t, s_t)$$

où s indique l'offre.

Le modèle est atemporel dans le sens que le choix loisir-revenu à la période t dépend seulement du salaire et du revenu non travail à la même période. Pour des raisons d'estimation, l'équation linéaire logarithmique qui sera considérée est :

$$(9) \quad \ln(N_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(W_t) + \beta_2 \ln(s_t) + \beta_3 \ln(P_t) + \beta_4 \ln(V_t) + \mu_{1t}$$

P_t est le nombre potentiel d'heures/hommes de travail. Cette variable agit comme une variable d'échelle qui saisit les changements dans la grandeur de la force de travail potentielle.

Il est possible que des éléments non compétitifs dans l'économie puissent influencer l'offre de travail. Par exemple, la présence des syndicats donne aux travailleurs un pouvoir de monopole qui est exercé à un taux uniforme. On définit alors V_t comme le pourcentage de la force de travail syndiquée dans l'économie à la période t . L'offre de travail varie positivement avec le taux de salaire réel W_t et le nombre potentiel d'heures/hommes de travail (P_t) d'une part, et négativement avec le revenu non gagné (s_t) et le pourcentage de la force de travail syndiquée, d'autre part.

1.1.2 Les producteurs :

Une condition nécessaire de la maximisation des profits requière que le produit marginal de travail soit égal au salaire réel.

$$(10) \quad W_t = f_N(N_t, K_t, t)$$

où f_N est la dérivée partielle de la fonction de production :

$$(11) \quad Q_t = Q(N_t, K_t, t)$$

et où Q_t est l'output, N_t sont les heures/hommes de travail, K_t est le flux des services du capital et t (trend) représente l'état du progrès technique dans la période t .

Eliminons K_t entre (10) et (11) et supposons que les équations résultantes peuvent être résolues pour N_t , on obtient :

$$(12) \quad N_t^D = N(W_t, Q_t, t)$$

L'indice D indique que c'est la quantité de travail demandée.

On adopte encore, pour des raisons d'estimation, la formulation linéaire logarithmique (sauf pour t) pour l'équation (12) :

$$(13) \quad \ln(N^D) = \lambda_0 + \lambda_1 \ln(W_t) + \lambda_2 \ln(Q_t) + \lambda_3 t + \mu_{2t}$$

La demande de travail est une fonction décroissante du taux de salaire réel (W_t), car l'accroissement de ce taux rend intéressante l'utilisation de l'équipement marginal additionnel pour la production. Elle est une fonction croissante du niveau de l'output car si les firmes décident d'augmenter leurs productions, elles demanderont plus de travail.

1.2. Comportement des consommateurs et des producteurs dans un univers non Walrasien

Avant d'aborder l'étude de rationnement, nous allons faire pour chaque agent individuel, consommateur ou producteur, une distinction entre sa demande ou son offre d'une part et son achat et sa vente d'autre part. Cette distinction claire et aussi simple qu'elle soit joue un rôle très important quant aux conditions de rationnement. L'achat (ou la vente) est la quantité qui est réellement échangée, tandis que la demande

(ou l'offre) est la quantité que l'individu aimerait échanger dans un marché donné.

Dans un univers walrasien, où l'ajustement des prix est réalisé par hypothèse, la demande est égale à l'achat et l'offre est égale à la vente. En dehors de cet univers l'égalité ne tient plus, mais on doit noter d'une part, que l'achat ne peut excéder la demande et la vente ne peut excéder l'offre. Cette propriété découle du fait que dans une économie de marché, personne n'est forcé d'échanger plus qu'il ne souhaite. Il ressort alors, qu'un individu peut se trouver sur un marché confronté à l'une des cinq situations suivantes:

1. Un acheteur rationné : son achat est inférieur à sa demande laquelle est positive
2. Un acheteur non rationné : il réalise un achat positif égal à sa demande
3. Un vendeur rationné : sa vente est inférieure à son offre, laquelle est positive
4. Un vendeur non rationné : il réalise une vente positive égale à son offre.
5. Hors-marché : il n'a ni demande ni offre, et donc ni achat ni vente.

D'autre part, pour chaque bien la somme des achats est égale à la somme des ventes. Finalement, s'il y a un acheteur rationné sur un marché, il ne peut y avoir des vendeurs rationnés sur le même marché et vice-versa. Cette troisième propriété découle du fait que, sur un marché donné un acheteur rationné et un vendeur rationné auraient la chance de faire un échange mutuellement avantageux. En d'autres termes, cette

hypothèse signifie qu'il existe un marché unique pour chaque bien et que tous les agents ont un accès libre à ce marché.

1.2.1. Equation d'offre

L'activité des consommateurs est définie par une offre de travail et une demande des biens. Dans ce sens, ils peuvent se trouver confrontés à deux types de rationnements: un sur le marché de travail en cas de chômage, l'autre sur le marché des biens qui provient d'une insuffisance de l'offre des biens.

Dans notre étude qui veut traiter de l'effet de débordement contemporain au sein du marché de travail c'est le premier type de rationnement qui nous intéresse. En effet, en cas de chômage, le rationnement sur le marché de travail de la période $t(N_t^s - N_t)$ s'il persiste se reporterait, du moins en partie, pour accroître l'offre de la période suivante. L'équation de l'offre de travail (9) devient alors :

$$(14) \quad \begin{aligned} \dot{N}_t^s = & \beta_0 + \beta_1 \dot{W}_t + \beta_2 \dot{s}_t + \beta_3 \dot{P}_t \\ & + \beta_4 \dot{V}_t + \beta_5 (\dot{N}_{t-1}^s - \dot{N}_{t-1}) + \theta_{1t} \end{aligned}$$

1.2.2 Equation de demande

Le comportement des entreprises est caractérisé par une offre de biens et une demande de travail. Dans un environnement non walrasien elles peuvent faire face à deux types de contraintes. D'une part, en cas d'insuffisance de la demande sur le marché des biens, au moins une entreprise se comporterait comme un vendeur rationné. Symétriquement, les entreprises peuvent se trouver contraintes par une insuffisance de main-d'oeuvre au taux de salaire courant, et subir sur le marché de travail un rationnement $(N_t^D - N_t)^1$ qui, s'il persiste aurait sûrement un impact

¹C'est ce type de rationnement qui nous intéresse dans la présente étude.

$$(15) \quad \begin{aligned} \ln(N_t^D) = & \lambda_0 + \lambda_1 \ln(W_t) + \lambda_2 \ln(Q_t) + \lambda_3 t \\ & + \lambda_4 [\ln(N_{t-1}^D) - \ln(N_{t-1})] + \mu_{2t} \end{aligned}$$

Similairement, l'introduction de cette variable permet de rendre l'équation de demande de travail dynamique.

Avant d'exposer le modèle, nous allons présenter une équation qui exprime le niveau de l'emploi et une autre qui exprime l'ajustement du salaire.

1.2.3. Niveau d'emploi

Les trois propriétés énoncées auparavant jouent un rôle important pour déterminer l'équation du niveau de l'emploi. En effet, la deuxième propriété qui dit que, pour chaque bien la somme des achats est égale à la somme des ventes, nous permet de définir le niveau de l'emploi comme la quantité de travail transigée. Plus simplement, il correspond à la quantité de travail achetée par les producteurs, qui est également la quantité vendue par les consommateurs. La première propriété : (pour un bien l'achat ne peut excéder la demande et la vente ne peut excéder l'offre), stipule que la quantité transigée ne peut pas être plus grande que le minimum entre la quantité demandée et la quantité offerte. Finalement, la troisième propriété : (s'il y a un acheteur rationné sur un marché, il ne peut y avoir de vendeurs rationnés sur le même marché et vice-versa), signifie que l'échange permet à toutes les transactions avantageuses de se réaliser et donc la quantité transigée ne pourra pas être moins que le minimum entre la quantité demandée et la quantité offerte au taux de salaire courant. La combinaison de ces trois propriétés nous permet d'écrire :

$$(16) \quad \ln(N_t) = \min(\ln(N_t^D), \ln(N_t^S))$$

1.2.4 Equation d'ajustement des salaires

La spécification de cette équation a été beaucoup discutée dans la littérature économétrique de déséquilibre. Comme on a vu auparavant la spécification de cette équation joue un rôle important quant à la détermination des procédures d'estimation d'un modèle de déséquilibre.

L'équation d'ajustement des salaires que nous adoptons pour le modèle est stochastique :

$$(17) \quad \ln(W_t) - \ln(W_{t-1}) = \gamma(\ln(N_{t-1}^D) - \ln(N_{t-1}^S)) + \mu_{3t}$$

Par une simple transformation de cette équation, telle que : soit $\ln(N_t^D)^*$ et $\ln(N_t^S)^*$, la demande et l'offre de travail à l'équilibre. Etant donné que $\ln(N_t^D)^* = \ln(N_t^S)^*$, on peut écrire :

$$(18) \quad \Delta \ln(W_t) = \left[(\ln(N_{t-1}^D) - \ln(N_{t-1}^S)) - (\ln(N_{t-1}^D)^* - \ln(N_{t-1}^S)^*) \right]$$

On peut aboutir à l'équation des prix donnés par *Bowden (1978)*, via un développement simple de la dernière équation. La formulation de *Bowden* permet de tester l'hypothèse de déséquilibre :

$$(19) \quad \ln(W_t) = \mu \ln(W_{t-1}) + (1-\mu) \ln(W_t)^* + \mu U_{3t}$$

où

$$(20) \quad \mu = \frac{1}{1 - \gamma(\alpha_2 - \beta_2)} .$$

2. Modèle appliqué

2.1. Modèle à estimer

Le modèle final est formé des équations (14), (15), (16) et (17) où

$$(14) \quad \ln(N_t^m) = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_t) + \beta_2 \ln(s_t) + \beta_3 \ln(P_t) + \beta_4 \ln(v_t) \\ + \beta_5 [\ln(N_{t-1}^m) - \ln(N_{t-1})] + u_{1t}$$

$$(15) \quad \ln(N_t^D) = \lambda_0 + \lambda_1 \ln(w_t) + \lambda_2 \ln(Q_t) + \lambda_3 t \\ + \lambda_4 [\ln(N_{t-1}^D) - \ln(N_{t-1})] + u_{2t}$$

$$(16) \quad \ln(N_t) = \min[\ln(N_t^D), \ln(N_t^m)]$$

$$(17) \quad \ln(w_t) - \ln(w_{t-1}) = \gamma(\ln(N_{t-1}^D) - \ln(N_{t-1}^m)) + u_{3t}$$

Le modèle tel qu'il est, présente trop de variables non observables, et donc non estimables.

On peut remédier à ce problème par deux façons alternatives :

1) on peut considérer que :

$$(21) \quad \ln(C_{t-1}) = \ln(N_{t-1}^m) - \ln(N_{t-1}) + \ln(CV_{t-1})$$

où C_t est le taux de chômage observé;

$(N_t^m - N_t)$ est le chômage involontaire;

CV_t est le chômage volontaire.

La fonction du chômage volontaire peut s'écrire comme :

$$(22) \quad CV_t = CV(w_t, s_t, Ps_t),$$

où w_t est le taux de salaire réel, s_t le revenu non salarial et Ps_t sont les prestations sociales. On peut réécrire (22) sous la forme linéaire logarithmique suivante :

$$(23) \quad \ln(CV_t) = \theta_0 + \theta_1 \ln(w_t) + \theta_2 \ln(s_t) + \theta_3 \ln(PS_t) + u_{5t}$$

Si on remplace alors $[\ln(N_{t-1}^s) - \ln(N_{t-1})]$ par $[\ln(C_{t-1}) - \ln(CV_{t-1})]$ dans l'équation (14) du modèle, et si on retarde (23) d'une période, la substitution de $\ln(CV_{t-1})$ par son expression dans (14) fait que l'offre de travail ne s'exprime qu'en fonction des variables observables. Cette transformation permet d'étudier un effet de débordement d'une demande excédentaire de travail sur la période suivante.

2. Alternativement, si on note I et I_a respectivement le niveau d'inventaire et le niveau d'inventaire désiré en produits finis et semi-finis.

$[\ln(I_{t-1}) - \ln(I_t^d)]$ peut être considéré comme un indice de mesure de $[\ln(N_{t-1}^D) - \ln(N_{t-1})]$. En effet, si les entreprises ne trouvent pas suffisamment de main-d'oeuvre pour produire Q_t , elles seront obligées de diminuer leurs stocks pour répondre aux commandes.

Dans ce sens, nous allons étudier l'effet de débordement d'une offre excédentaire de travail sur la période suivante. C'est justement cette deuxième transformation que nous allons prendre en compte dans notre travail. Comme on l'a dit auparavant, c'est-à-dire dans le modèle de Dagenais, le niveau d'inventaire est supposé une fonction linéaire de la demande de travail, quand l'ajustement des stocks n'est pas pris en compte.

$$(24) \quad \ln(I_t^d) = \theta_0 + \theta_1[\alpha_2 \ln(Q_t) + u_{2t}] + u_{4t}$$

Le modèle est maintenant formé des équations (14), (15), (16), (17) et (24).

En adoptant les mêmes transformations décrites plus haut dans le développement du modèle de Dagenais, on obtient :

$$(25) \quad \ln(\bar{N}_t) = \psi_0 + \psi_1 \ln(w_t) + \psi_2 \ln(Q_t) + \psi_3 t + \psi_4 \ln(I_{t-1}) + u_{5t} ,$$

$$\begin{aligned} \text{où } \psi_0 &= \lambda_0 - \lambda_4 \theta_0 , & \psi_1 &= \lambda_1 , \\ \psi_2 &= \lambda_2(1 - \theta_1 \lambda_4) , & \psi_3 &= \lambda_3 , \\ \psi_4 &= \lambda_4 , & u_{5t} &= u_{2t}(1 - \lambda_4 \theta_1) - \lambda_4 u_{4t} . \end{aligned}$$

La forme réduite de l'équation de $\ln(w_t)$ est :

$$\begin{aligned} (26) \quad \ln(w_t) &= \zeta_0 + \zeta_1 \ln(w_{t-1}) + \zeta_2 \ln(Q_{t-1}) + \zeta_3(t-1) + \zeta_4 \ln(I_{t-2}) \\ &+ \zeta_5 \ln(S_{t-1}) + \zeta_6 \ln(P_{t-1}) + \zeta_7 \ln(V_{t-1}) + \zeta_8 \ln(w_{t-2}) \\ &+ \zeta_9 \ln(Q_{t-2}) + \zeta_{10}(t-2) + \zeta_{11} \ln(I_{t-3}) + \zeta_{12} \ln(N_{t-2}) + \eta_t \\ &= Y_t \Sigma + \eta_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{où } \zeta_0 &= \gamma[(1 - \beta_5)\psi_0 - \beta_0] , & \zeta_1 &= 1 + \gamma\psi_1 - \psi\beta_1 + \beta_5 , & \zeta_2 &= \gamma\psi_1\beta_4 , \\ \zeta_3 &= \gamma\psi_3 , & \zeta_4 &= \gamma\psi_4 , & \zeta_5 &= -\gamma\beta_2 , \\ \zeta_6 &= -\gamma\beta_3 , & \zeta_7 &= -\gamma\beta_4 , & \zeta_8 &= -\gamma(\beta_5\psi_1 - \beta_5/\gamma) , \\ \zeta_9 &= -\gamma\beta_5\psi_2 , & \zeta_{10} &= -\gamma\beta_5\psi_3 , & \zeta_{11} &= -\gamma\beta_5\psi_4 , \\ \zeta_{12} &= \gamma\beta_5 , & \eta &= \gamma u_{5,t-1} - \gamma\beta_5 u_{5,t-2} - \gamma u_{1,t-1} + u_{3t} \end{aligned}$$

La méthode d'estimation est décrite dans le troisième chapitre de ce travail, quand on a exposé le modèle de Dagenais.

2.2. Résultats

Les résultats de notre estimation sont présentés au Tableau A.

On remarque que dans l'ensemble ces résultats ne correspondent pas aux attentes. En effet, sur les dix variables estimées, on constate que seulement six ont des paramètres de signe attendu : $(\beta_1, \beta_2, \beta_5)$ pour l'équation de demande, λ_4 pour l'équation d'offre, γ pour l'équation d'ajustement des prix et finalement μ qui nous permet de tester l'hypothèse de déséquilibre. Ceci peut être expliqué par le fait que le

coefficient de l'excédent dans l'équation de demande β_s est très proche de zéro, ce qui rend le modèle non spécifié. Dans ce sens, on obtient un écart-type élevé et un student faible pour une bonne part des coefficients estimés.

D'un autre côté, le fait d'utiliser des données annuelles pour des modèles de déséquilibre avec effet de débordement dans un marché simple peut donner ce genre de résultat. Il est préférable d'employer des données sur des périodes courtes (mensuelles ou trimestrielles) où les variables qui notent l'effet de débordement ont plus de chances d'avoir des coefficients significatifs.

TABLEAU A

Coefficients	Variables	Paramètres	Ecart-Type	Student
ζ	Constante	- 19.795100	14.407980	- 1.3738
β_1	$\ln(W_t)$.297862	.830941	.3584
β_2	$\ln(s_t)$	- .004422	.005909	- .7483
β_3	$\ln(P_t)$	- .010480	.016081	- .9879
β_4	$\ln(V_t)$.000081	.000063	1.2804
β_5	Excédent	.005054	.003915	1.2909
ψ_1	$\ln(W_t)$.317247	.837666	.3787
ψ_2	$\ln(Q_t)$	- .008817	.007960	- 1.1076
ψ_3	t	- .000359	.000284	- 1.2636
ψ_4	$\ln(I_{t-1})$	- .000472	.002052	- .2302
γ	$\ln(N_{t-1}^D) - \ln(N_{t-1}^S)$	33.252730	29.009900	1.1146
μ		.355388	.315317	1.1270

La convergence numérique des variables est atteinte après 5536 itérations.

CONCLUSION

Le marché de travail constitue un champ d'un intérêt particulier pour la spécification et l'application des modèles de déséquilibre.

Dans ce travail, la spécification théorique d'un modèle de déséquilibre basé sur des fondements microéconomiques de la macroéconomie peut faire l'objet de nombreuses critiques, puisqu'elle pose l'éternel problème de l'agrégation. Dans ce sens, le fait de prêter un comportement rationnel à un agent représentatif, et par là, expliquer un comportement macroéconomique en se basant sur le comportement d'un seul agent offre un point sensible pour la critique.

Notre point de vue est que cette approche a beaucoup de mérite et offre un cadre unificateur à un ensemble de théories jugées auparavant concurrentes.

Les résultats que nous avons obtenus après l'estimation du modèle ne nous permettent pas de confirmer que le marché de travail américain se comporte comme un marché en déséquilibre. Ceci est dû probablement, comme nous l'avons dit auparavant, à l'utilisation des données annuelles sur les variables du modèle. Dans quel cas, l'effet de débordement peut ne pas apparaître d'une manière significative. Donc il serait intéressant d'améliorer ce travail en utilisant des données statistiques de courte période, telles que des données trimestrielles et surtout mensuelles.

APPENDICE

Définitions des variables servant à générer celles utilisées dans les équations du modèle.

1. Equation de demande de travail

$$1.1 \quad \ln(W_{Nt}) = \ln(W_t (1 - \sigma_t))$$

W_t sont les salaires totaux dans le secteur privé exprimés en dollars, année de base 1958 divisés par le nombre d'heures privées travaillées.

W_N est le produit du salaire brut et d'un facteur $(1-\sigma)$ ou σ est le ratio des taxes personnelles par rapport au revenu personnel dans la période t .

1.2 Q_t est le produit national brut exprimé en milliard de dollar, année de base 1958.

2. Equation d'offre de travail

2.1 $\ln(W_{Nt})$ à la même expression qu'en haut.

$$2.2 \quad \ln(s_t) = \ln(NLINCT/AGE_t)$$

NLINC : est la somme des rentes, dividendes et profits en milliard de dollars, année de base 1958.

AGE : Le nombre de personnes entre 16 et 64 ans.

$$2.3 \quad \hat{E}_t(P_t) = \hat{E}_t(\text{AGE}, X \text{ HRSPER})$$

P_t : est le nombre potentiel d'heures de travail disponibles à l'année t exprimé en milliard.

HRSPER: le nombre moyen d'heures travaillées par année

SOURCE des données:

Nous avons utilisé les données qui nous ont été envoyées par *Rosen et Quandt*.

T	LNEW	W	HRSPER	THETA	NLINC
trend	emploi	salaire	nombre moyen d`heures travaillées	taux de taxation	somme des rentes et dividendes
1929	43.03190	0.674	2.645767	0.0307	56642.
1930	40.76200	0.670	2.600164	0.0338	50037.
1931	37.64200	0.698	2.579363	0.0281	44995.
1932	34.20300	0.607	2.512317	0.0290	36405
1933	34.17900	0.625	2.488966	0.0311	34977.
1934	36.66600	0.713	2.281290	0.0295	38384.
1935	37.87600	0.721	2.327269	0.0312	44233.
1936	39.83100	0.749	2.380270	0.0329	47506.
1937	41.62590	0.771	2.420528	0.0394	51488.
1938	39.12900	0.775	2.350297	0.0413	46158
1939	40.47100	0.812	2.389537	0.0335	49615.
1940	42.21700	0.845	2.391063	0.0332	52219.
1941	45.77200	0.926	2.402157	0.0343	60598.
1942	48.14100	0.990	2.459057	0.0486	67374.
1943	48.65600	1.080	2.517460	0.1179	72745.
1944	47.49200	1.136	2.549629	0.1145	74696.
1945	45.97400	1.163	2.487726	0.1219	77125.
1946	48.58900	1.172	2.372161	0.1046	82191.
1947	50.93790	1.159	2.314189	0.1120	73023.
1948	51.95490	1.177	2.287090	0.1002	75792.
1949	50.18200	1.207	2.279370	0.0896	72092.
1950	51.69100	1.283	2.250706	0.0908	77915.
1951	53.67500	1.313	2.242944	0.1135	78967.
1952	54.06300	1.366	2.239654	0.1253	79297.
1953	54.93800	1.462	2.208818	0.1235	79844.
1954	53.21200	1.497	2.185477	0.1126	81715.
1955	54.45990	1.570	2.210282	0.1143	86637.
1956	55.57000	1.651	2.197604	0.1195	89419.
1957	55.52000	1.690	2.170251	0.1212	90626.
1958	53.68200	1.700	2.151076	0.1172	92527.
1959	54.83090	1.767	2.175655	0.1204	94647.
1960	55.40900	1.797	2.177247	0.1269	96570.
1961	54.88400	1.840	2.161227	0.1256	99734.
1962	55.84090	1.899	2.164104	0.1295	10485.
1963	56.35000	1.950	2.161195	0.1307	10957.
1964	57.38400	2.021	2.163828	0.1197	11326.
1965	59.15790	2.067	2.166434	0.1233	12065.
1966	61.34600	2.159	2.153161	0.1273	12450.
1967	62.32400	2.201	2.154513	0.1309	12600.
1968	63.80700	2.257	2.152820	0.1416	13215.
1969	65.59200	2.290	2.151062	0.1547	13489.
1970	65.45000	2.277	2.150798	0.1439	13326.
1971	65.25500	2.312	2.149993	0.1353	13480.
1972	67.20800	2.377	2.147595	0.1498	14169.
1973	69.98900	2.392	2.146413	0.1434	15702.

T	UU	AGE	IT-1	PT-1	Q
Trend	taux de chomage	popula- tion active	niveau d' inventaire en produits finis	niveau des prix	produit national brut
1929	06.5	8297.3	12.225	52.98	203.60
1930	06.8	8410.2	12.839	52.14	183.50
1931	06.5	8561.7	11.321	47.25	169.30
1932	06.0	8671.8	09.151	39.93	144.20
1933	05.2	8782.0	07.369	35.46	141.50
1934	05.9	8898.7	08.189	36.05	154.30
1935	06.7	9016.5	08.764	41.02	169.50
1936	07.4	9129.4	09.146	43.80	193.00
1937	12.9	9243.4	10.731	44.22	203.20
1938	14.6	9367.8	12.071	47.25	192.90
1939	15.8	9491.3	10.803	43.04	209.40
1940	15.5	9598.5	11.516	42.20	227.20
1941	17.7	9641.6	12.873	43.00	263.70
1942	17.2	9535.8	17.024	47.80	297.80
1943	20.5	9161.0	19.348	54.00	337.10
1944	21.4	9051.4	20.171	56.50	361.30
1945	21.9	9160.6	19.578	56.90	355.20
1946	23.6	10059.	18.457	57.90	312.60
1947	23.9	10366.	24.620	66.10	309.90
1948	23.1	10505.	29.032	81.20	323.70
1949	22.7	10611.	31.781	87.90	324.10
1950	22.3	10549.	29.038	83.50	355.30
1951	24.5	10716.	34.534	86.80	383.40
1952	24.2	10775.	43.011	96.70	395.10
1953	25.5	10872.	44.029	94.00	412.80
1954	25.4	11013.	45.736	92.70	407.00
1955	24.7	11163.	43.310	92.90	438.00
1956	25.2	11304.	46.572	93.20	446.10
1957	24.9	11441.	52.515	96.20	452.50
1958	24.2	11591.	53.688	99.00	447.30
1959	24.1	11773.	49.468	100.4	475.90
1960	23.6	11930.	52.877	100.6	487.70
1961	22.3	12075.	53.814	100.7	497.20
1962	22.6	12191.	55.087	100.3	529.80
1963	22.1	12466.	57.753	100.6	551.00
1964	22.2	12641.	60.147	100.3	580.00
1965	22.4	12850.	62.944	100.5	614.40
1966	22.7	13016.	68.015	102.5	645.70
1967	22.7	13201.	77.897	105.9	663.30
1968	23.0	13463.	82.819	106.1	692.38
1969	22.6	13695.	88.567	108.8	710.15
1970	22.6	13976.	95.931	113.0	707.84
1971	22.1	14261.	101.71	110.4	729.04
1972	21.8	14546.	101.66	113.9	770.90
1973	21.8	14816.	107.71	119.1	811.92

REMERCIEMENTS

L'auteur désire exprimer sa reconnaissance à son directeur de mémoire, Monsieur *Marcel G. Dagenais* pour ses précieux conseils et son assistance constante et éclairée qu'il a su dispenser lors de la réalisation de ce mémoire.

BIBLIOGRAPHIE

- BARRO, R.J. et H.I. GROSSMAN (1971), "A General Disequilibrium Model of Income and Employment", American Economic Review, 61, pp. 82-93.
- BENASSY, J.-P. (1976), "Théorie de Déséquilibre et Fondements Microéconomiques de la Macroéconomie", Revue Economique, septembre, pp. 755-804.
- BOWDEN, R. (1978), "Spécification, Estimation and Inference for Models of Markets in Disequilibrium", International Economic Review, Vol. 19, no 3, (octobre), pp. 711-726.
- CLOWER, R. (1966), "The Keynesian Counterrevolution : A Theoretical Appraisal", in The Theory of Interest Rates, Ed., Hahn, S.H. et Brechling, S.P.R., Macmillan, New York.
- DAGENAIS, M.G., (1980), "Specification and Estimation of Dynamic Disequilibrium Model", Economic Letters, Vol. 5, No 4, pp. 323-328.
- DAGENAIS, M.G. (1984), "A Short-Term Disequilibrium Model With Dynamic Spill-Over Effects, For Business Loans", Département de sciences économiques et Centre de recherche en développement économique, Cahier 8436.
- GRANDMONT, J.M. (1976), "Théorie de l'équilibre temporaire général", Revue économique, Vol. 27, No 5, septembre, pp. 804-843.
- GRANDMONT, J.M. (1977a), "Temporary General Equilibrium Theory", Econometrica, Vol. 45, No 3, pp. 535-572.
- ITO, T. et K. UEDA (1981), "Tests of the Equilibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics : An International Comparison of Credit Rationing", International Economic Review, Vol. 22, No 3, (octobre), pp. 691-708.
- LAFFONT, J.J. et A. MONFORT (1976), "Econométrie des modèles d'équilibre avec rationnement", Annales de l'INSEE, No 24, pp. 3-39.
- LAFFONT, J.J. et A. MONFORT (1979), "Disequilibrium Econometrics in Dynamic Models", Journal of Econometrics, Vol. 11, pp. 353-361.
- LAMBERT, J.P. (1983), "Modèles macroéconomiques de rationnement et enquêtes de conjoncture", Recherche économique de Louvain, Vol. 49, No 3, pp. 225-237.

- MADDALA, G.S. et F.D. NELSON (1974), "Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium", Econometrica, Vol. 42, pp. 1013-1030.
- MALINVAUD, E. (1977), "The Theory of Unemployment Reconsidered", Basif Blackwell, Oxford.
- MALINVAUD, E. (1978), "Nouveau développement de la théorie macroéconomique du chômage", Revue Economique, (janvier), pp. 9-25.
- MALINVAUD, E. (1983), "Essais sur la théorie du chômage", Calmann-Lévy.
- ORSI, R. (1982), "On the Dynamic Specification of Disequilibrium Econometrics : An Analysis of Italian Male and Female Labor Markets", CORE, Discussion Paper No 8228, Louvain-la-Neuve, 24 p.
- PATINKIN, D. (1948), "Price Flexibility and Full Employment", American Economic Review, Vol. 38, No 4, (septembre), pp. 543-564.
- QUANDT, R.E. et S.H. ROSEN (1978), "Estimation of A Disequilibrium Aggregate Labor Market", Review of Economics and Statistics, (august), pp. 371-379.
- QUANDT, R.E. (1982), "Econometric Disequilibrium Models", Econometric Review, Vol. 1, No 1, pp. 1-63.
- SNESENS. H. (1980), "Les origines du chômage en Belgique : leçon tirée d'un modèle macroéconomique avec rationnement", Recherche Economique de Louvian, Vol. 46, No 1, pp. 3-20.
- SNESENS. H. (1983), "A Macroeconomic Rationing Model of the Belgian Economy", European Economic Review, Vol. 20, No 1-3, (janvier), pp. 193-215.

