

Article

« La Grande dépression américaine et la neutralité de la monnaie : un test économétrique »

Daniel Racette et Pierre Bergeron

L'Actualité économique, vol. 60, n° 3, 1984, p. 280-307.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/601297ar>

DOI: 10.7202/601297ar

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

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

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

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

LA GRANDE DÉPRESSION AMÉRICAINE ET LA NEUTRALITÉ DE LA MONNAIE: UN TEST ÉCONOMÉTRIQUE*

Daniel RACETTE

École des Hautes Études Commerciales (Montréal)

et

Pierre BERGERON

Énergie, Mines et Ressources Canada

Dans ce texte, nous utilisons des données de la période de l'entre-deux-guerres aux États-Unis pour vérifier l'hypothèse de la neutralité de la monnaie. Dans l'ensemble, nos résultats démontrent que l'hypothèse de la neutralité est rejetée par les données même dans le cas où l'on élimine la variable de faillites bancaires du domaine de l'information disponible dans l'équation d'anticipation de la monnaie. Ces résultats vont donc à l'encontre de ceux obtenus pour l'après-guerre par Barro (1977, 1978) et Barro et Rush (1980) mais vont dans le sens de ceux de Mishkin (1982).

1. INTRODUCTION

Depuis environ une décennie, la théorie du cycle économique et de l'efficacité des politiques de stabilisation a été dominée par la discussion sur l'effet des variables non anticipées de politique par rapport aux variables anticipées. D'un côté, Lucas (1972, 1973), Sargent (1973, 1976a), Sargent et Wallace (1975), Barro (1976), pour ne nommer que ceux-là, croient que les politiques économiques sont neutres (même à court terme) et que seules les variables non anticipées affectent l'activité économique (hypothèse de neutralité)¹. De l'autre côté, Fischer (1977), Gordon (1977), Phelps et Taylor (1977), Taylor (1979, 1980), et Blinder

* Nous tenons à remercier le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada pour son support financier (410-81-0354). Nous remercions Louis Phaneuf, Pierre Fortin et deux lecteurs anonymes pour leurs commentaires judicieux ainsi que notre assistant de recherche Yves Trudel pour son dévouement. Nous demeurons cependant seuls responsables de la version finale de ce texte.

1. À la base de leur théorie, ces auteurs postulent tous la rationalité des anticipations.

et Fischer (1981), entre autres, invoquent certaines rigidités de prix et de salaires pour affirmer que les variables nominales même anticipées peuvent avoir un effet sur les variables réelles du système².

Pour réussir à départager ces deux positions issues de l'éternel débat entre les monétaristes et les keynésiens, il faut se tourner vers les tests empiriques des théories. À cet égard, on retrouve, par exemple, aux États-Unis les travaux de Barro (1977, 1978, 1979b), Barro et Rush (1980), au Canada l'article de Wogin (1980), en Grande-Bretagne l'article de Attfield, Demery et Duck (1981). En général, dans ces articles, les résultats sont favorables à l'hypothèse que seules les variables nominales non anticipées affectent les variables réelles.

Cependant, plusieurs économistes ont récemment critiqué soit le modèle de Barro, soit la méthode statistique utilisée pour ce genre de tests (Abel et Mishkin, 1983; Blinder, 1980; Gordon, 1980; Leiderman, 1980; Mishkin, 1982; Small, 1979 et Weintraub, 1980). Tout en reconnaissant l'importance d'un tel test, Leiderman (1980) et Mishkin (1982) proposent une méthode différente afin de vérifier les hypothèses conjointes de rationalité et de neutralité inhérentes au modèle³. Leiderman confirme les résultats de Barro autant au niveau de la neutralité que de la rationalité, alors que Mishkin conclut au rejet de l'hypothèse de neutralité⁴. Il semble donc que les deux écoles de pensée restent dos à dos tant du point de vue théorique qu'empirique.

En 1979, Barro (1979a, p. 57) affirmait: «*The interpretation of the Great Depression is a key matter dividing policy activists from non-activists* ». Il proposait justement de tester pour cette période le rôle respectif des variables monétaires anticipées et non anticipées. Pourtant, personne, à notre connaissance, n'a entrepris ce travail depuis lors⁵. Nous nous proposons de combler cette lacune.

Le but de notre recherche est donc de vérifier l'hypothèse de la neutralité, c'est-à-dire que seules les variables monétaires non anticipées affectent le revenu réel, avec des données de la période de l'entre-deux-guerres aux États-Unis.

2. Il est à noter que ces auteurs acceptent généralement la neutralité à *long terme*.

3. Mishkin (1982, p. 23) affirme à propos de l'hypothèse de Lucas-Sargent-Wallace-Barro: «*It is of such importance that a wide range of empirical research is needed for its verification or refutation* ».

4. Voir aussi l'article de Hoffman et Schlagenhauf (1982) qui font le test de neutralité pour les États-Unis et cinq autres pays pour la période de l'après-guerre, soit l'Allemagne, le Canada, l'Italie, le Japon et le Royaume-Uni.

5. Le seul auteur, à notre connaissance, qui utilise un modèle à la Barro avec des données de la Grande dépression américaine est Bernanke (1983). Cependant, il s'adresse à un problème différent de celui que nous abordons ici et ne teste donc pas en soi la neutralité de la monnaie.

Cette période est intéressante à plusieurs égards :

1. les cycles économiques y sont prononcés et incluent plus particulièrement la Grande dépression. La variance importante des variables économiques assure la pertinence du test de la théorie des cycles économiques ;
2. le débat sur l'explication de la Grande dépression n'est toujours pas clos comme en témoignent la parution récente du livre édité par Karl Brunner (1981) et les articles de Bernanke (1983), White (1984), et Field (1984).
3. Friedman et Schwartz (1963), dans leur livre, invoquent des facteurs monétaires comme causes de la Grande dépression. Les keynésiens rejettent généralement l'unidimensionnalité de cette explication (Temin, 1976 ; Gordon et Wilcox, 1981). La théorie récente de Lucas, Sargent, Wallace et Barro pourrait permettre de tester rigoureusement cette hypothèse.

Nous utiliserons donc des données trimestrielles de la période de l'entre-deux-guerres pour vérifier l'hypothèse de la neutralité. Ces tests seront effectués avec des définitions diverses de certaines variables et deux hypothèses d'anticipations pour vérifier la sensibilité des résultats à ces spécifications⁶. Étant donné la très grande amplitude des cycles économiques de l'époque, les résultats des tests pourraient être très révélateurs de la pertinence de la théorie du cycle présentée par Lucas, Sargent, Wallace et Barro, du moins selon la méthode statistique choisie par Barro lui-même.

Dans la deuxième section du texte, nous présenterons brièvement les caractéristiques de la période ainsi que les interprétations importantes de la Grande dépression qu'on retrouve dans les écrits scientifiques sur le sujet. Dans la troisième section, nous présenterons la forme générale du modèle. Dans la quatrième section, nous présenterons les résultats empiriques. Enfin, la conclusion résumera le tout et présentera quelques observations finales.

6. Comme le souligne Mishkin (1982, p. 42), le test que nous utilisons ne permet de tester que l'hypothèse de neutralité et non l'hypothèse de rationalité. De plus, l'utilisation de définitions diverses de certaines variables et de spécifications différentes des équations permettra d'assurer la robustesse des tests de l'hypothèse de neutralité.

2. DESCRIPTION DE LA PÉRIODE ET INTERPRÉTATIONS COURANTES DES FAITS

2.1 *Description des événements*

Nous ne nous étendrons pas outre mesure sur la description de la Grande dépression américaine puisque d'autres se sont chargés d'en faire un récit détaillé (voir, par exemple, Friedman et Schwartz, 1963, Chandler, 1970; Kindleberger, 1973; Racette, 1980). Nous nous contenterons de décrire les mouvements de quelques variables clés pour faire ressortir les phénomènes à expliquer avec la théorie du cycle économique que nous comptons vérifier. Étant donné que certaines séries chronologiques ne sont disponibles que de 1921 à 1936, nous nous limiterons aux cycles économiques de cette période⁷.

Le tableau 1 donne les dates précises des points de retournement des cycles économiques de juillet 1921 à mai 1937. En fait, à la suite de la courte, mais profonde récession qui avait débuté en janvier 1920, nous observons une expansion économique qui durera 8 ans (1921 à 1929). Elle est entrecoupée de faibles récessions en 1923-24 et en 1926-27. Suit la Grande dépression de 1929 à 1933 et, finalement, une reprise économique assez vigoureuse de 1933 à 1937.

TABLEAU 1
POINTS DE RETOURNEMENT DES CYCLES ÉCONOMIQUES
1921-1937, ÉTATS-UNIS

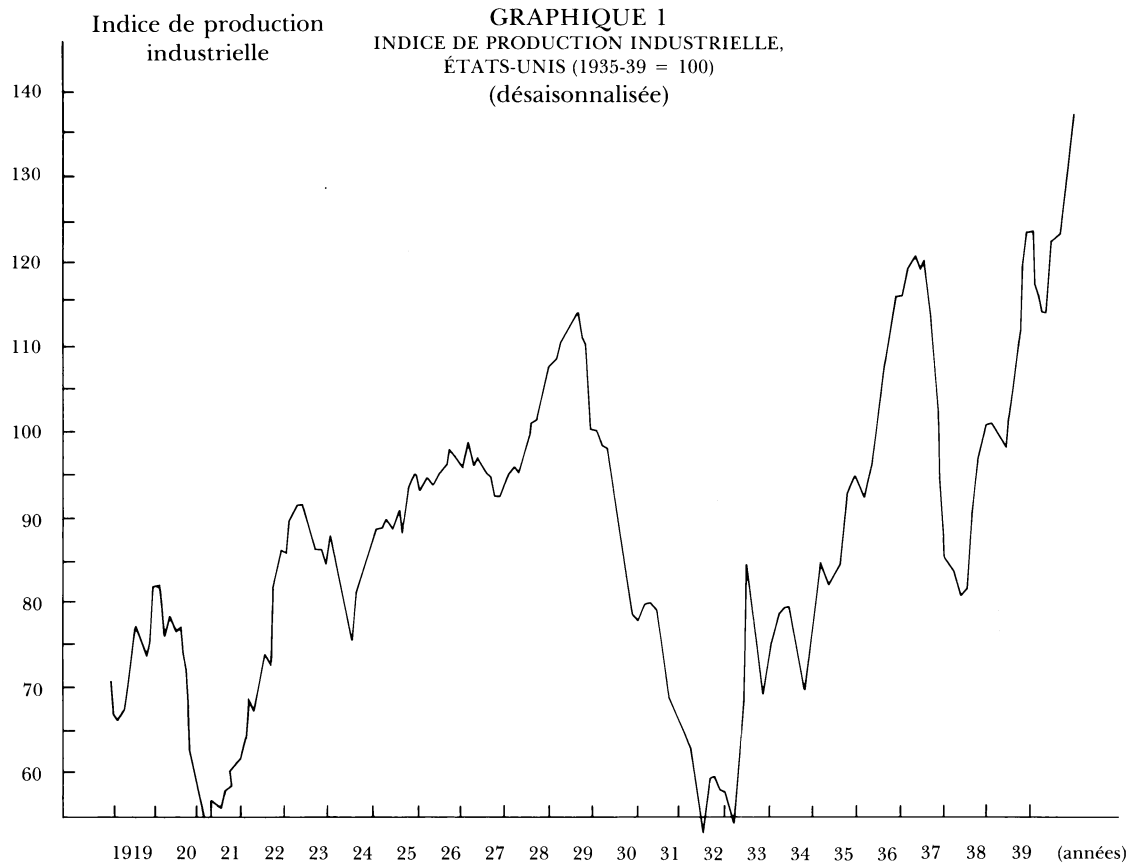
CREUX	Juillet	1921
SOMMET	Mai	1923
CREUX	Juillet	1924
SOMMET	Octobre	1926
CREUX	Novembre	1927
SOMMET	Août	1929
CREUX	Mars	1933
SOMMET	Mai	1937

SOURCE: K.A.J. Hay (1967, p. 268)

Les graphiques 1 et 2 nous montrent l'évolution de l'indice de production industrielle et de deux indices de prix pendant cette même période⁸. De juillet 1921 à août 1929, l'indice de production industrielle (IPI) croît à un taux annuel moyen composé de plus de 9,2%. Par comparaison, les

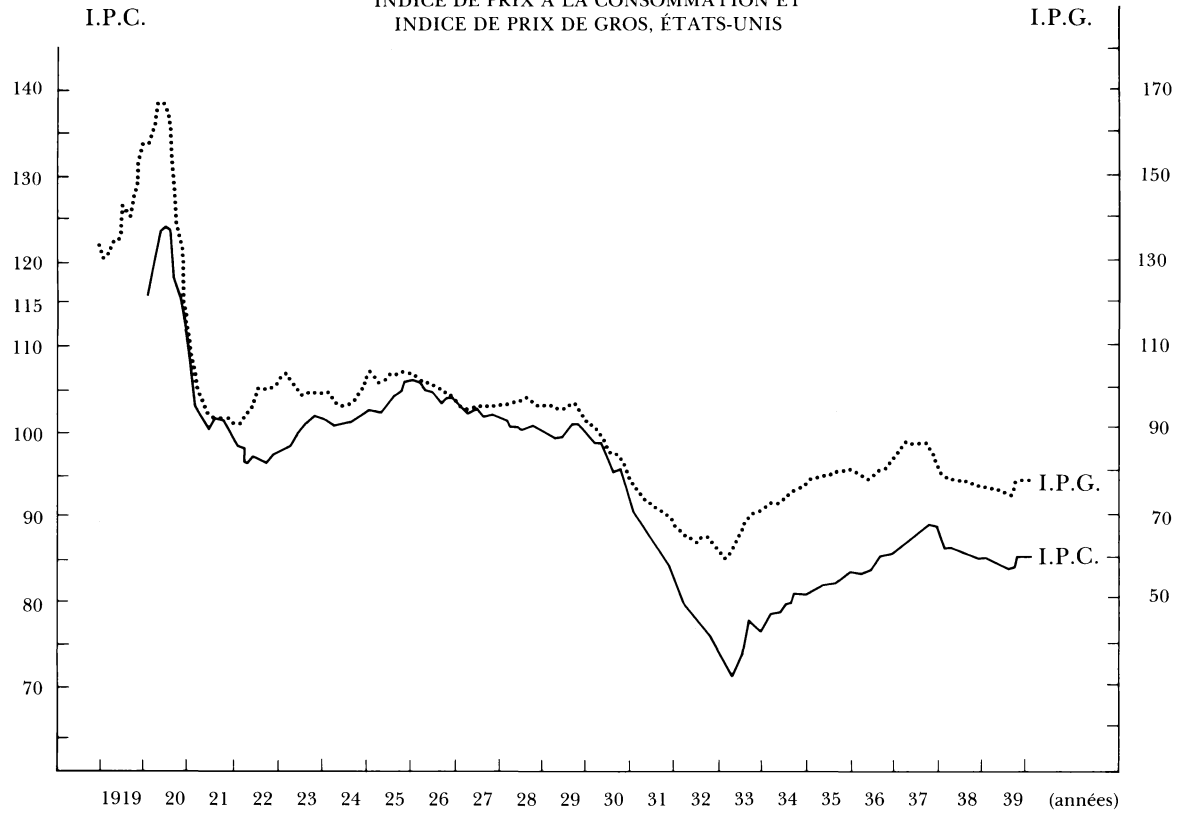
7. La variable qui mesure les faillites bancaires, centrale dans notre analyse, n'est pas disponible avant 1921 ou après 1936.

8. L'indice de production industrielle est la seule variable disponible sur une base trimestrielle pour refléter l'activité économique réelle pendant cette période. La comparaison de ces données avec les données annuelles disponibles sur le PNB réel démontre que les deux variables évoluent de manière très semblable. Toutefois, l'utilisation d'observations trimestrielles permet d'analyser plus finement le cycle économique.



SOURCE: Historical Statistics of the U.S. to 1949, p. 330.

GRAPHIQUE 2
 INDICE DE PRIX À LA CONSOMMATION ET
 INDICE DE PRIX DE GROS, ÉTATS-UNIS



SOURCE: I.P.C. National Industrial Conference Board, The Economic Almanach, 1948, p. 51.
 I.P.G. Historical Statistics of the U.S., 1949, p. 344.

données des comptes nationaux indiquent un taux de croissance annuel moyen du PNB réel de 5%. Le taux de chômage est à son maximum en 1921 (11,9%). Il oscille par la suite autour de 4% pendant le reste de la période, atteignant un minimum de 1,9% en 1926.

Les prix sont, à toute fin pratique, constants durant cette période d'expansion. Ils augmentent légèrement de 1921 à 1925, puis affichent une légère tendance à la baisse de 1925 à 1929. Finalement, la masse monétaire (définie au sens large de M2) augmente à un taux annuel moyen de 4,75%. La monnaie augmente donc au rythme du PNB réel ce qui, pour une vélocité relativement stable, explique l'absence d'inflation durant cette période. Les années 20 constituent donc une période de grande prospérité et de forte expansion.

Pendant les trois ans et demi que dure la dépression, soit d'août 1929 à mars 1933, l'indice de production industrielle chute en moyenne de près de 19% par année, le PNB nominal de 13,5% et le PNB réel de 7,5%. Le taux de chômage passe rapidement de 8,7% en 1930 à près de 25% en 1933. Il se maintiendra d'ailleurs, par la suite, au-delà de 15% jusqu'à la guerre⁹. L'indice implicite de prix de la dépense nationale brute diminue en moyenne de plus de 6% par année et les prix à la consommation de plus de 9%. Du début à la fin de la période, la masse monétaire (M2) s'abaisse de 35%, ou de 10% par année.

Finalement, pendant la reprise économique qui suit, nous observons une augmentation annuelle moyenne de plus de 21% de l'IPI, de 11,6% du PNB nominal et de 9,3% du PNB réel. Le niveau d'activité économique tel que mesuré par le PNB réel subit une rechute assez marquée en 1937-38. Il ne reviendra au rythme de 1929 qu'avec la guerre en 1941. Pendant cette même période, l'indice implicite de prix de la DNB n'augmente qu'à un taux moyen de 2,2%, mais les prix à la consommation augmentent à un rythme annuel moyen de 5% et les prix de gros à un rythme de 9,4%. La masse monétaire augmente de 51%, soit, en moyenne, de 10,3% par année.

Tous ces chiffres sont éloquentes. Ils démontrent clairement que, dans l'entre-deux-guerres, les États-Unis font face à des cycles économiques très prononcés avec des taux d'expansion et de contraction prodigieux des divers agrégats économiques. C'est pourquoi il est intéressant de vérifier une théorie du cycle économique à l'aide des données de cette période.

9. Les chiffres de Darby (1976) sont beaucoup moins élevés lorsqu'il tient compte des emplois des programmes d'aide des gouvernements. Le maximum est alors de 23% en 1932 et le taux de chômage ne dépasse pas 12,5% après 1935.

2.2 *Interprétations courantes des faits*

Sans vouloir présenter de manière exhaustive toutes les interprétations économiques de la Grande dépression, il est intéressant de situer les deux grands pôles de ces interprétations¹⁰. D'un côté, les «non-monétaristes» (pour reprendre une expression de Gordon et Wilcox, 1981) donnent un rôle prépondérant aux variables réelles comme facteurs déterminants de la Grande dépression. De l'autre côté, les monétaristes invoquent primordialement des facteurs monétaires comme causes de cet épisode. Nous résumerons rapidement la position de chaque groupe.

2.2.1 *Les explications non-monétaristes*

Les non-monétaristes ont généralement invoqué des causes telles que la chute des investissements à la fin des années 20 (Gordon, 1951), des facteurs démographiques qui ont suscité la diminution de la construction domiciliaire (Bolch, Fels et McMahon, 1971), les effets néfastes du crash financier sur la richesse (Kirkwood, 1972)¹¹ et même une surcapacité dans l'industrie automobile (Mercer et Morgan, 1972). En général, ces auteurs ne rejetaient pas l'influence possible de facteurs monétaires, mais pour eux, ces facteurs étaient plutôt secondaires.

Plus récemment, Temin (1976) a critiqué toutes ces explications non monétaristes en mettant en doute leur caractère exceptionnel face aux événements à expliquer. Temin proposait lui-même deux causes principales à la Grande dépression, soit la baisse des exportations et une baisse «inexpliquée» de la consommation. Il rejetait à peu près complètement le rôle des facteurs monétaires. Sa position a été attaquée autant par les monétaristes (par exemple, Schwartz, 1981; Meltzer, 1976; Gandolfi et Lothian 1977; Mayer, 1978a et 1978b) que par certains non-monétaristes (par exemple, Shaw, 1976; Gordon et Wilcox, 1981) pour certaines de ses critiques de l'explication monétariste et pour sa fonction de consommation. Finalement, Gordon et Wilcox (1981), tout en reconnaissant un certain rôle à la monnaie dans la dépression, ont proposé une explication en termes de la chute «inexpliquée» de la consommation (à la Temin) et de la baisse de la construction domiciliaire¹².

2.2.2 *Les explications monétaristes*

On peut remonter à Fisher (1933) et à Warburton (1945) pour trouver les premières explications «monétaristes» de la Grande dépression. Fisher invoquait l'effet de la chute des prix face à des contrats établis en termes nominaux pour expliquer la crise¹³. Il semble par ailleurs que

10. Pour un survol plus complet des écrits sur le sujet, voir Temin (1976), Racette (1980) et Gordon et Wilcox (1981).

11. Il est à noter que Mishkin (1978) présente une explication semblable à celle de Kirkwood, mais sans préciser si la cause du crash fut monétaire ou réelle.

12. Pour une critique de leur article, voir Lothian (1981) et Meltzer (1981).

13. Tobin (1975), ainsi que Brenner et Mishkin (1979), reprenaient récemment ce genre d'explication.

Warburton ait été la source d'inspiration de Friedman et Schwartz (1963) dont la position face à la Grande dépression demeure encore le centre des discussions. Pour Friedman et Schwartz, certains facteurs réels ont pu être à l'origine de la récession en 1929, mais ce furent une série de paniques bancaires accompagnée d'une politique inappropriée de la Réserve fédérale américaine qui la transformèrent en dépression profonde¹⁴. Les faillites bancaires ont eu des effets considérables sur l'offre de monnaie et les chocs monétaires consécutifs ont affecté d'abord les variables économiques réelles. Dans un article récent, Anderson et Butkiewicz (1980) ont cru pouvoir démontrer empiriquement cet effet central des faillites bancaires, alors que Boughton et Wicker (1979) avaient affirmé que la monnaie avait diminué de manière endogène de 1929 à 1933 et que les faillites bancaires n'étaient qu'un facteur (relativement mineur) parmi d'autres dans la chute de l'offre de monnaie. Temin, dans son livre, mettait en doute l'exogénéité des faillites bancaires et affirmait qu'elles ne furent que le mécanisme par lequel l'offre de monnaie s'ajusta à la demande. Dans un article récent, Bernanke (1983), tout en reconnaissant les effets monétaires possibles des paniques bancaires, croit qu'elles ont pu avoir des effets non monétaires encore plus importants sur le revenu réel en augmentant les coûts d'intermédiation financière et en diminuant ainsi l'offre de crédit et la demande globale¹⁵.

Schwartz (1981) a récemment durci sa position par rapport à celle qu'elle avait adoptée dans son livre avec Friedman (1963). Elle affirme que les facteurs monétaires ont constitué la cause initiale et la seule cause véritable de la Grande dépression. Aucun facteur réel ne peut être invoqué, à son avis, comme explication de l'épisode.

Finalement, Lucas et Rapping (1972), Darby (1976) et Neftci et Sargent (1978) ont tenté de vérifier l'hypothèse du taux de chômage naturel avec anticipations rationnelles et équilibre continu avec des données de la période de la Grande dépression. Lucas et Rapping ont avoué que leur hypothèse n'expliquait pas de manière totalement satisfaisante le chômage des années 30¹⁶. Cependant, Darby, en tenant compte des emplois créés par le gouvernement, croyait pouvoir réconcilier la théorie avec ses nouvelles données de chômage¹⁷. Gordon et Wilcox (1981) ont démontré par la suite que les délais dans la formation des anticipations dans le modèle estimé par Darby étaient déraisonnablement longs (9 ans à l'infi-

14. Selon Friedman et Schwartz, la Réserve fédérale américaine aurait dû jouer son rôle de prêteur de dernier ressort pour éviter les paniques bancaires.

15. Cependant, Bernanke n'inclut pas, dans son étude empirique, les faillites bancaires dans l'équation d'anticipation de la monnaie et il ne vérifie ni la neutralité de la monnaie ni le rôle d'autres variables réelles dans son équation de revenu réel. Notre approche se veut donc plus générale puisque nous tiendrons compte des faillites bancaires à la fois dans l'équation d'anticipation et dans l'équation de revenu réel et que nous vérifierons l'hypothèse de neutralité.

16. « *Our hypothesis accounts for much, but not all, of the observed labor market rigidity during this period* », p. 186.

17. « *But it is clear that the cyclical behavior of unemployment in the 1930's generally conforms to movements in actual versus expected wages and prices as predicted by modern natural-rate models* », p. 14.

ni). D'ailleurs on peut douter de la validité des résultats de Darby puisqu'il impose aux anticipations de son modèle d'être adaptatives. Neftci et Sargent, quant à eux, ont présenté des résultats qui semblent confirmer l'hypothèse de neutralité. La forme de leur modèle est toutefois limitée et le test utilisé relativement spécifique. Il est donc souhaitable de vérifier cette hypothèse à nouveau dans un cadre moins restreint^{18, 19}.

Toute cette discussion démontre donc que les économistes ne sont pas encore arrivés à expliquer de manière universellement acceptée les événements entourant la Grande dépression.

3. LE MODÈLE

La théorie que nous voulons vérifier postule que seules les variations non anticipées de la monnaie peuvent avoir une influence sur les variables réelles telles que l'output et le chômage (hypothèse de neutralité). Cette théorie se justifie généralement dans un cadre où les anticipations sont rationnelles, mais où l'information est limitée par l'incapacité des agents économiques de distinguer les chocs nominaux des chocs réels. La partie non anticipée des chocs nominaux peut ainsi affecter les variables réelles^{20, 21}.

Il s'agit, au niveau empirique, d'arriver à distinguer les chocs anticipés et les chocs non anticipés afin de pouvoir vérifier les effets de ces derniers sur les variables économiques du système. Le modèle prend donc la forme, d'une part, d'une équation du taux de croissance de l'agrégat monétaire choisi qui permettra d'engendrer la partie anticipée de l'évolution de la variable nominale et, d'autre part, d'une (ou des) équation(s) pour les variables réelles. Dans notre cas, nous n'avons retenu qu'une seule variable réelle, c'est-à-dire l'indice de production industrielle. Dans sa forme la plus générale, on peut écrire ce modèle de la manière suivante:

$$DM_t = Z_t \gamma + u_t \quad (1)$$

$$y_t = y_t^* + \sum_{i=0}^n \beta_i u_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

18. Neftci et Sargent ne considèrent que l'interaction entre la monnaie et le revenu réel en faisant abstraction de toute autre influence.

19. Il est à noter que plusieurs économistes imputent aussi la lenteur de la reprise économique à des politiques gouvernementales soi-disant de « relance » qui ont instauré des rigidités de prix plutôt que de relancer véritablement l'économie. On invoque ainsi les tarifs et les politiques du New Deal (Weinstein, 1981 ; Schwartz, 1981 ; Lothian, 1981).

20. Il est à noter que pour un comportement systématique donné des pouvoirs publics, plus l'économie fera fréquemment face à des chocs nominaux moins ils auront d'effets réels sur l'activité économique (Lucas, 1973).

21. Pour une explication détaillée de cette théorie, se référer aux articles théoriques de Lucas, Sargent, Wallace et Barro auxquels nous faisons allusion au début de ce texte.

où :

- DM_t = taux de croissance de la masse monétaire, $t = 1, 2, \dots, T$;
 y_t = log naturel du revenu réel;
 Z_t = vecteur de variables exogènes ou prédéterminées²²;
 y_t^* = le niveau «naturel» du revenu réel;
 γ, β_i = vecteurs de coefficients, $i = 1, \dots, n$;
 u_t = erreur aléatoire indépendante et identiquement distribuée;
 ϵ_t = erreur aléatoire.

Selon l'équation (1), le taux de croissance de la masse monétaire est relié de manière systématique au vecteur de variables Z pendant la période en question. Selon l'hypothèse des anticipations rationnelles, les agents économiques devraient exploiter cette information (disponible), de sorte que :

$$\widehat{DM}_t = Z_t \hat{\gamma} \quad (3)$$

où \widehat{DM} est le taux de croissance anticipé de la monnaie. La partie non anticipée de ce taux de croissance (DMR) est donc la variable aléatoire de l'équation (1) :

$$DMR_t = u_t \quad (4)$$

La deuxième équation exprime la déviation du niveau de l'output par rapport à son niveau naturel en fonction des variables monétaires non anticipées courantes et décalées²³.

Le problème consiste maintenant à donner un contenu empirique à ces équations en nous inspirant des événements de l'époque et de la littérature macroéconomique récente qui utilise ce genre de modèle. Dans la section qui suit, nous présentons les variables que nous avons retenues pour chacune des deux équations ainsi que les résultats obtenus.

4. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Comme nous l'avons déjà souligné, nous utilisons les observations trimestrielles américaines s'étalant de 1921 à 1936 pour effectuer nos tests. Chacune des variables est décrite à l'appendice A.

4.1 Spécification des anticipations incluant l'effet des faillites bancaires

La première équation à estimer est celle du taux de croissance de la masse monétaire. Comme il est difficile de choisir a priori entre une définition large ou étroite de la monnaie, nous avons fait tous nos tests à la

22. Selon Mishkin (1982, p. 29) ce vecteur ne doit contenir que des variables décalées pour s'assurer que l'information était disponible aux agents économiques.

23. Lucas (1975) évoque des délais d'acquisition d'information et des coûts d'ajustement du capital pour justifier la présence des «surprises monétaires» décalées dans cette équation. (Voir aussi Sargent (1979, chap. 16), Blinder et Fischer (1981) pour d'autres justifications). Dans ce cas, les ϵ_t peuvent alors être autocorrélées. C'est d'ailleurs l'hypothèse que nous ferons dans l'estimation de l'équation.

fois avec M1 et M2. Nous avons retenu la méthode utilisée par Mishkin (1982) pour déterminer les variables explicatives de cette équation. Comme il s'agit ici d'engendrer une variable d'anticipation, il faut éviter d'inclure dans l'équation des éléments d'information dont les agents économiques ne disposaient pas au moment d'anticiper la variable en question. Nous n'incluons donc que des variables retardées dans la spécification²⁴. D'autre part, comme il s'agit d'anticipations rationnelles, il faut inclure toute l'information systématique disponible. Pour ce faire, nous utilisons une procédure statistique qui s'apparente aux tests multivariés de Granger (1969)²⁵. Nous calculons donc une régression du taux de croissance de la masse monétaire sur des retards de ce taux de croissance (ce qui devrait assurer des résidus non autocorrélés) ainsi que sur un certain nombre de variables macro-économiques qui devraient être pertinentes. Chacune des variables est retenue dans la mesure où l'ensemble des coefficients de retards inclus est conjointement significatif à un niveau de confiance de 95%.

Dans les divers articles où on a spécifié ce genre d'équation, les variables (retardées) retenues sont les suivantes : le taux de croissance de la masse monétaire ; une variable fiscale telle que la déviation des dépenses gouvernementales par rapport à leur niveau « normal », le surplus budgétaire ou les dépenses gouvernementales non anticipées²⁶ ; le taux de chômage ; divers taux d'intérêt ; le surplus de la balance des paiements ; le taux d'inflation, etc. Nous avons réalisé les tests F qui s'imposaient pour toutes les variables disponibles et pertinentes pour notre période d'estimation, dont une variable de faillites bancaires. Cette variable a été incluse puisque Friedman et Schwartz (1963) postulaient que les faillites bancaires ont été le facteur prépondérant qui a provoqué la Grande dépression par leur effet sur le stock de monnaie. Les diverses paniques bancaires devraient donc avoir un effet négatif prononcé sur le taux de croissance de la masse monétaire.

Le tableau 2 présente les équations finales retenues respectivement avec M1 (2.1) et M2 (2.2). Comme on le voit, les seules variables conservées dans les deux équations sur la base des tests F sont les retards des

24. Il est à noter que le fait d'engendrer les anticipations avec une régression unique sur l'ensemble de la période échantillonnaire introduit de l'information disponible seulement en fin de période dans la formation des anticipations de début de période. Bien que ce problème existe, Mishkin (1982, p. 41) en dit « *As a practical matter, this criticism of the two-step procedure is not extremely important . . .* » De plus, dans la mesure où les tests de Chow indiquent que la structure de l'équation est stable, on peut penser que les agents économiques pouvaient avoir accès à l'information sur cette structure dès le début de la période.

25. Il est à noter qu'il ne s'agit pas ici de traiter du problème de causalité mais seulement de trouver les variables qui peuvent aider à prédire le taux de croissance de la masse monétaire. Selon Mishkin (1982), il ne s'agit pas non plus de trouver la fonction de réaction de l'autorité monétaire (comme le fait Barro par exemple). La procédure à la Granger se veut une procédure *a-théorique*. On n'inclut donc que les variables macroéconomiques pertinentes selon la méthode décrite dans le texte.

26. Les variables gouvernementales anticipées ou normales sont généralement engendrées par des processus ARIMA ou par des régressions de la variable sur une variable de tendance temporelle.

variables dépendantes (*DM*) et la variable de faillites bancaires (*DDBF*)²⁷. De plus, dans le cas de l'équation avec l'agrégat M2, s'ajoute la variable de la variation du stock d'or (*DGOLD*). Le tableau de l'appendice B présente l'ensemble des F calculés pour chacune des variables que nous avons tenté d'inclure dans les équations d'anticipations.

TABLEAU 2
ÉQUATIONS D'ANTICIPATIONS DU TAUX DE
CROISSANCE DE LA MASSE MONÉTAIRE:
1921 IV — 1936 IV

Variables explicatives	(2.1) M1	(2.2) M2
constante	0,943 (1,14)	0,174 (0,20)
DM_{t-1}	0,496 (3,76)	0,503 (2,97)
DM_{t-2}	0,271 (1,72)	0,322 (1,82)
DM_{t-3}	0,110 (0,67)	0,075 (0,46)
DM_{t-4}	-0,134 (-1,01)	-0,167 (-1,34)
$DDBF_{t-1}$	-1,083 (-2,81)	-2,352 (-5,14)
$DDBF_{t-2}$	-1,029 (-2,58)	-1,244 (-2,29)
$DGOLD_{t-1}$	—	-0,014 (-1,98)
$DGOLD_{t-2}$	—	0,006 (0,82)
$DGOLD_{t-3}$	—	0,023 (3,01)
$DGOLD_{t-4}$	—	-0,005 (-0,63)
R ²	0,572	0,699
E.T.R.	6,265	5,821
F(Chow)	1,438	0,909

Les variables sont décrites à l'appendice A. Statistique t entre parenthèses à côté des coefficients. E.T.R. : Écart-type de la régression. Dans les deux cas, le résultat du test de Durbin modifié permet de rejeter la présence d'autocorrélation. Pour le test de Chow (coupure au milieu de l'échantillon (1929I)), les valeurs critiques sont, pour l'équation (2.1), $F_{0,05}(7,47) \cong 2,2$ et pour l'équation (2.2), $F_{0,05}(11,39) \cong 2,0$.

Les séries de résidus des équations du tableau 2 deviennent donc les variables monétaires non anticipées²⁸. Il nous faut aussi spécifier les variables qui entrent dans la détermination de l'output (indice de production industrielle). Dans ses travaux sur la période de l'après-guerre, Barro retient, en plus d'une variable de conscription militaire qui n'est évidemment pas pertinente pour la période que nous étudions, une variable de

27. La définition de la variable de faillites bancaires correspond à celle utilisée par Bernanke (1983). Nous avons aussi fait nos tests avec une deuxième définition de cette variable soit le rapport entre les dépôts dans les banques en faillite et les dépôts totaux (voir Anderson et Butkiewicz, 1980). Comme les résultats avec cette variable ne diffèrent pas qualitativement de ceux qu'on retrouve dans ce texte, nous ne les reproduisons pas par souci de concision.

28. Les séries de résidus sont fournies à l'appendice C.

dépenses gouvernementales (LG) et une variable de tendance temporelle (t). Nous avons retenu ces deux variables. Nous nous sommes aussi inspirés des écrits respectifs de Temin (1976), Bernanke (1983) et Bolch, Fels et McMahon (1971) sur la Grande dépression auxquels nous avons fait allusion à la section 2.2 pour ajouter les exportations décalées ($LEXP_{t-1}$), la variable de faillites bancaires ($DDBF_t$) et une variable démographique²⁹.

Au niveau de la spécification de l'équation de revenu réel, il nous faut aussi décider du nombre de « surprises monétaires » décalées à inclure dans l'équation. Mishkin (1982) a démontré que les résultats des tests de neutralité pouvaient être sensibles à cette spécification. Il affirme de plus que, pour la validité des tests, il vaut mieux inclure des variables non pertinentes que d'exclure des variables pertinentes (Mishkin, 1982; p. 30).

Nous avons donc estimé nos équations de revenu réel avec deux structures différentes de retards : une structure relativement courte de 6 retards et une structure longue de 12 retards³⁰. Par souci de concision et parce que les résultats avec 6 et 12 retards sont qualitativement semblables, nous ne présenterons ni n'analyserons les résultats détaillés avec 12 variables monétaires décalées³¹. Nous ferons cependant état des résultats des tests de neutralité avec les deux structures de retards.

Les résultats de nos estimations avec 6 retards des variables monétaires sont présentés au tableau 3. L'équation (3.1) a été estimée avec les « surprises monétaires » engendrées avec l'agrégat M1 et l'équation (3.2) avec les « surprises monétaires » engendrées avec l'agrégat M2. On constatera que, tout comme Mishkin (1982), nous avons corrigé les deux équations pour l'autocorrélation du quatrième ordre.

On constate au tableau 3 que, dans les deux équations, les « surprises monétaires » sont très significatives au niveau usuel³². Par ailleurs, les exportations décalées ont un effet qui semble très important et la variable

29. Dans ce dernier cas, nous ne rapportons pas les résultats puisqu'avec la seule variable-témoin disponible (une variable annuelle interpolée) nous ne confirmons pas l'hypothèse du rôle de la formation des ménages sur le revenu réel. Cette constatation n'implique nullement que nous rejetions le rôle de ce type de facteurs démographiques. Il ne s'agit en fait que d'un jugement sur la qualité des données disponibles.

30. Mishkin (1982) choisit une structure de 20 retards. Le nombre de données disponibles nous limitait cependant à une structure de retards plus courte. Le choix de douze retards permettait une structure relativement longue tout en préservant le nombre de degrés de liberté nécessaire à nos tests.

31. Les auteurs fournirent ces résultats sur demande aux lecteurs intéressés.

32. La structure de la valeur des coefficients n'a pas la forme pyramidale que trouve Barro avec des données de l'après-guerre. Cette structure étant empirique, on ne peut en connaître la forme a priori et elle peut différer selon les périodes.

TABLEAU 3
ÉQUATION D'OUTPUT (*LYUS*)
1923 II - 1936 IV

Variables explicatives	(3.1)	(3.2)
	M1	M2
Constante	3,864 (19,71)	3,763 (18,43)
DMR_t	0,0033 (2,95)	0,0055 (4,28)
DMR_{t-1}	0,0048 (3,41)	0,0046 (2,99)
DMR_{t-2}	0,0085 (6,51)	0,0083 (5,67)
DMR_{t-3}	0,0095 (6,79)	0,0105 (6,20)
DMR_{t-4}	0,0067 (4,99)	0,0079 (5,34)
DMR_{t-5}	0,0082 (6,06)	0,0101 (7,02)
DMR_{t-6}	0,0038 (3,35)	0,0061 (4,44)
$LEXP_{t-1}$	0,5342 (7,43)	0,4613 (5,83)
LG_{t-1}	-0,1521 (-2,31)	-0,0452 (-0,69)
$DDBF_t$	0,0014 (0,94)	0,0024 (1,33)
t	0,0078 (5,01)	0,0058 (3,47)
ρ_1	0,8003 (9,96)	0,8063 (8,83)
ρ_2	-0,3776 (-3,96)	-0,2486 (-2,18)
ρ_3	0,7052 (7,35)	0,5811 (5,12)
ρ_4	-0,8547 (-10,25)	-0,7825 (-8,50)
R^2	0,8614	0,8243
D.W.	1,94	1,64
E.T.R.	0,0488	0,0491

Pour la signification des symboles, voir l'appendice A. D.W.: Durbin-Watson; E.T.R.: Écart-type de la régression. Statistique t entre parenthèses à côté des coefficients.

de tendance temporelle est fortement significative. Toutefois, la variable de dépenses gouvernementales est de signe contraire aux attentes (quoiqu'elle ne soit pas significative dans (3.2) et dans aucune autre de nos estimations) et la variable de faillites bancaires n'est pas statistiquement significative³³.

Nous pouvons aussi utiliser ces équations pour vérifier l'hypothèse de neutralité. Comme nous le disions plus haut, certains auteurs (Lucas, Sargent, Wallace et Barro) croient que seules les variables non anticipées affectent les variables économiques réelles. À leur avis, les variables anticipées ne devraient pas avoir d'effet puisque les agents économiques en tiennent directement compte dans leurs décisions. Les résultats du tableau 3 démontrent que la monnaie non anticipée a des effets importants sur l'output. Mais pour vérifier l'hypothèse de neutralité, il faut ajouter à nos équations d'output les variables monétaires anticipées courantes et décalées et effectuer un test F de leur nullité simultanée. Le tableau 4 présente les résultats des tests F (et les niveaux marginaux de signification

33. Ce dernier résultat met en doute les résultats obtenus par Bernanke (1983). La différence entre ses résultats et les nôtres peut être due à plusieurs facteurs: Bernanke utilise des données mensuelles, son échantillon couvre la période de 1919 à 1941, il n'introduit que 3 retards (mensuels) de la variable de surprise monétaire dans son équation de revenu réel et son équation d'anticipation monétaire ne tient pas compte des faillites bancaires.

correspondants) pour M1 et M2 avec des structures de 6 et 12 retards des variables monétaires :

TABLEAU 4
STATISTIQUES F DES TESTS
DE NEUTRALITÉ

	M1	M2
6 retards	1,737 (0,1355)	4,469** (0,0015)
12 retards	5,410** (0,0017)	5,033** (0,0025)

Niveaux marginaux de signification entre parenthèses.

** significatif à un niveau de confiance de 99%.

Comme on le constate, le seul cas où l'hypothèse de neutralité ne peut être rejetée est celui où les surprises monétaires sont engendrées avec M1 lorsqu'on n'inclut que 6 retards de la variable monétaire dans l'équation d'output. Cependant, l'hypothèse de neutralité est fortement rejetée (niveau de confiance au-delà de 99%) lorsqu'on inclut 12 retards de la variable monétaire M1 et, avec M2, quelle que soit la structure de retards³⁴.

4.2 *Spécification des anticipations sans les faillites bancaires*

Les tests que nous avons effectués dans la section précédente nous amènent donc à la conclusion que la monnaie n'était pas neutre durant la période de l'entre-deux-guerres aux États-Unis. Cependant, une des raisons de ce résultat pourrait être le fait que nos équations d'anticipations attribuent plus d'information aux agents économiques qu'ils n'en possédaient véritablement. Plus spécifiquement, pouvaient-ils connaître, au début des années 30, l'effet exact des faillites bancaires sur le taux de croissance de la masse monétaire? Si la réponse à cette question est négative, il faut alors respecifier les équations d'anticipations pour en tenir compte, car alors nos résultats sont biaisés à l'encontre du postulat de neutralité : en effet, l'inclusion dans l'équation de la monnaie anticipée d'un renseignement dont les agents économiques de l'époque n'auraient pas vraiment disposé risque de nous faire sous-estimer les « surprises monétaires » et de faire capter fallacieusement par notre équation d'output un effet significatif des variables monétaires anticipées. C'est une hypothèse plausible sur la nature des résultats présentés au tableau 4.

34. Il est à noter qu'en l'absence d'estimation simultanée, le test qui découle de notre procédure est relativement sévère pour la neutralité (Mishkin, 1982, p. 42).

Pour vérifier cette hypothèse, nous avons refait nos estimations du taux de croissance non anticipé de la monnaie (M1 et M2) en l'absence de la variable de faillites bancaires et nous avons ensuite réestimé l'équation d'output avec les nouvelles « surprises monétaires » ainsi engendrées³⁵. Les nouveaux résultats apparaissent aux tableaux 5 et 6. Ces résultats devraient permettre de mesurer en même temps l'importance des faillites bancaires sur la conjoncture monétaire pendant la période. Dans la mesure où les résultats statistiques changeraient peu, on pourrait en conclure que les faillites n'ont pas joué le rôle prépondérant que Friedman et Schwartz leur ont imputé.

Le tableau 5 révèle que les équations monétaires ainsi obtenues sont beaucoup moins satisfaisantes que celles du tableau 2 qui incluaient la variable de faillites bancaires. Ainsi, pour l'équation de M1 (5.1), c'est à un niveau de confiance relativement faible qu'on rejette l'instabilité de l'équation retenue. L'équation pour la variable M2 (5.2) est, par ailleurs, beaucoup moins satisfaisante sur le plan de l'ajustement statistique (R^2 ,

TABLEAU 5
ÉQUATIONS D'ANTICIPATION DU TAUX DE
CROISSANCE DE LA MASSE MONÉTAIRE :
1921 III - 1936 IV
(excluant la variable de faillites bancaires)

Variables explicatives	(5.1) M1	Variables explicatives	(5.2) M2
Constante	1,064 (1,13)	Constante	1,166 (1,19)
DM_{t-1}	0,589 (4,16)	DM_{t-1}	0,767 (6,10)
DM_{t-2}	0,031 (0,19)	DM_{t-2}	-0,161 (-1,04)
DM_{t-3}	0,121 (0,78)	DM_{t-3}	0,175 (1,08)
DM_{t-4}	0,001 (0,00)	DM_{t-4}	-0,111 (-0,82)
$DLPUS_{t-1}$	0,031 (0,33)	$SURP_{t-1}$	0,573 (1,54)
$DLPUS_{t-2}$	0,233 (2,27)	$SURP_{t-2}$	0,009 (0,03)
$DLPUS_{t-3}$	-0,172 (-1,66)	$SURP_{t-3}$	0,770 (1,70)
$DLPUS_{t-4}$	-0,011 (-0,13)	$SURP_{t-4}$	-1,471 (-3,06)
R^2	0,569	R^2	0,575
E.T.R.	6,335	E.T.R.	6,920
Durbin h	*	Durbin h	0,553
F (Chow)	2,82	F (Chow)	0,50

Les variables sont décrites à l'appendice A. Statistiques t entre parenthèses à côté des coefficients. E.T.R. : Écart-type de la régression. *Dans le cas de l'équation (5.1), le résultat du test de Durbin modifié permet de rejeter la présence d'autocorrélation. Dans le cas de (5.2), nous pouvons conclure de même grâce au Durbin h. Pour le test de Chow, les valeurs critiques sont $F_{0,05}(9,44) \cong 2,1$, $F_{0,01}(9,44) \cong 2,9$.

35. Il est à noter qu'il s'agit ici d'une hypothèse extrême qui exclut tout rôle des faillites bancaires dans la formation des anticipations de la monnaie. En réalité, les agents économiques ont dû finir par percevoir le rôle des faillites bancaires dans le processus, du moins en partie.

E.T.R.) que l'équation (2.2) du tableau 2. L'expérience confirme donc que les faillites bancaires ont effectivement joué un rôle à l'époque dans le processus monétaire³⁶.

TABLEAU 6
ÉQUATION D'OUTPUT (*LYUS*)
1923 I - 1936 IV

Variables explicatives	(6.1) M1	(6.2) M2
Constante	3,787 (20,42)	3,362 (16,42)
DMR_t	0,0033 (3,31)	0,0037 (3,56)
DMR_{t-1}	0,0043 (3,32)	0,0023 (1,82)
DMR_{t-2}	0,0074 (6,05)	0,0060 (4,62)
DMR_{t-3}	0,0101 (7,79)	0,0096 (6,71)
DMR_{t-4}	0,0068 (5,56)	0,0067 (5,42)
DMR_{t-5}	0,0071 (5,97)	0,0075 (6,51)
DMR_{t-6}	0,0034 (3,27)	0,0056 (5,11)
$LEXP_{t-1}$	0,5556 (7,77)	0,6105 (7,80)
LG_{t-1}	-0,0972 (-1,59)	0,0799 (1,20)
$DDBF_t$	0,0009 (0,59)	-0,0012 (-0,63)
t	0,0059 (3,89)	0,0043 (2,57)
ρ_1	0,8565 (10,10)	0,6921 (6,50)
ρ_2	-0,3436 (-3,27)	0,0940 (0,70)
ρ_3	0,6919 (6,75)	0,2516 (1,87)
ρ_4	-0,8446 (-9,77)	-0,6984 (-6,23)
R^2	0,8304	0,8044
D.W.	2,13	1,85
E.T.R.	0,0474	0,0528

Pour la signification des symboles, voir l'appendice A. D.W.: Durbin-Watson; E.T.R.: Écart-type de la régression. Statistique t entre parenthèses à côté des coefficients.

Les résultats des équations d'output du tableau 6 diffèrent très peu de ceux du tableau 3. Tout au plus peut-on noter une faible détérioration de l'ajustement statistique (les \bar{R}^2 sont maintenant plus faibles dans les deux cas)³⁷.

Mais qu'en est-il des tests de neutralité avec ces nouvelles équations? Le tableau 7 présente les résultats des tests F (et les niveaux marginaux de signification correspondants) pour M1 et M2 avec des structures de 6 et 12 retards des variables monétaires.

36. Dans le cas des deux équations du tableau 5, les tests F sur les variables *SURP* et *DLPUS* démontrent que ces variables sont marginalement non significatives (voir appendice B). Nous les incluons tout de même pour tenir compte du problème soulevé par Sargent (1976b).

37. On remarque aussi que la variable de faillites bancaires n'est toujours pas significative dans cette équation. Le résultat de Bernanke serait donc dû à l'étroitesse de la spécification de son équation de revenu réel (en particulier, utilisation de seulement 3 retards mensuels de la variable monétaire) ou à l'échantillon différent.

TABLEAU 7
STATISTIQUES F DES
TESTS DE NEUTRALITÉ

	M1	M2
6 retards	3,024* (0,0144)	5,266** (0,0004)
12 retards	3,303* (0,0149)	2,124 (0,0822)

Niveau marginaux de signification entre parenthèses.

** significatif à un niveau de confiance de 99%.

* significatif à un niveau de confiance de 95%.

Comme on pouvait s'y attendre, le rejet de l'hypothèse de neutralité est moins prononcé que dans les cas où la variable de faillites bancaires était incluse dans les équations d'anticipation monétaire. Malgré tout, le seul cas où on ne peut rejeter l'hypothèse de neutralité est celui où on inclut 12 retards de la variable monétaire M2 dans l'équation d'output³⁸. Dans les trois autres cas, on peut rejeter l'hypothèse de neutralité à un niveau de confiance de plus de 98%. Les résultats des tests de neutralité ne sont donc que marginalement sensibles à l'inclusion de la variable de faillites bancaires dans l'équation du taux de croissance du stock de monnaie. Le résultat du rejet de la neutralité est donc robuste à ce changement de spécification de la variable d'anticipation.

5. CONCLUSION

Dans ce texte, nous avons donc utilisé une méthode empirique suggérée par Barro (1977, 1978) pour vérifier l'hypothèse de neutralité telle qu'énoncée par Lucas (1972, 1973), Sargent (1973, 1976a), Sargent et Wallace (1975) et Barro (1976) avec des données de l'entre-deux-guerres. Il est assez surprenant qu'on n'ait pas retrouvé à ce jour ce test empirique dans la littérature, compte tenu de l'essor récent des études sur cette période historique. Dans ce contexte, nous avons tout d'abord estimé des équations du taux de croissance de deux agrégats monétaires (M1 et M2) pour en mesurer les anticipations et, partant, les « surprises monétaires » qui en découlent. Nous avons ensuite estimé une équation d'output en utilisant deux structures de délais différentes pour les « surprises monétaires ». Notre modèle tient aussi compte des particularités de l'époque et, plus spécifiquement, du rôle des faillites bancaires dans le processus monétaire.

38. Il faut se rappeler que l'hypothèse à la base de ces tests, c'est-à-dire que les agents économiques ne pouvaient aucunement prédire l'effet des faillites bancaires sur la monnaie, est extrême.

Nos résultats démontrent que, dans l'ensemble, l'hypothèse de neutralité est rejetée par les données et ce, qu'on inclue ou non les faillites bancaires dans le domaine de l'information disponible dans l'équation d'anticipation. Ces résultats sont révélateurs étant donné l'amplitude particulièrement forte des cycles économiques pendant les années 20 et 30. En ce sens, nos résultats contredisent ceux de Barro (1977, 1978) et de Barro et Rush (1980) et vont plutôt dans le sens de ceux de Mishkin (1982). Le rejet de l'hypothèse de neutralité auquel nos résultats empiriques nous amènent à conclure a été justifié de manières diverses dans la littérature macroéconomique théorique : rigidité des prix, délais d'information, modèle de déséquilibre. Notre but n'était pas ici de choisir entre ces théories mais plutôt de vérifier l'hypothèse de neutralité pour la période de l'entre-deux-guerres.

Notre étude a aussi permis de voir qu'en plus de la monnaie, les exportations ont pu jouer un rôle important dans les cycles économiques des années 20 et 30. Cependant nos résultats semblent rejeter l'hypothèse de Bernanke (1983) sur les effets non monétaires des faillites bancaires.

Étant donné le rôle important de la monnaie (anticipée ou non) pendant la période et le rôle des faillites bancaires dans le processus monétaire, nos résultats indiquent que, comme l'affirmaient Friedman et Schwartz (1963), la Banque de réserve fédérale aurait peut-être pu permettre d'éviter l'ampleur de la Grande dépression en contrant les faillites bancaires.

Cette première étude de la neutralité de la monnaie pendant la Grande dépression aux États-Unis ouvre la voie à des avenues variées de recherche empirique. On pourra par exemple ajouter au modèle une équation de prix tel que l'ont fait Barro et Rush (1980), engendrer les anticipations avec une méthode d'estimation récursive, et enfin utiliser la méthode d'estimation simultanée d'Abel et Mishkin (1983) pour distinguer les hypothèses de neutralité et de rationalité³⁹. C'est ce que nous nous proposons de faire ultérieurement.

39. Notons que, d'après Abel et Mishkin (1983), cette méthode donne lieu à des tests plus précis des hypothèses.

APPENDICE A

SOURCES DES DONNÉES ET DÉFINITIONS
DES SYMBOLES

- DM:** taux de croissance de la masse monétaire (M1 ou M2) (différence première du logarithme naturel).
SOURCE: Friedman et Schwartz (1963) pp. 709-716.
- DDBF:** première différence des dépôts dans les banques en faillite. N.B. Comme Bernanke (1983, p. 270) nous avons pris 15% du chiffre des dépôts de mars 1933 à cause du décret gouvernemental sur la fermeture des banques.
SOURCE: *Federal Reserve Bulletin*, septembre 1937, pp. 909-910.
- SURP:** surplus budgétaire du gouvernement fédéral américain en termes réels (c'est-à-dire dégonflé par l'indice des prix de gros).
SOURCE: Firestone, J.M., *Federal Receipts and Expenditures during Business Cycles 1879-1958*, National Bureau of Economic Research, Princeton University Press, 1960, pp. 114-124.
- DLPUS:** taux de croissance de l'indice des prix de gros.
SOURCE: *Historical Statistics of the U.S. 1789-1945*, Washington D.C., 1949, p. 344.
- LEXP:** logarithme naturel des exportations réelles.
SOURCE: Mintz, I., *Cyclical Fluctuations in the Exports of the U.S. since 1879*, Princeton, 1967, pp. 288-289.
- LG:** logarithme naturel des dépenses gouvernementales fédérales réelles.
SOURCE: Firestone, J.M.: *op. cit.*, pp. 114-124.
- LYUS:** logarithme naturel de l'indice de production industrielle (**DLYUS:** taux de croissance de cet indice).
SOURCE: *Historical Statistics of the U.S., 1789-1945*, Washington D.C., 1949, p. 330.
- t:** variable de tendance temporelle.
- DGOLD:** variations du stock d'or.
SOURCE: Board of Governors of the Federal Reserve System: *Banking and Monetary Statistics*, Washington D.C. 1943, pp. 536-538.
Les données ont été pondérées pour tenir compte du changement du prix de l'or en 1934.
- GWNANT:** dépenses gouvernementales non anticipées: résidus d'un processus ARIMA des dépenses gouvernementales fédérales réelles sur l'ensemble de la période.

- IRUS*: taux d'intérêt: taux d'intérêt à court terme (papier commercial de 4 à 6 mois).
SOURCE: Board of Governors of the Federal Reserve System, *op. cit.*, pp. 450-451.
- RDUS*: taux d'escompte: taux de la Banque de réserve fédérale de New York.
SOURCE: *Ibid.*, pp. 439-442.
- BC*: solde du compte commercial.
SOURCE: Mintz, *op. cit.*
- UUS*: taux de chômage: série annuelle interpolée.
SOURCE: Darby, M., (1976), p. 8.

APPENDICE B
STATISTIQUE F POUR LA SPÉCIFICATION
DES ÉQUATIONS D'ANTICIPATIONS

Variables	(2.1)	(2.2)	(5.1)	(5.2)
	M1	M2	M1	M2
<i>DM</i>	19,03	19,31	9,53	17,43
<i>DDBF</i>	5,23	13,72	—	—
<i>DGOLD</i>	1,91	3,55	0,41	1,87
<i>SURP</i>	1,60	2,33	1,55	2,39
<i>GWNANT</i>	0,32	0,62	0,46	0,79
<i>IRUS</i>	0,46	0,19	0,75	0,43
<i>RDUS</i>	0,62	0,43	0,36	0,42
<i>BC</i>	1,62	0,95	0,66	0,49
<i>UUS</i>	2,42	1,95	2,08	1,97
<i>DLYUS</i>	0,64	1,13	0,49	1,41
<i>DLPUS</i>	2,05	2,28	2,51	1,94

Les variables sont définies à l'appendice A.
Pour *DDBF*, $F_{0,05}(2,54) \cong 3,2$
Pour les autres variables, $F_{0,05}(4,50) \cong 2,57$.

APPENDICE C
VARIABLES MONÉTAIRES NON ANTICIPÉES
SELON LES ÉQUATIONS D'ANTICIPATIONS
(taux de changement annualisés)

Périodes	Équations			
	(2.1)	(2.2)	(5.1)	(5.2)
2103	—	—	8,15	1,91
2104	9,19	7,39	5,05	6,14
2201	0,503	-0,751	-5,68	-2,11
2202	14,6	9,93	10,7	11,5
2203	-2,37	-1,26	0,004	0,040
2204	0,144	-2,83	0,775	1,63
2301	-4,62	-2,46	-5,64	-1,33
2302	-2,92	0,378	-4,20	1,03

APPENDICE C (suite)

Périodes	Équations			
	(2.1)	(2.2)	(5.1)	(5.2)
2303	-4,37	-3,92	-5,41	-4,86
2304	4,04	3,19	6,92	3,44
2401	-4,71	0,417	-3,67	-4,19
2402	6,05	5,57	3,02	5,71
2403	10,2	5,71	9,17	7,35
2404	0,569	-0,798	3,54	-0,450
2501	-4,08	-1,90	-3,53	1,57
2502	-2,10	-1,19	-5,04	0,828
2503	7,08	5,00	4,55	4,59
2504	-3,78	-0,218	-1,46	-1,19
2601	-5,99	-1,91	-6,01	-2,21
2602	-3,92	-2,18	-2,75	-2,39
2603	-0,836	0,350	-1,10	-0,964
2604	-3,09	-1,92	-4,64	-4,77
2701	3,27	6,12	3,84	6,01
2702	3,53	5,17	2,52	-0,068
2703	-3,61	-3,43	-1,22	-0,275
2704	-0,754	-2,89	0,161	1,58
2801	0,356	1,75	-1,36	0,803
2802	-1,49	-0,304	-2,65	-0,738
2803	-7,00	-6,55	-6,03	-6,24
2804	7,09	6,88	6,30	6,46
2901	-4,30	1,94	-5,40	-4,14
2902	-0,983	-1,10	1,82	-0,083
2903	3,40	5,44	1,69	2,26
2904	1,21	0,289	0,166	-4,22
3001	-15,5	-11,7	-14,5	-6,12
3002	-3,86	-0,139	0,087	0,700
3003	1,24	5,77	-1,79	-0,149
3004	2,39	-4,74	2,91	-2,49
3101	2,82	6,24	1,14	-4,08
3102	-8,45	-5,55	-9,32	0,047
3103	-5,78	-8,83	0,112	-5,49
3104	-10,3	-17,1	-14,9	-18,6
3201	2,33	0,814	-4,78	0,340
3202	-2,44	-0,517	-1,96	4,86
3203	-5,75	0,662	2,75	2,93
3204	7,07	0,200	11,1	7,25
3301	-12,4	-13,8	-11,8	-24,4
3302	-0,506	1,72	-6,93	-13,5
3303	2,76	2,29	6,40	11,6
3304	3,00	1,79	2,84	0,240
3401	8,86	8,38	4,22	10,4
3402	2,13	5,26	7,69	1,92
3403	3,78	3,55	4,79	10,7
3404	1,76	-7,70	3,82	4,12
3501	9,17	3,31	9,12	-4,07
3502	-3,74	1,81	-4,88	-5,41
3503	8,59	5,86	7,63	5,86
3504	-3,12	-2,55	-3,27	-7,30
3601	-5,32	-3,84	-2,59	-1,35
3602	13,7	8,20	12,1	13,2
3603	1,84	-4,95	-0,406	-1,45
3604	-4,69	-3,48	-2,25	-2,42

BIBLIOGRAPHIE

- ABEL, B.A. et F.S. MISHKIN (1983), « An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short-Run Neutrality of Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics* 11, n° 1, janvier, pp. 3-24.
- ATTFIELD, C.L.F., D. DEMERY et D.W. DUCK (1981), « A Quarterly Model of Unanticipated Monetary Growth, Output and the Price Level in the U.K.: 1963-1978 », *Journal of Monetary Economics* 8, n° 3, novembre, pp. 331-350.
- ANDERSON, B.L. et J.L. BUTKIEWICZ (1980), « Money, Spending and the Great Depression », *Southern Economic Journal* 41, octobre, pp. 388-403.
- BARRO, ROBERT (1976), « Rational Expectations and the Role of Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics* 2, n° 1, janvier, pp. 1-32.
- BARRO, ROBERT (1977), « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States », *American Economic Review* 67, n° 1, mars, pp. 101-115.
- BARRO, ROBERT (1978), « Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States », *Journal of Political Economy* 86, n° 4, août, pp. 549-580.
- BARRO, ROBERT (1979a), « Second Thoughts on Keynesian Economics », *American Economic Review* 69, n° 2, mai, pp. 54-59.
- BARRO, ROBERT (1979b), « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States: Reply », *American Economic Review* 69, n° 5, décembre, pp. 1004-1009.
- BARRO, R. ET M. RUSH (1980), « Unanticipated Money and Economic Activity », dans *Rational Expectations and Economic Policy*, édité par S. Fischer, Chicago, University of Chicago Press, pp. 23-48.
- BERNANKE, B.S. (1983), « Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression », *American Economic Review*, 73, n° 3, juin, pp. 257-266.
- BLINDER, A.S. (1980), « Comment » (sur Barro et Rush), dans *Rational Expectations and Economic Policy*, édité par S. Fischer, University of Chicago Press, Chicago, pp. 49-54.
- BLINDER, A.S. et S. FISCHER (1981), « Inventories, Rational Expectations, and the Business Cycle », *Journal of Monetary Economics* 8, n° 3, novembre, pp. 277-304.
- BOLCH, BEN, RENDIGS FELS et M. McMAHON (1971), « Housing Surplus in the 1920's », *Explorations in Economic History* 8, printemps, pp. 259-283.
- BOUGHTON, JAMES et E.R. WICKER (1979), « The Behavior of the Currency-Deposit Ratio during the Great Depression », *Journal of Money, Credit and Banking* 11, n° 4, novembre, pp. 405-418.

- BRENNER, REUVEN et FREDERIC S. MISHKIN (1979), « Bankruptcy, the Price Level, and Real Balance Effect », Cahier de recherche n° 7905, Université de Chicago, février.
- BRUNNER, KARL (1981) (éd.), *The Great Depression Revisited*, Martinus-Nijhoff Publishing, Boston.
- CHANDLER, LESTER (1970), *America's Greatest Depression 1929-41*, Harper and Row, New York.
- CHOW, GREGORY C. (1960), « Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions », *Econometrica* 28, juillet, pp. 591-605.
- DARBY, M.R. (1976), « Three-and-a-half-million U.S. Employees Have Been Mislaid ; or, an Explanation of Unemployment, 1934-41 », *Journal of Political Economy* 84, n° 1, janvier, pp. 1-16.
- FIELD, A.J. (1984), « Asset Exchanges and the Transactions Demand For Money 1919-29 », *American Economic Review*, 74, n° 1, mars, pp. 43-59.
- FISCHER, STANLEY (1977), « Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule », *Journal of Political Economy* 85, n° 1, février, pp. 191-206.
- FISHER, IRVING (1933), « The Debt Deflation Theory of Great Depressions », *Econometrica* 1, octobre, pp. 331-357.
- FRIEDMAN, MILTON et ANNA J. SCHWARTZ (1963), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press, Princeton.
- GANDOLFI, A.E. et J.R. LOTHIAN (1977), « Did Monetary Forces Cause the Great Depression, A Review Essay », *Journal of Money, Credit and Banking* 9, n° 4, novembre, pp. 679-691.
- GORDON, R.A. (1951), « Cyclical Experience in the Interwar Period : the Investment Boom of the Twenties », *Conference on Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.
- GORDON, ROBERT J. (1977), « The Theory of Domestic Inflation », *American Economic Review* 67, n° 1, mars, pp. 128-134.
- GORDON, ROBERT J. (1980), « Comment » (sur Barro et Rush), dans *Rational Expectations and Economic Policy*, édité par S. Fischer, University of Chicago Press, Chicago, pp. 55-63.
- GORDON, ROBERT J. et J.A. WILCOX (1981), « Monetarist Interpretations of the Great Depression: An Evaluation and Critique », dans *The Great Depression Revisited*, édité par Karl Brunner, Martinus-Nijhoff, Boston, pp. 49-107.
- GRANGER, C.W.J. (1969), « Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica* 37, juillet, pp. 424-438.
- HAY, KEITH A.J. (1967), « Money and Cycles in Post-Confederation Canada », *Journal of Political Economy* 75, n° 3, juin, pp. 263-273.

- HOFFMAN, D.L. et D.E. SCHLAGENHAUF (1982), « An Econometric Investigation of the Monetary Neutrality and Rationality Propositions from an International Perspective », *Review of Economics and Statistics*, LXIV, n° 4, novembre, pp. 562-571.
- KINDLEBERGER, C.P. (1973), *The World in Depression 1929-39*, Allen Lane, London.
- KIRKWOOD, JOHN B. (1972), « The Great Depression: A Structural Analysis », *Journal of Money, Credit and Banking* 4, n° 4, novembre, pp. 811-837.
- LEIDERMAN, LEONARDO (1980), « Macroeconomic Testing of the Rational Expectations and Structural Neutrality Hypotheses for the United States », *Journal of Monetary Economics* 6, n° 1, janvier, pp. 111-120.
- LOTHIAN, J.R. (1981), « Comments on « Monetarist Interpretations of the Great Depression » », dans *The Great Depression Revisited*, édité par Karl Brunner, Martinus-Nijhoff, Boston, pp. 134-147.
- LUCAS, ROBERT E. (1972), « Expectations and the Neutrality of Money », *Journal of Economic Theory* 4, avril, pp. 103-124.
- LUCAS, ROBERT E. (1973), « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs », *American Economic Review* 63, n° 3, juin, pp. 326-334.
- LUCAS, ROBERT E. (1975), « An Equilibrium Model of the Business Cycle », *Journal of Political Economy* 83, décembre, pp. 1113-1144.
- LUCAS, ROBERT E. et LEONARD A. RAPPING (1972), « Unemployment in the Great Depression: Is There a Full Explanation », *Journal of Political Economy* 80, n° 1, janvier-février, pp. 186-191.
- MAYER, THOMAS (1978a), « Consumption in the Great Depression », *Journal of Political Economy* 86, n° 1, février, pp. 139-145.
- MAYER, THOMAS (1978b), « Money and the Great Depression: A Critique of Professor Temin's Thesis », *Explorations in Economic History* 15, avril, pp. 127-145.
- MELTZER, ALLAN H. (1976), « Monetary and Other Explanations of the Start of the Great Depression », *Journal of Monetary Economics* 2, n° 3, novembre, pp. 455-472.
- MELTZER, ALLAN H. (1981), « Comments on « Monetarist Interpretations of the Great Depression » », dans *The Great Depression Revisited*, édité par Karl Brunner, Martinus-Nijhoff, Boston, pp. 148-164.
- MERCER, LLOYD et W. DOUGLAS MORGAN (1972), « Alternative Interpretations of Market Saturation: Evaluation of the Automobile Market in the Late Twenties », *Explorations in Economic History* 38, printemps, pp. 269-290.
- MISHKIN, FREDERIC J. (1978), « The Household Balance Sheet and the Great Depression », *Journal of Economic History* 38, décembre, pp. 918-937.

- MISHKIN, FREDERIC J. (1982), « Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation », *Journal of Political Economy* 90, n° 1, février, pp. 22-54.
- NEFTCI, SALIH et THOMAS J. SARGENT (1978), « A Little Bit of Evidence on the Natural Rate Hypothesis from the U.S. », *Journal of Monetary Economics* 4, n° 2, avril, pp. 315-320.
- PHELPS, EDMUND, et JOHN B. TAYLOR (1977), « Stabilizing Powers of Monetary Policy Under Rational Expectations », *Journal of Political Economy* 85, n° 1, février, pp. 163-190.
- RACETTE, DANIEL (1980), « Monetary Aspects of the Interwar Period in Canada and United States: An Econometric Model », thèse de doctorat (non publiée), Université de Toronto.
- SARGENT, THOMAS J. (1973), « Rational Expectations, the Real Rate of Interest and the Natural Rate of Unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity* 4, pp. 429-480.
- SARGENT, THOMAS J. (1976a), « A Classical Macroeconometric Model for the United States », *Journal of Political Economy* 84, n° 2, avril, pp. 207-237.
- SARGENT, THOMAS J. (1976b), « The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics », *Journal of Political Economy* 84, n° 3, juin, pp. 631-640.
- SARGENT, THOMAS J. (1979), *Macroeconomic Theory*, Academic Press, New York, 404 pages.
- SARGENT, THOMAS J. et NEIL WALLACE (1975), « Rational Expectations, The Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule », *Journal of Political Economy* 83, n° 2, avril, pp. 241-254.
- SCHWARTZ, A.J. (1981), « Understanding 1929-1933 », dans *The Great Depression Revisited*, édité par Karl Brunner, Martinus-Nijhoff, Boston, pp. 5-48.
- SHAW, E. (1976), « Review of Peter Temin's Book », *Journal of Political Economy* 84, n° 4, décembre, pp. 1374-1377.
- SMALL, D.H. (1979), « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States: Comment », *American Economic Review* 69, n° 5, décembre, pp. 996-1003.
- TAYLOR, J.B. (1979), « Staggered Wage Setting in a Macro Model », *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 69, n° 2, mai, pp. 108-113.
- TAYLOR, J.B. (1980), « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts », *Journal of Political Economy*, 88, n° 1, février, pp. 1-23.
- TEMIN, PETER (1976), *Did Monetary Forces Cause the Great Depression?* W.W. Norton, New York.

- TOBIN, JAMES (1975), « Keynesian Models of Recession and Depression », *American Economic Review*, 65, n° 2, mai, pp. 195-202.
- WARBURTON, C. (1945), « Monetary Theory, Full Production, and the Great Depression », *Econometrica* 13, avril, pp. 114-128.
- WEINSTEIN, MICHAEL M. (1981), « Some Macroeconomic Impacts of the National Industrial Recovery Act, 1933-1935 », dans *The Great Depression Revisited*, édité par Karl Brunner, Martinus-Nijhoff, Boston, pp. 262-281.
- WEINTRAUB, ROBERT (1980), « Comment » (sur Barro et Rush) dans *Rational Expectations and Economic Policy*, édité par S. Fischer, University of Chicago Press, Chicago, pp. 63-70.
- WHITE, E.N. (1984), « A Reinterpretation of the Banking Crisis of 1930 », *Journal of Economic History*, XLIV, n° 1, mars, pp. 119-138.
- WOGIN, G. (1980), « Unemployment and Monetary Policy Under Rational Expectations: Some Canadian Evidence », *Journal of Monetary Economics* 6, n° 1, janvier, pp. 54-68.