

**AFC** | ASSOCIATION FRANÇAISE  
DE CLIMÉTRIE

# WORKING PAPERS

**Nr. 10, 2011**

Comment la croissance américaine aurait-elle réagi à une politique monétaire expansionniste en 1929 ?

Les enseignements cliométriques  
d'une simulation SVAR

**Claude DIEBOLT, Antoine PARENT,  
Jamel TRABELSI**

# Comment la croissance américaine aurait-elle réagi à une politique monétaire expansionniste en 1929 ?

## Les enseignements cliométriques d'une simulation SVAR

Claude DIEBOLT, Antoine PARENT, Jamel TRABELSI<sup>1</sup>

BETA/CNRS & Association Française de Cliométrie

“*Did the financial collapse of the early 1930's have real effects on the macroeconomy, other than through monetary channel?*” (Bernanke, 1983, p. 275).

### Introduction

L'idée maîtresse véhiculée sur la Grande Dépression dans les années 1930 est celle de Friedman et Schwartz (1963) dans leur *Histoire monétaire des Etats-Unis* selon laquelle la récession s'est transformée dans la plus grande crise de tous les temps par l'incapacité de la *Federal Reserve* (Fed) à entreprendre une politique monétaire expansionniste : celle-ci aurait permis de compenser la contraction de la masse monétaire consécutive aux faillites bancaires et aurait favorisé le retour de la croissance. Meltzer (2003), dans son *Histoire de la Fed*, insiste sur ce qu'il nomme passivité, inaction, paralysie de la Fed, qu'il explique par l'attachement à une conception économique « dépassée » (*Real Bill Doctrine*) et une méconnaissance par les membres du Board des mécanismes économiques sous-jacents qui auraient permis de tirer la croissance américaine au moyen d'une détente des taux et d'achats de titres sur l'*Open Market*.

La lecture friedmanienne de la crise de 1929 a donné lieu, depuis, à de nombreuses tentatives de confirmation. Gandolfi (1974) dans un article consacré à l'analyse de la demande de monnaie pendant la Grande Dépression aux Etats-Unis conclut à la stabilité de celle-ci en fonction du revenu permanent entre 1929 et 1933, ce qui aurait permis à la Fed, selon l'auteur, d'engager une politique monétaire contracyclique expansionniste.

---

<sup>1</sup>[cdiebolt@unistra.fr](mailto:cdiebolt@unistra.fr) (auteur correspondant), [antoine.parent@univ-nancy2.fr](mailto:antoine.parent@univ-nancy2.fr), [trabelsi@unistra.fr](mailto:trabelsi@unistra.fr)

Une version antérieure longue de cet article a été présentée, sous le titre *Expansionary Monetary Policy under Liquidity Trap: 2009 in Light of 1929. A Counterfactual Analysis*, lors d'un séminaire d'économie à l'Université Paris I, de la 47<sup>ème</sup> Cliometrics Conference, des Journées de l'AFSE 2010 et du colloque Banque de France-BETA de septembre 2010. Nous remercions tout particulièrement, pour leurs commentaires et suggestions, Hubert Kempf, Jean Paul Pollin, Jean-Olivier Hairault, Ann Carlos, Price Fishback, Larry Neal, Pete Ferderer, Robert Whaples, Richard Sylla, Paul Rhode, Sam Williamson, Tom Weiss, Lou Cain, Jean-Bernard Chatelain, Pierre-Cyrille Hautcoeur et François Gardes. Les éventuelles insuffisances demeurent, bien sûr, nôtres.

McCallum (1990), dans une première tentative contrefactuelle sur le sujet, simule l'effet sur la croissance américaine d'une politique de base monétaire, sur la période 1923-1941. La question est de savoir si le déclin du PNB américain entre 1929 et 1933 aurait pu être enravé par une politique de base monétaire visant à maintenir le taux de croissance du PNB proche d'une cible de 3%. Le stock de monnaie est représenté par l'agrégat M1 ; compte tenu, sur la période, de la corrélation entre la base et M1 et de la corrélation entre M1 et le PNB, l'auteur déduit le rythme de progression de la base nécessaire pour atteindre la cible de 3% de croissance du PNB. Il conclut à l'efficacité de cette mesure si elle avait été adoptée par la Fed.

Dans un article de 2002, Bordo, Choudri et Schwartz se sont à leur tour interrogés sur la pertinence d'une politique monétaire expansionniste pour contrer la récession des années 30 aux Etats-Unis. A l'aide d'un modèle monétariste contrefactuel, ils mettent en évidence que des politiques monétaires expansionnistes conduites à deux périodes clés de la Grande Dépression (injection de 1 milliard de dollars de liquidités d'octobre 1930 à février 1931 par rachat de titres sur l'open market, puis nouvelle injection de 1 milliard de dollars de septembre 1931 à janvier 1932 par rachat de titres sur l'open market) auraient permis de prévenir les paniques bancaires et boursières sans que la convertibilité or-dollar en soit affectée (car les Etats-Unis concentraient à cette époque la majeure partie du stock d'or mondial). Selon ces auteurs, si de telles politiques avaient été entreprises au début des années 1930, la Grande Dépression et sa contagion à l'échelle internationale auraient pu être évitées. Ils suggèrent que des politiques monétaires expansionnistes sont des instruments appropriés pour combattre efficacement les crises financières.

Cette thèse a été récemment réaffirmée par Romer (2009) : tirant les leçons de la Grande Dépression des années 1930, elle estime que l'efficacité d'une politique monétaire expansive est tributaire des niveaux des taux d'intérêt, notamment quand ceux-ci sont proches de zéro. Dans ce contexte, une expansion monétaire n'aurait pas pu faire baisser les taux d'intérêt nominaux car ceux-ci étaient déjà proches de zéro. L'auteur suggère néanmoins qu'une telle politique pouvait réussir en brisant les anticipations de déflation : une expansion monétaire dans les années 30 aurait pu tirer la croissance par arrêt de la spirale déflationniste, en transformant les anticipations de poursuite de la déflation par des anticipations inflationnistes qui auraient alors diminué les taux d'intérêt réels, facteur déclenchant la reprise économique. Le revirement des anticipations de prix suite à une politique monétaire expansionniste devrait avoir pour effet de provoquer une baisse des taux d'intérêt réels et une reprise de la consommation et l'investissement. Ainsi, selon Romer (2009), l'expérience des années 1930 suggère

que, même dans une situation défavorable de « trappe à liquidité »<sup>2</sup>, la politique monétaire expansionniste aurait pu jouer un rôle décisif.

Cette *doxa* qui confère à la politique monétaire expansionniste une primauté absolue en situation de crise financière est évidemment tributaire des hypothèses retenues, monétaristes dans les modèles contrefactuels existants, « lucasiennes » en ce qui concerne Romer (2009). N'y a-t-il pas une erreur profonde de diagnostic sur la situation économique des années 1930, l'hypothèse contrefactuelle monétariste supposant l'absence de crise de liquidité et une transmission immédiate des variations de l'offre de monnaie sur les revenus et les prix et l'hypothèse « lucasienne » de Romer suggérant des anticipations auto-réalisatrices ? Nous proposons de reprendre l'examen de ces mêmes relations dans le cadre théorique renouvelé des modèles Structural Vectoriel Auto Régressif (SVAR) en introduisant une variable supplémentaire reflétant les faillites bancaires en prolongement de Bernanke (1983).

## 1. Les données

Notre base de données est mensuelle, elle couvre la période 1922:1-1933:12 et comporte cinq variables:  $y$ , l'indice de la production industrielle (considérée comme une proxy de l'activité économique réelle) ;  $p$ , l'indice des prix à la consommation ;  $m$ , l'agrégat monétaire M2 ;  $r$ , le taux d'intérêt à court-terme<sup>3</sup> ;  $s$  la valeur réelle des dépôts suspendus ou « avoirs gelés »<sup>4</sup>, utilisés comme une proxy des faillites bancaires par Bernanke (1983).

A l'exception du taux d'intérêt, toutes les variables sont exprimées en logarithmes. Les encaisses monétaires nominales M2 ont été déflatées par l'indice de prix à la consommation. Finalement, le taux d'inflation a été obtenu en considérant le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation.

---

<sup>2</sup>L'auteur identifie la trappe à liquidité, sans la nommer explicitement, comme une situation où “*Consumers and businesses wanted to sit on any cash they had because they expected its real purchasing power to increase as prices fell.*” (Romer, 2009). Hanes (2006), pour sa part, trouve sur la période 1934-1937 aux Etats-Unis qu'une situation prolongée de taux au jour le jour voisins de zéro a coexisté avec un gonflement de la base monétaire et une détente des taux longs. Cet auteur suggère ainsi, avant Romer (2009), que même dans une situation de taux courts proches de zéro, une politique monétaire expansionniste peut être efficace sur l'activité via une détente des taux longs mais, comme Romer (2009), il ne teste pas sa proposition.

<sup>3</sup>Balke and Gordon (1986), Friedman and Schwartz (1963); taux à 3 mois sur l'*Open Market*.

<sup>4</sup>Federal Reserve Bulletin, Sept. 1937 (<http://fraser.stlouisfed.org/publications/FRB/1937/>). Cette variable renvoie précisément aux dépôts bancaires dans les banques dont la licence a été suspendue, ce qui inclut notamment les banques ayant fait faillite ; cette variable est utilisée par Bernanke (1983) comme proxy de l'influence non monétaire de la faillite bancaire sur l'activité économique.

A la lecture de la figure 1, il apparaît clairement que l'indice de la production industrielle décroît entre avril 1929 et janvier 1933. Cette baisse prononcée est suivie par une brève reprise au début de 1933. Le graphique de l'indice des prix à la consommation (IPC) illustre l'ampleur, sans précédent, de la sévère déflation aux Etats-Unis. En effet, l'IPC décroît de 23% entre 1929 et 1933. A l'image de l'indice de la production industrielle, les encaisses monétaires réelles,  $m$ , connaissent une baisse dépassant les 10% entre octobre 1929 et mars 1933. Nous assistons aussi à une baisse du taux d'intérêt nominal sur la même période. La progression des faillites bancaires entre 1930 et 1933 peut expliquer la baisse du multiplicateur monétaire observée durant cette période par Friedman et Schwartz (1963), lesquelles ont généré, à travers ce canal, une contraction de l'offre de monnaie et de l'activité réelle. L'allure de la composante tendancielle des dépôts bancaires suspendus, obtenue à partir du filtre de Hodrick-Prescott (1997), consolide ce constat. En effet, comme nous l'indique la figure 1, le déclenchement des faillites bancaires précède la contraction des encaisses monétaires réelles.

Figure 1

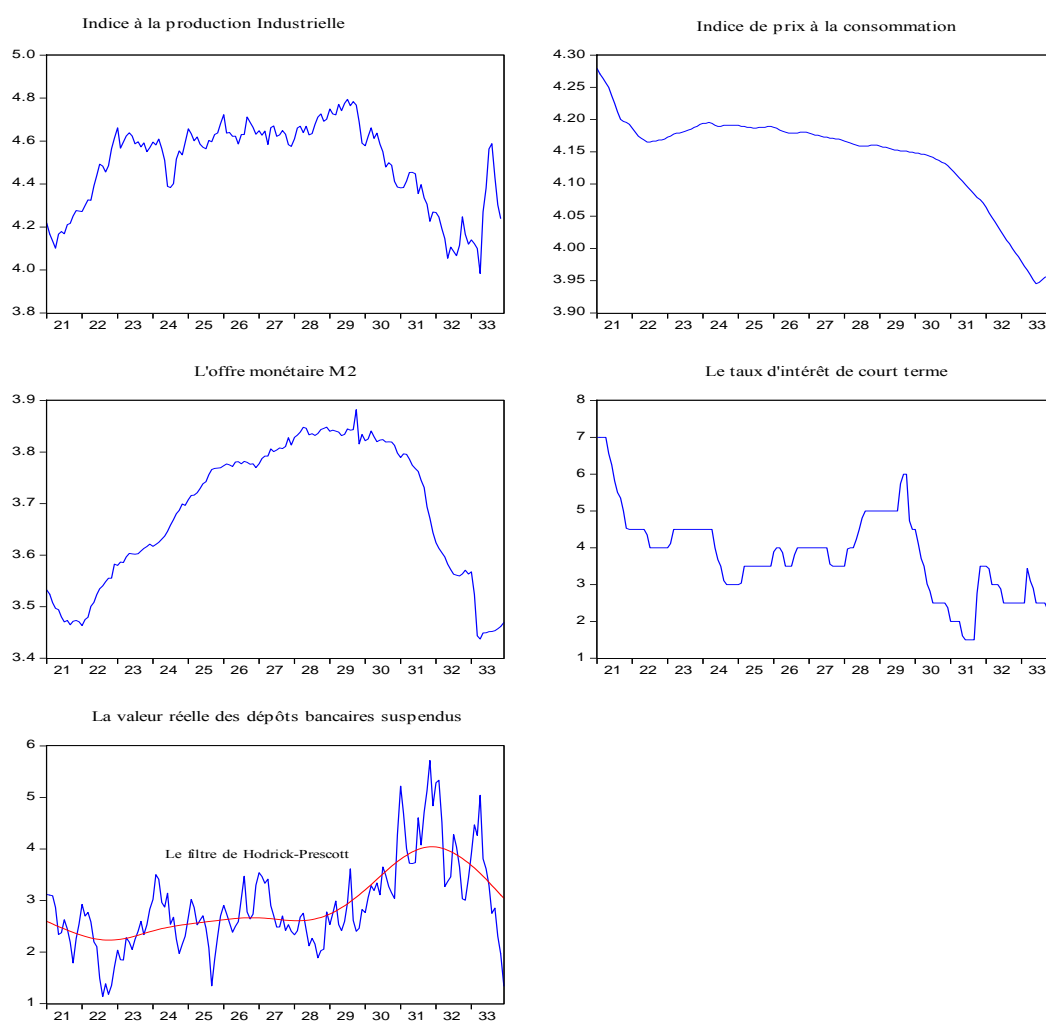


Tableau 1 : Tests de stationnarité

	$y$	$p$	$m$	$r$	$s$
ADF test	-2.06*	-0.76*	-1.02*	-2.74*	-2.82*
KPSS test	0.32*	1.12*	0.44*	0.74*	0.89*

\*Désigne le non rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%. Le tableau comporte les tests de stationnarité de Dickey-Fuller (1979, 1981) augmenté et de Kwiatkowski *et al.* (1992), pour chaque série.

L'utilisation des différents critères d'informations (AIC, BIC, MFPE) nous amènent à retenir le retard 7. Les résultats des tests de racines unitaires (Tableau 1) nous indiquent que toutes les séries apparaissent intégrées d'ordre 1. Les statistiques Trace and Eigenvalue, données par le Tableau 2, nous amènent à retenir trois relations de cointégration.

Tableau 2 : Test de cointégration

Hypothèse	Valeurs propres	Statistique Trace	Valeur critique au seuil de 5%	Statistique Max-Eigen	Valeur critique au seuil de 5%
None*	0.4262	154.93	60.0614	83.3232	30.4396
Au plus 1*	0.2674	71.60	40.1749	46.6785	24.1592
Au plus 2*	0.1151	24.92	24.2759	18.3506	17.7973
Au plus 3	0.0281	6.57	12.3209	4.28050	11.2248
Au plus 4	0.0151	2.29	4.12990	2.29732	4.12990

\*Désigne le non rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%.

## 2. L'impact d'une politique monétaire expansionniste sur l'activité réelle après la crise de 1929

Le but de notre analyse empirique est désormais d'évaluer l'impact d'une politique monétaire expansionniste sur l'activité réelle aux Etats-Unis.

### 2.1. Méthodologie

Nous développons un modèle SVAR pour lequel nous discutons des différents scénarios de restriction d'identification. Nous nous inspirons des travaux de Shapiro et Watson (1988), Blanchard (1989), Kim and Roubini (2000) pour établir les restrictions appropriées.

Sur la base des résultats des tests effectués, particulièrement le test de cointégration, nous retenons une spécification SVAR en niveau (Faust and Leeper, 1997). Nous adoptons une structure de restriction d'identification de court terme dans le cadre d'une économie ouverte afin d'analyser les contributions des chocs monétaires dans l'explication des variations de l'activité réelle aux Etats-Unis. Les contraintes de court terme reflétées par la nullité de certains coefficients traduisent l'absence de réponse à court terme d'un certain nombre de variables du vecteur  $y_t$  aux chocs, ce qui va signifier l'inefficience de certains canaux de transmission. Les restrictions imposées sont justifiées (voir commentaires des équations (8) à (12)).

Dans le but de déterminer le mécanisme de transmission de chocs, nous présentons les principaux concepts théoriques du processus SVAR<sup>5</sup>.

Dans la première étape, nous estimons la forme réduite du modèle VAR :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega \quad (1)$$

Où  $A_i$  est une matrice ( $n \times n$ ) et  $y$  est un processus vectoriel stationnaire au second ordre. Le vecteur  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$  est de dimension  $n$ .

La forme structurelle de (1) peut s'écrire sous la forme :

$$Ay_t = A_1^* y_{t-1} + A_2^* y_{t-2} + \dots + A_p^* y_{t-p} + Bu_t \quad (2)$$

Où  $E(u_t) = 0$  et  $E(u_t u_t') = I_n$

La relation entre les chocs structurels et de la forme réduite est simplement obtenue en multipliant la relation (2) par  $A^{-1}$ :

$$\varepsilon_t = A^{-1} Bu_t \quad (3)$$

L'équation (3) illustre la relation existant entre les formes réduite et structurelle. Le lien entre ces deux formes est donnée par :

$$A_j = A_j^{-1} A_j^* \quad (4)$$

L'identification de notre spécification SVAR nécessite l'élaboration de contraintes supplémentaires. En effet, suivant (3), le nombre des éléments non redondants de la matrice  $\Omega$ ,  $(n(n+1)/2)$  est inférieur ou égal au nombre d'éléments des matrices  $A$  and  $B$ ,  $(2n^2)$ . La structure d'identification est alors obtenue en imposant  $2n^2 - n(n+1)/2$  restrictions économiques de court terme.

---

<sup>5</sup>Pour une présentation plus exhaustive, voir Hamilton, 1994.

Notre système (équation 5) comporte cinq variables endogènes:  $y$ , l'indice de la production industrielle réelle ;  $p$ , l'indice des prix à la consommation ;  $m$ , l'agrégat monétaire M2 ;  $r$ , le taux d'intérêt et  $s$ , la valeur réelle des dépôts bancaires suspendus. A l'exception du taux d'intérêt toutes les variables sont exprimées en logarithmes.

L'architecture de nos restrictions de court terme est caractérisée comme suit :

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & 0 & a_{53} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ m_t \\ r_t \\ s_t \end{bmatrix} = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} u_{yt} \\ u_{pt} \\ u_{mt} \\ u_{rt} \\ u_{st} \end{pmatrix} \quad (5)$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & 0 & a_{53} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{pt} \\ \varepsilon_{mt} \\ \varepsilon_{rt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} u_{yt} \\ u_{pt} \\ u_{mt} \\ u_{rt} \\ u_{st} \end{pmatrix} \quad (6)$$

$\varepsilon = [\varepsilon_y, \varepsilon_p, \varepsilon_m, \varepsilon_r, \varepsilon_s]$  correspond au vecteur d'erreur de la forme VAR réduite alors que les aléas structurels  $u_y, u_p, u_m, u_r, u_s$  désignent par définition (modèles IS/LM et leurs extensions, Gali, 1992) des chocs respectivement, d'offre agrégée, de demande agrégée, d'offre de monnaie, de demande de monnaie transitant pas le canal des taux, et des chocs bancaires.

$$\begin{aligned} \varepsilon_{yt} &= b_{11} u_{yt} \\ a_{21} \varepsilon_{yt} + \varepsilon_{pt} &= b_{22} u_{pt} \\ a_{31} \varepsilon_{yt} + a_{32} \varepsilon_{pt} + \varepsilon_{mt} + a_{34} \varepsilon_{rt} + a_{35} \varepsilon_{st} &= b_{33} u_{mt} \\ a_{41} \varepsilon_{yt} + a_{42} \varepsilon_{pt} + a_{43} \varepsilon_{mt} + \varepsilon_{rt} &= b_{44} u_{rt} \\ a_{51} \varepsilon_{yt} + a_{53} \varepsilon_{mt} + \varepsilon_{st} &= b_{55} u_{st} \end{aligned} \quad (7)$$

Notre modèle est exactement identifié car nous imposons 35 restrictions qui correspondent au cas de cinq variables endogènes.

La première ligne du système (5) :

$$y_t = A_1^{*(1,1)} y_{t-1} + \dots + A_p^{*(1,1)} y_{t-p} + b_{11} u_{yt} \quad (8)$$

Signifie qu'à l'exception du choc d'offre agrégée tous les autres affectent l'activité réelle avec un retard (Sims and Zha, 2006). Une telle restriction peut être justifiée par l'hypothèse d'optimisation intertemporelle (Rotemberg and Woodford, 1999) selon laquelle la sensibilité taux d'intérêt-consommation est prédéterminée.

La relation donnée par la deuxième ligne :

$$p_t = -a_{22} y_t + A_1^{*(2,\cdot)} y_{t-1} + \dots + A_p^{*(2,\cdot)} y_{t-p} + b_{22} u_{pt} \quad (9)$$



est conforme avec la spécification selon laquelle le taux d'inflation réagit de manière instantanée à un choc d'offre (Woodford, 2003). En effet, suivant les travaux de Calvo (1983), Rotemberg (2003), Rotemberg and Woodford (1999), nous supposons que la variation du niveau des prix agit avec un retard sur les autres variables (à l'exception de l'activité réelle).

La troisième ligne :

$$m_t = -a_{31}y_t - a_{32}p_t - a_{34}r_t - a_{35}s_t + A_1^{*(3,\cdot)}y_{t-1} + \dots + A_p^{*(3,\cdot)}y_{t-p} + b_{33}u_{mt} \quad (10)$$

Correspond à la dynamique de l'offre de monnaie, laquelle est supposée réagir d'une manière instantanée aux chocs de l'activité réelle, de la demande agrégée, de demande monétaire et du canal bancaire. De façon conventionnelle, aucune restriction n'est introduite.

La quatrième équation :

$$r_t = -a_{41}y_t - a_{42}p_t - a_{43}m_t + A_1^{*(4,\cdot)}y_{t-1} + \dots + A_p^{*(4,\cdot)}y_{t-p} + b_{44}u_{rt} \quad (11)$$

représente la fonction de réaction de la banque centrale, pour laquelle la Fed réagit d'une manière instantanée aux variations de l'output, du niveau des prix et de l'offre de monnaie. Nous imposons ici une restriction sur la variable  $s$ , conformément au contexte historique de l'après crise de 1929 aux Etats-Unis. En effet, il est de notoriété qu'au moins jusqu'à fin 1933, la Fed n'a pas joué le rôle de prêteur en dernier ressort et ne s'est pas porté au secours des banques en faillite. La variable « faillite bancaire » n'est donc pas prise en compte ici dans la fonction de réaction de la Fed.

La dernière équation :

$$s_t = -a_{51}y_t - a_{53}m_t + A_1^{*(5,\cdot)}y_{t-1} + \dots + A_p^{*(5,\cdot)}y_{t-p} + b_{55}u_{st} \quad (12)$$

correspond à la dynamique des dépôts bancaires suspendus. Fort logiquement, les faillites dépendent ici de la croissance et de la politique d'offre de monnaie. Historiquement, l'introduction dans notre spécification d'un tel mécanisme de propagation de chocs est motivée par la contribution, entre 1930 et 1933, des défaillances bancaires au sévère déclin de l'offre de monnaie, via le multiplicateur monétaire. Comme l'ont expliqué Friedman and Schwartz (1963), la faillite bancaire générée par l'absence de la banque centrale en tant que prêteur du dernier ressort a altéré sa crédibilité provoquant, par conséquent, une importante baisse du ratio dépôt-monnaie. Ceci a amené naturellement les banques à réduire en retour les crédits, ce qui a provoqué une sévère baisse du ratio dépôt-réserves. Pour sa part, Bernanke (1983) a souligné l'important rôle joué par les faillites bancaires dans la détérioration du processus d'intermédiation et la contraction du niveau de l'output.

## 2.2. Résultats empiriques

### 2.2.1. Analyse de la fonction de réponse impulsionnelle

Nous développons maintenant, au moyen de l'estimation de la fonction de réponse impulsionnelle, la réaction de l'activité réelle aux différents chocs.

La figure 2 indique que la réponse de l'activité réelle à une variation unitaire du choc d'offre agrégé est en phase, mais seulement à très court terme, avec les prédictions théoriques. L'effet positif sur la croissance américaine est de très courte durée : six mois. Après six mois, la réponse de l'activité réelle devient significativement négative et le demeure le reste de la période. Ce résultat pourrait illustrer la difficulté d'entreprendre des politiques macroéconomiques structurelles ou cycliques dans un environnement instable de crise financière.

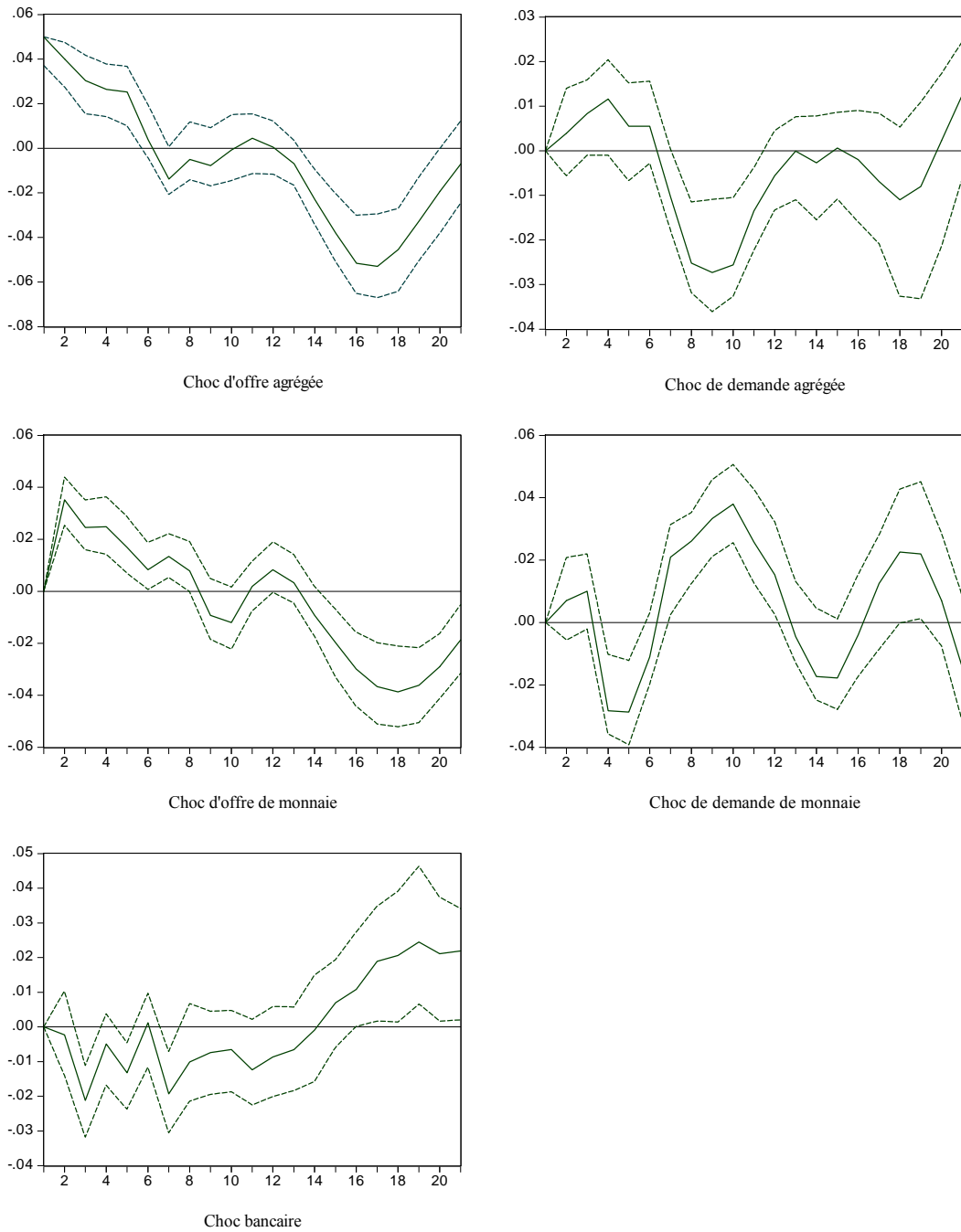
La réponse de l'activité réelle à un choc de demande reflète les retombées d'une hausse des prix sur l'output. Ce choc nous permet d'évaluer le « canal de Romer » (2009). La rupture avec des anticipations déflationnistes et le passage à des anticipations de hausse des prix aurait dû avoir pour effet, selon elle, de provoquer une baisse des taux d'intérêt réels et une reprise de la consommation, de l'investissement et par suite de la croissance. Comme nous l'indique la figure 2, le canal de Romer (2009) ne génère aucun effet visible : en effet, six périodes après un choc sur les prix, l'output est affecté négativement et de manière persistante. Une variation positive des prix n'a aucun effet significatif sur l'activité économique.

L'activité réelle réagit positivement à court terme à un choc d'offre de monnaie. Cependant, cette variation positive de l'output réel disparaît après huit périodes et devient négative durant toute la période qui suit (-4% après dix-huit mois). A la lumière de ce constat, les conclusions de Friedman and Schwartz (1963), Gandolfi (1974), McCallum (1990), Bordo *et al.* (2002), Romer (2009), selon lesquelles une politique monétaire expansionniste aurait enrayé la Grande Dépression de 1929 apparaissent certainement exagérées : nous trouvons qu'une politique monétaire expansionniste aurait retardé de huit mois la Grande Dépression mais n'aurait pas inversé le processus. Nos résultats d'estimations aboutissent à minorer le rôle du canal monétaire comme solution miracle à la crise financière.

L'inefficacité de la politique monétaire expansionniste durant la crise 1929 pourrait être attribuée à l'existence des défaillances bancaires. En effet, la figure 2 nous indique qu'un choc bancaire génère une récession persistante de quatorze mois. Ceci est conforme aux prédictions théoriques : les faillites bancaires ont des effets négatifs immédiats sur la croissance économique. Le canal bancaire comme facteur d'amplification de la crise mis en évidence par Bernanke (1983) ressort comme

pertinent ici. La variable bancaire joue donc un rôle crucial en tant que canal de transmission de la crise financière.

Figure 2 : Réponse de l'activité réelle à un



Par ailleurs, parmi toutes les variables considérées dans cette étude, la variable bancaire est la seule (avec le taux d'intérêt) à exercer des effets positifs à moyen terme sur l'activité économique (après quatorze mois). Nous suggérons alors l'existence d'un possible effet indirect de la politique monétaire sur l'activité réelle qui transite par le canal bancaire. En d'autres termes, cet impact positif à moyen terme pourrait traduire qu'une politique monétaire expansionniste, visant à abonder les banques en difficulté et à soutenir les banques dans leur rôle d'intermédiation, est favorable à une relance de l'activité. On peut aussi, *a contrario*, sans mobiliser aucunement cet effet indirect, considérer l'impact positif à partir du quinzième mois comme la conséquence salutaire de l'apurement des *Bad Banks*.

Nous terminons notre analyse par l'examen de la réaction de l'activité réelle à un choc de demande de monnaie, transitant par une hausse des taux. Suivant les résultats de simulations données par la fonction de réponse impulsionnelle, nous observons qu'après six mois l'incidence du relèvement des taux d'intérêt sur la croissance économique est presque continument positive (à l'exception d'un épisode de deux mois à partir de la 15<sup>ème</sup> période) : ceci traduit qu'une augmentation du taux d'intérêt sur la période aurait favorisé la croissance américaine. Ce résultat est d'apparence déconcertante puisqu'il suggère que la Fed aurait dû relever ses taux pour sortir de la crise des années 30. Ce résultat laisse à penser que les années 30 aux Etats-Unis étaient caractérisées par une situation sous-jacente de trappe à liquidité, face à laquelle, seule une hausse des taux aurait pu aider à casser la demande spéculative de monnaie et restaurer la confiance des agents en une reprise économique. On retrouve ici la vieille leçon keynésienne, le canal des taux l'emportant sur le présumé « canal de Romer ». La thèse de l'efficacité absolue des politiques monétaires visant à baisser les taux comme réponse à la crise financière se trouve ici amoindrie<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup>Notre constat, qui vaut pour la période de l'immédiat après 1929, trouve un écho tout à fait contemporain dans la proposition de Dell'Ariccia-Blanchard-Mauro (2010) d'augmenter le taux d'intérêt pour sortir de la situation de crise financière actuelle: « *faire éclater les bulles d'actifs avant qu'elles ne deviennent dangereuses repose sur une augmentation des taux d'intérêt* » ... « *cela aurait été plus intéressant de démarrer la crise actuelle avec des taux d'intérêt nominaux plus élevés* ».

### 2.2.2. L'analyse de la décomposition de la variance

Le Tableau 3 illustre les décompositions historiques de la production réelle des Etats-Unis entre octobre 1929 et décembre 1933. Les colonnes 1 à 5 représentent la contribution, à l'explication de la variation de l'activité réelle, des chocs d'offre agrégée ( $u_y$ ), de demande agrégée ( $u_p$ ), d'offre de monnaie ( $u_m$ ), des chocs de taux ( $u_r$ ) et des chocs bancaires ( $u_s$ ).

Tableau 3 : Décomposition de la variance de l'erreur de prédiction

Périodes	Chocs d'offre agrégée ( $u_y$ )	Chocs de demande agrégée ( $u_p$ )	Chocs d'offre de monnaie ( $u_m$ )	Chocs de demande de monnaie ( $u_r$ )	Chocs bancaires ( $u_s$ )
2	0.75	0.02	0.13	0.08	0.02
6	0.49	0.07	0.09	0.31	0.04
12	0.38	0.12	0.07	0.24	0.19
20	0.39	0.11	0.05	0.33	0.12

Deux principaux constats découlent de ces résultats : premièrement, après vingt-mois, une fraction significative de la variation de l'activité réelle est expliquée par deux types de chocs : les chocs d'offre agrégée (39%) et les chocs de taux (33%). Ces résultats corroborent les estimations de la fonction de réponses impulsionnelles selon lesquelles, en plus des chocs d'offre globale, les chocs de taux constituent le canal de propagation le plus important affectant, à moyen terme, l'économie réelle.

En revanche, la contribution du choc d'offre de monnaie est la plus faible avec seulement 5% après 20 mois. Ce résultat remet en cause la conclusion monétariste selon laquelle une politique monétaire expansionniste constitue la meilleure réponse pour contenir la crise financière. Pour la période 1929-1933, nos résultats d'estimations mettent en évidence les retombées limitées d'une politique monétaire expansionniste sur la croissance. La contribution non négligeable du canal bancaire (12%) illustre le rôle joué par ce secteur dans la variation de la production réelle aux Etats-Unis sur la période. Mais cette contribution, qui n'occupe que le troisième rang, souligne la difficulté du système bancaire à jouer pleinement son rôle d'intermédiation en situation de crise financière.

## Conclusion

Nos simulations conduites dans un cadre SVAR tendent à infirmer la thèse monétariste communément admise selon laquelle une politique monétaire expansionniste aurait fourni, dans les années 1930, une réponse efficace pour sortir de la situation de crise financière. Cette thèse, confortée récemment par Romer (2009), trouve ici sa contradiction. La détente des taux et l'injection massive de liquidités n'ont pas les résultats escomptés. Nous trouvons que les faillites bancaires peuvent capter une partie du bénéfice potentiel d'une politique monétaire expansionniste, mais surtout que ce n'est pas de la détente des taux qu'il faut attendre une reprise de la croissance, mais bien au contraire d'un relèvement des taux. A cet égard, il est possible d'avancer que les leçons de la Grande Dépression ont été partiellement incomprises : face à la double contrainte des faillites bancaires et d'une croissance qui ne repart pas du fait des soubresauts de la crise financière, deux instruments semblent requis : nous avons illustré que dans les années 1930, l'aspect quantitatif de la politique monétaire, s'il pouvait être employé pour contrer les effets des faillites bancaires, n'apparaissait pas d'un grand recours pour tirer la croissance. Cette dernière paraît tributaire d'un retour de la confiance et d'une rupture avec le contexte de spéculation financière : le relèvement des taux aurait alors été l'instrument approprié pour casser cette spirale spéculative.

## Bibliographie

- Balke N., Gordon R.** [1986], "Appendix B Historical Data", *The American Business Cycle: Continuity and Change*, NBER, pp. 781-850.
- Bernanke B.**, [1983], "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression", *American Economic Review*, 73 (3), pp. 257-276.
- Blanchard O.** [1989], "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review*, vol. 79 (5), pp. 1146-64.
- Blanchard O., Quah D.** [1989], "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79 (4), pp. 655-673.
- Blanchard O., Dell'Ariccia G., Mauro P.** [2010], "Rethinking Macroeconomic Policy", *IMF Staff Position Note*, SPN/10/03, February 12, pp. 1-18.
- Bordo M., Choudhri E., Schwartz A.** [2002], "Was Expansionary Monetary Policy Feasible During the Great Contraction? An Examination of the Gold Standard Constraint", *Explorations in Economic History*, 39 (1), pp. 1-28.
- Calvo G.** [1983], "Staggered Prices and in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), pp. 383-398.
- Dickey D., Fuller W.** [1979], "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74 (365), pp. 427-431.
- Dickey D., Fuller W.** [1981], "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49 (4), pp. 1057-1072.
- Faust J., Leeper E.** [1979], "When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?", *Journal of Business & Economic Statistics*, 15 (3), pp. 345-353.
- Federal Reserve Bulletin**, September [1937], (<http://fraser.stlouisfed.org/publications/FRB/1937/>).

- Friedman M., Schwartz A.** [1963], *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press, Princeton.
- Gali J.** [1992], “How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data”, *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), pp. 709-738.
- Gandolfi A.E.** [1974], “Stability of the Demand for Money during the Great Contraction - 1929-1933”. *Journal of Political Economy*, 82 (5), pp. 969-983.
- Hamilton J.** [1994], *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Hanes C.** [2006], “The Liquidity Trap and U.S. Interest Rates in the 1930s”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38 (1), pp. 163-194.
- Hodrick R., Prescott E.** [1997], “Post-war US Business Cycles: an Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1), pp. 1-16.
- Kim S., Roubini N.** [2000], “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach”, *Journal of Monetary Economics*, 45 (3), pp. 561-586.
- Keynes J.M.** [1990] (1936), *Théorie générale de l’emploi, de l’intérêt et de la monnaie*, Bibliothèque scientifique Payot, Paris.
- Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y.** [1992], “Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), pp. 159-178.
- McCallum B.T.** [1990], “Could a Monetary Base Rule have Prevented the Great Depression?” *Journal of Monetary Economics* (26) 3-26.
- Meltzer A.H.** [2003], *A History of the Federal Reserve, Volume I: 1913-1951*, University of Chicago Press, Chicago.
- Romer C.** [2009], *Lessons from the Great Depression for Economic Recovery in 2009*, Brookings Institution, Washington D.C., March 9, pp. 1-13.
- Rotemberg J., Woodford M.** [1999], “Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model”, in: Taylor J. (Ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 57-126.
- Shapiro M., Watson M.** [1988], “Sources of Business Cycles Fluctuations”, *NBER Macroeconomics Annual*, 3, pp. 111-156.
- Sims C., Zha T.** [2006], “Does Monetary Policy Generate Recessions?”, *Macroeconomic Dynamics*, 10 (2), pp. 231-272.
- Woodford M.** [2003], *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.

# WORKING PAPERS DE L' AFC

Année 2011

- WP2011-1 Amélie CHARLES, Olivier DARNÉ, Claude DIEBOLT  
"A Revision of the US Business-Cycles Chronology 1790–1928"
- WP2011-2 Cécile EDLINGER, Maxime MERLI, Antoine PARENT  
"La diversification des portefeuilles français a la veille de 1914 ou l' image écornée du rentier français du 19e siècle"
- WP2011-3 Jean-Luc DEMEULEMEESTER, Claude DIEBOLT  
"Renouveler la science économique néo-classique ?  
Prendre l' historicité au sérieux"
- WP2011-4 Claude DIEBOLT, Karine PELLIER  
"Measuring the 'Ideas': Evidence from a New International  
Patent Database"
- WP2011-5 Cécile EDLINGER, Maxime MERLI, Antoine PARENT  
"An optimal world portfolio on the eve of World War One:  
Was there a bias to investing in the New World rather than in  
Europe?"
- WP2011-6 Magali JAOUËL-GRAMMARE  
"L' évolution des inégalités dans l' enseignement supérieur  
universitaire français. L' influence des réformes  
institutionnelles et des ruptures économiques"
- WP2011-7 Ralph HIPPE, Joerg BATEN  
"Regional Inequality in Human Capital Formation in Europe,  
1790-1880"
- WP2011-8 Michel-Pierre CHELINI, Georges PRAT  
"Cliométrie du chômage et des salaires en France, 1950-2008"
- WP2011-9 Antoine PARENT  
"Jadis et Naguère, la vision des crises financières dans l' histoire  
selon Reinhart et Rogoff"
- WP2011-10 Claude DIEBOLT, Antoine PARENT, Jamel TRABELSI  
"Comment la croissance américaine aurait-elle réagi à une  
politique monétaire expansionniste en 1929 ? Les  
enseignements cliométriques d' une simulation SVAR"
- WP2011-11 Eric CHANCELLIER  
"Henry L. Moore et le marché du coton, 1917: La météorologie  
agricole et le juste prix"
- WP2011-12 Thi Hong Van HOANG  
"La vie et la mort du marché de l' or à la Bourse de Paris de  
1948 à 2004"

La liste complète des  
Working Papers est  
disponible sur le site  
[www.cliometrie.org](http://www.cliometrie.org)