

ANTOINE NGAKEGNI

## **Le comportement séculaire de la demande de monnaie en France de 1876 à 1990**

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 136, n° 3 (1995), p. 59-88

[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1995\\_\\_136\\_3\\_59\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1995__136_3_59_0)

© Société de statistique de Paris, 1995, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme  
Numérisation de documents anciens mathématiques  
<http://www.numdam.org/>

# LE COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE EN FRANCE DE 1876 A 1990

Antoine NGAKEGNI<sup>1</sup>  
ATER à l'Université de Paris X-Nanterre, MODFM

## Résumé

Il y a 40 ans, Latané (1954), sur la base d'une étude portant sur les Etats-Unis et couvrant la période 1919-1952, affirmait que l'élasticité de long terme de la demande de monnaie par rapport au revenu était unitaire. S'il existe, sur les Etats-Unis et le Royaume-Uni, des travaux qui confrontent cette hypothèse aux données séculaires, ils font défaut en ce qui concerne la France. Deux enseignements semblent se dégager de notre analyse de la demande de monnaie sur longue période (1876-1990) en France. D'une part, l'élasticité-revenu de l'encaisse désirée en termes réels ne diffère pas significativement de l'unité. D'autre part, les tests statistiques réalisés ne s'accordent pas sur la stabilité temporelle du modèle retenu.

## Abstract

*The Secular Behavior of the Demand for Money in France from 1876 through 1990.* Forty years ago, Latané (1954) claimed that long-run money demand elasticity with respect to income was *one* in the United States from 1919 through 1952. Since the seminal paper by Latané, other important enquiries have been produced in the United States and in the United Kingdom. Yet, similar studies do miss as regards French aggregates. This paper addresses this issue for the period from 1876 to 1990. Two lessons seem to be learned. First, real money demand elasticity with respect to income is not significantly different from one. Second, statistical tests show that our model is not stable over time.

---

1. L'auteur tient à remercier MM. Enfrun et Thomas de la Banque de France qui ont aimablement mis à sa disposition certaines statistiques monétaires, ainsi que Madame Babusiaux, MM. Prat, P. Abeccassis, F. Gannon, J.-F. Guegnon et S. Lecarpentier, qui ont bien voulu lire les premières versions de cette étude, et un rapporteur anonyme pour ses suggestions.

Mots clés

- |                          |                     |
|--------------------------|---------------------|
| — Demande de monnaie     | — Demand for money  |
| — Élasticité-revenu      | — Income elasticity |
| — Comportement séculaire | — Long-run behavior |

*J.E.L.* : E 41.

**Introduction**

Il y a 40 ans, Latané (1954), sur la base d'une étude couvrant la période 1919-1952, affirmait que l'élasticité de long terme de l'encaisse désirée par rapport au revenu était unitaire. Cette hypothèse a donné lieu par la suite à plusieurs analyses économétriques. Mais celles qui la confrontent aux données séculaires sont peu nombreuses. Les premières vérifications portant sur plus d'un demi-siècle (1870-1957) sont l'œuvre de M. Friedman (1959). Ses travaux, qui reposent sur un modèle faisant dépendre l'encaisse désirée réelle en termes permanents (rapport entre l'encaisse désirée globale et le niveau des prix permanent) du revenu réel permanent, conduisent à une élasticité-revenu<sup>2</sup> de 1.81, infirmant ainsi l'hypothèse de Latané. Ce résultat a amené l'auteur à soutenir la thèse de la "monnaie bien de luxe" c'est-à-dire un bien dont la demande croît plus que proportionnellement avec le revenu.

En réponse aux nombreuses critiques suscitées par son étude de 1959 (Meltzer (1963), Laidler (1966)...), Friedman et Schwartz (1982) présentent des ajustements économétriques fondés sur une spécification reliant l'encaisse désirée réelle avec le revenu réel observé, l'écart entre le taux de rendement des proches substituts de la monnaie et le taux de rendement implicite de la monnaie, ainsi que le taux de rendement des actifs physiques (terrain, machine-outil, bâtiment...). Il en résulte des élasticités voisines de l'unité : 1.15 pour les Etats-Unis (1873-1975) et 0.88 pour le Royaume-Uni (1874-1975).

A partir d'un modèle expliquant l'encaisse relative en termes permanents (encaisse désirée globale rapportée au revenu nominal permanent) en fonction du taux d'intérêt à court terme, Bethenod (1985 a) réussit à "reproduire avec fidélité" l'évolution de la vitesse de circulation de la monnaie de 1869 à 1975 aux Etats-Unis.

En considérant un modèle reliant la vitesse de circulation de la monnaie avec le revenu permanent, le revenu transitoire et le taux d'intérêt, Bordo et Jonung (1987) obtiennent des élasticités-revenu significativement différentes de 1 : 0.798 pour le Canada (1900-1975) et 0.744 pour la Suède (1880-1974)<sup>3</sup>. Comme on le voit, ces élasticités sont inférieures à l'unité d'environ 20% et 30%.

---

2. Le revenu permanent étant un lissage du revenu courant, l'élasticité-revenu permanent est égale à l'élasticité-revenu courant à long terme.

3. L'étude de Bordo et Jonung porte également sur les Etats-Unis, le Royaume-Uni et la Norvège. Mais dans le cas de ces pays, le revenu permanent s'est avéré non significatif.

Tout récemment, Hendry et Ericsson (1991) ont soumis à une série de tests statistiques un modèle à correction d'erreur appliqué au Royaume-Uni (1878-1970). Leurs travaux ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de Latané.

S'agissant de la France, les études portant sur données séculaires semblent faire défaut.

Ainsi, le premier objectif de cet article est d'estimer l'élasticité de long terme de la demande de monnaie par rapport au revenu en France de 1876 à 1990.

Le second objectif de ce travail est de tester la stabilité temporelle de la spécification retenue. Cette étude présente, par ailleurs, les séries longues d'agrégats monétaires (M1 et M2)<sup>4</sup>.

## I Elasticité-revenu de l'encaisse désirée

### I.1 Structure du modèle

Le modèle choisi est formé des équations suivantes :

$$\overline{Md}_t = M_t \quad (1)$$

$$M_t = M_i e^{\rho T} \quad (i = 1, 2) \quad (2)$$

$$\ln(\overline{Md}/p)_t = b \ln y_{pt} + c \ln j_t + d + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\ln y_{pt} = e^{-\beta} [\ln y_{pt-1} + g_t] + (1 - e^{-\beta}) \ln y_t \quad (4)$$

$$g_t = a g_{t-1} + (1 - a) \ln[y_t/y_{pt-1}] \quad (5)$$

avec :  $a = e^{-\beta} / (1 - e^{-\beta} + e^{-2\beta})$ ;  $\beta > 0$ ,  $\rho > 0$ ,  $b > 0$  et  $c < 0$ ;  $M$  = encaisse effective globale;  $\overline{Md}$  = encaisse désirée globale de long terme;  $M_i$  = définitions officielles de la masse monétaire (M1, M2...);  $p$  = niveau général des prix;  $y$  = revenu réel observé;  $y_p$  = revenu réel permanent;  $j$  = taux d'intérêt à long terme;  $g$  = taux de croissance tendanciel du revenu réel permanent;  $T$  = variable muette prenant la valeur  $n_h$  en 1876-1913 et 0 en dehors de cette période,  $n_h$  étant le nombre d'années écoulées entre l'année  $h$  et 1914;  $\ln$  désigne le logarithme naturel et  $\varepsilon$ , l'aléa, est un bruit blanc.

L'équation (1) suppose qu'à chaque instant l'encaisse désirée de long terme est égale à l'encaisse détenue.

La relation (2) traduit le fait que les définitions actuelles de la masse monétaire sous-estiment la circulation monétaire au XIX<sup>e</sup> siècle en raison de la non-comptabilisation des *effets de commerce* qui jouaient également le rôle de moyen de paiement à cette époque. Cette correction log-linéaire "coudée" de la masse monétaire a été utilisée par Friedman et Schwartz (1982) pour tenir compte de l'accélération de la "sophistication financière", un phénomène qui s'est produit aux Etats-Unis de 1869 à 1905 et qui a vu son importance s'amenuiser graduellement. La variable muette ( $T$ ) que nous utilisons décroît

4. Nous reprenons ici les présentations faites dans Ngakegni ((1991), (1994)) en les améliorant en fonction d'un certain nombre de remarques reçues.

## COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

linéairement de 1876 à 1913 pour traduire la substitution progressive de la monnaie scripturale aux effets de commerce. Et diverses raisons (le fait que le système bancaire soit arrivé à maturité dans l'immédiat avant-guerre, l'«explosion» des billets de la Banque de France et la circulation des «billets de secours» pendant la première Guerre) nous conduisent à considérer 1914 comme l'année de disparition des effets de commerce dans la circulation monétaire.

La relation (3), qui fait dépendre l'encaisse désirée réelle du revenu permanent réel et du taux d'intérêt à long terme<sup>5</sup>, est une reformulation d'une équation qui a été appliquée avec succès sur dix pays<sup>6</sup> par Bethenod (1985 b). Au plan théorique, cette fonction se rattache à l'approche patrimoniale de M. Friedman (1956).

Les équations (4) et (5) forment un système qui donne une définition du revenu permanent admettant un taux de croissance séculaire  $g$  variable, une définition proposée par Bethenod (1988) afin de capter les freinages et les accélérations de la croissance du revenu sur une période donnée. D'après le tableau 1<sup>7</sup> présentant les mouvements de longue durée de l'indice du PIB (produit intérieur brut) total en volume, la tendance du revenu réel n'est pas régulière de 1876 à 1990. Le taux de croissance tendanciel  $g$  est considéré ici comme une moyenne pondérée des accroissements passés du revenu permanent<sup>8</sup>.

**Tableau 1**  
Mouvements de longue durée de l'indice du PIB en volume

	Taux d'accroissement annuels moyens en %				
	1877-1990	1877-1913	1919-1938	1946-1973	1974-1990
PIB	2.32	1.67	2.69	6.83	2.37

Le modèle retenu fait donc dépendre l'encaisse désirée réelle du revenu réel permanent et du taux d'intérêt nominal à long terme. Cette spécification se distingue principalement des modèles de Friedman (1959) et de Bethenod (1985 a) par le fait qu'elle prend en compte le taux d'intérêt à long terme et le fait qu'elle repose sur une définition du revenu permanent permettant de

5. Les calculs préliminaires ont montré que le pouvoir explicatif du taux d'intérêt à court terme était inférieur à celui du taux d'intérêt à long terme et qu'en raison de la colinéarité existant entre ces taux, il n'était pas judicieux de les introduire ensemble.

6. Etats-Unis, Canada, Royaume-Uni, France, RFA, Japon, Belgique, Italie, Grèce et Israël.

7. Le chiffre correspondant à l'entre-deux-guerres est différent de celui que nous présentons dans Ngakegni (1991) parce que les valeurs de l'indice du PIB relatives à la première Guerre ont été réestimés de façon plus satisfaisante à partir de l'indice du PIB marchand de Maddison (1981).

8. L'équation (5) est une transformation algébrique de la relation :

$$g_t = e^{-\beta} g_{t-1} + (1 - e^{-\beta}) \ln[y_{pt}/y_{pt-1}].$$

capter les accélérations et les décélérations de la croissance du revenu sur la période étudiée. Elle se démarque essentiellement de l'équation de Friedman et Schwartz (1982) en admettant comme variable d'échelle le revenu permanent et en négligeant l'effet du taux de rendement des actifs physiques et celui du différentiel de rendement des actifs monétaires. La spécification choisie est dépourvue de la circularité partielle dont souffre le modèle de Bordo et Jonung (1987)<sup>9</sup>. Notre formulation est également différente de l'équation d'équilibre de long terme de Hendry et Ericsson (1991) qui exprime l'encaisse relative (rapport de l'encaisse nominale sur le revenu nominal) en fonction du taux d'intérêt à court terme.

## I.2 Variables utilisées

Pour soumettre ce modèle aux tests économétriques, nous avons retenu les agrégats M1 et M2 regroupant les actifs en francs détenus par les agents non financiers (ANF) résidents et non résidents, ainsi que les indicateurs du niveau général des prix, du revenu réel et du taux d'intérêt à long terme.

### Liste des variables

M1	= espèces + dépôts à vue ;
M2	= M1 + comptes sur livrets ;
$p$	= niveau général des prix ;
$j$	= taux d'intérêt à long terme ;
$y$	= revenu réel courant ;
$y_p$	= revenu réel permanent ;
$T$	= variable muette égale à $n_h$ (le temps écoulé entre l'année $h$ et 1914) en 1876-1913 et à 0 de 1914 à 1990 ;
$D_{1418}$	= variable muette prenant la valeur 1 en 1914-1918 et 0 sinon ;
$D_{3945}$	= variable muette prenant la valeur 1 en 1939-1945 et 0 sinon.

M1 = espèces + dépôts à vue.

M2 = M1 + comptes sur livrets<sup>10</sup>.

9. Le modèle de Bordo et Jonung explique la vitesse de circulation de la monnaie (revenu nominal courant rapporté à la masse monétaire) par le revenu permanent, le revenu transitoire (rapport entre le revenu courant et le revenu permanent) et le taux d'intérêt. La circularité partielle est caractérisée par la présence du revenu courant dans les deux membres de cette équation.

10. Les comptes sur livret sont constitués de l'épargne traditionnelle dans les caisses d'épargne (nationale et privées), des comptes d'épargne-logement, des livrets d'épargne populaire, et des comptes pour le développement industriel.

## COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

Le niveau général des prix (série  $p$ ) est mesuré par l'indice des prix à la consommation à Paris (1938 = 1) "en moyennes mensuelles de l'année"<sup>11</sup>.

Le revenu réel (série  $y$ ) est représenté par l'indice du PIB (produit intérieur brut) total en volume, base 100 en 1905-1913.

La série du taux d'intérêt à long terme ( $j$ ) est constituée du taux de rendement des obligations en moyennes annuelles.

Toutes ces chroniques, ainsi que la méthodologie qui fonde leur établissement, sont présentées dans Ngakegni ((1991), (1994)). S'agissant des constituants des différentes définitions de la masse monétaire, les corrections effectuées, les sources utilisées et les évaluations réalisées sont indiquées dans les annexes 2 et 3.

### I.3 Méthode d'ajustement

Les ajustements économétriques ont été réalisés en fixant la valeur du "coefficient d'expectation ou de propagation",  $\beta$ , ainsi que les valeurs initiales de  $\ln y_p$  et de  $g$  ( $\ln y_p(1)$ ,  $g(1)$ ). Connaissant ces valeurs, on génère dans un premier temps la série  $\ln y_p$  à l'aide des équations (4) et (5), puis on estime les paramètres de la relation (3) par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Cette opération est répétée jusqu'à l'obtention du triplet ( $\beta$ ,  $\ln y_p(1)$ ,  $g(1)$ ) qui minimise l'écart-type résiduel de l'équation (3).

Les résultats présentés dans le tableau 2 ont été obtenus avec les triplets (0.1546365, 0.1557) pour  $M_1$  et (0.13, 4.2981, 0.0597) pour  $M_2$ . Afin de tester l'hypothèse de l'élasticité-revenu unitaire, chacune des définitions de la masse monétaire a fait l'objet de deux ajustements : tandis que le premier laisse libre le coefficient du revenu permanent, le second le contraint égal à 1.

**Tableau 2 : France, 1876-1990**

Ag.	Ajust	Coefficients estimés						$R^2$	SEE en %	DW
		$\ln y_p$	$\ln j$	$T$	$D_{1418}$	$D_{3945}$	cste			
$M_1$	(A)	0.793 (34.64)	-0.229 (-5.28)	-0.035 (-36.7)	-0.080 (-1.84)	0.245 (6.14)	-2.889 (-39.0)	0.987	9.16	0.69
	(B)	1.000	-0.554 (-17.1)	-0.035 (-28.0)	-0.036 (-0.62)	0.168 (3.28)	-3.394 (-53.1)	0.902	12.06	0.47
$M_2$	(C)	1.047 (48.89)	-0.298 (-7.52)	-0.026 (-27.5)	-0.085 (-2.04)	0.156 (4.09)	-3.807 (-52.5)	0.991	8.77	0.67
	(D)	1.000	-0.227 (-9.47)	-0.026 (-27.8)	-0.097 (-2.31)	0.172 (4.53)	-3.683 (-77.8)	0.903	8.93	0.64

**Note :** Les chiffres entre parenthèses sont les "t" de Student.

11. Cette série est parallèle à l'indice des prix à la consommation sur l'ensemble du territoire français et au déflateur du PIB sur la période contemporaine.

#### I.4 Commentaires des résultats obtenus

Ce tableau appelle principalement les remarques qui suivent.

1. Les statistiques de Durbin et Watson (*DW*) révèlent une corrélation sérielle des résidus. Cette forte autocorrélation (car les  $\alpha^*$  correspondant aux ajustements (A) et (C) sont respectivement égaux à 0.65 et à 0.66)<sup>12</sup> ne traduit pas nécessairement une mauvaise spécification du modèle mais implique une sous-estimation des variances des coefficients estimés.

2. Au regard de ces résultats, nous pouvons dire que la demande de monnaie en France de 1876 à 1990 dépend principalement du revenu réel permanent et du taux d'intérêt nominal à long terme : ces variables sont significatives et leurs coefficients ont le signe escompté.

3. S'agissant de l'élasticité de long terme de la demande d'encaisses par rapport au revenu réel, on distingue dans la littérature deux hypothèses : celle de la "monnaie bien de luxe" de Friedman (1959) admettant une élasticité de 1.81 et celle de l'élasticité unitaire de Latané (1954)<sup>13</sup>. Il ressort des estimations réalisées ici que seul  $M_2$  a une élasticité-revenu unitaire. En effet, le coefficient du revenu permanent est proche de l'unité (cf. ajustement (C)) et, qui plus est, le fait d'imposer la valeur 1 à ce paramètre n'affecte ni la qualité de l'ajustement (mesurée par l'écart-type résiduel (*SEE*)) ni les autres coefficients (voir régression (D)). Cela suggère que le concept d'encaisse pertinent serait l'encaisse relative où le revenu nominal est le produit du revenu réel permanent par le niveau courant des prix, soit  $M_2/(y_p \cdot p)$ .

En ce qui concerne  $M_3$ <sup>14</sup> et sur une période moins longue (1919-1990), le test effectué conduit au rejet de l'hypothèse d'élasticité-revenu unitaire (cf. annexe 1). En s'élevant à 1.23, l'élasticité attachée à  $M_3$  est comparable à celle qu'obtiennent Friedman et Schwartz (1982) sur les Etats-Unis<sup>15</sup>.

4. Les ajustements effectués sont d'une qualité satisfaisante (les écarts-type résiduels de (A) et (C) se situent dans la fourchette [8.77% ; 9.16%]). Cependant, ainsi que le montre par exemple le graphique 1, l'évolution de l'encaisse réelle est incompatible avec la loi admise dans l'entre-deux-guerres. Ces désajustements semblent émaner des événements de toute sorte (les crises financières, la Grande Dépression de 1930, l'instabilité politique...) qui jalonnent cette période.

12. On mesure ici l'autocorrélation d'ordre 1 :  $\varepsilon_t = \alpha\varepsilon_{t-1} + u_t$ . En pratique, on a  $\alpha^* = 1 - (DW/2)$ .

13. L'hypothèse des "économies d'échelle", qui implique une élasticité égale à 1/2, repose sur des fondements micro-économiques. Et on peut montrer qu'elle est compatible avec l'hypothèse macro-économique de l'élasticité unitaire (voir par exemple Babeau (1973), pp. 401-402, note 1).

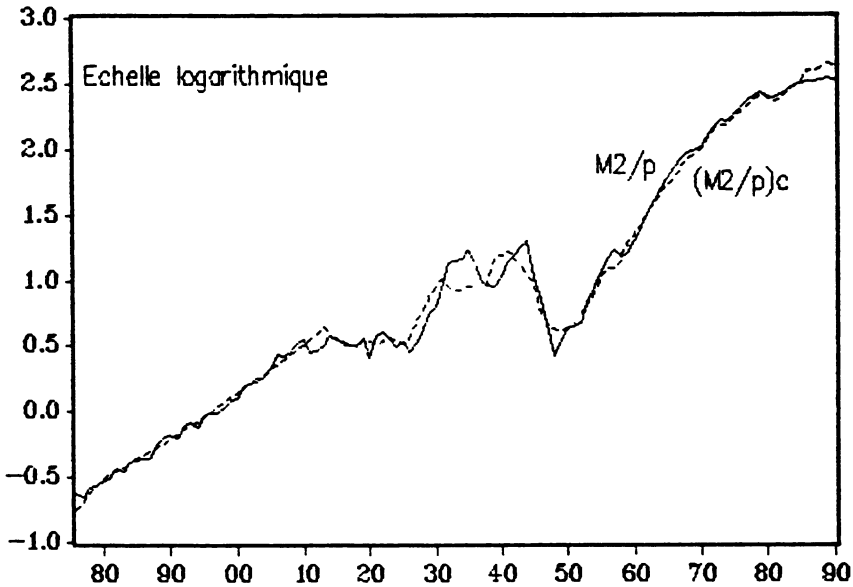
14.  $M_3 = M_2 + \text{dépôts à terme et bons} + \text{titres des OPCVM court terme}$ .

15. Les travaux de Friedman et Schwartz reposent sur le  $M_2$  US (espèces + dépôts à vue + dépôts à terme), un agrégat comparable au  $M_3$  français.



**Graphique 1 : France 1876-1990**

Encaisse réelle : valeurs observées  $(M2/p)$  et calculées  $((M2/p)_c)$



## II Tests de stabilité de la spécification utilisée

La stabilité d'une fonction implique que la variable endogène dépende toujours des mêmes variables de façon statistiquement significative, les paramètres estimés restant constants ou variant dans un intervalle compatible avec une marge d'erreur acceptable.

Afin de faciliter l'étude de la stabilité des équations (A) et (C), nous avons transféré toutes les variables muettes dans le membre de gauche de chacune d'elles, de sorte que les variables endogènes deviennent :

$$\ln(Mi/p)^* = \ln(Mi/p) + \rho^* T + \lambda_1^* D_{1418} - \lambda_2^* D_{3945} \quad (i = 1, 2)$$

où  $\rho^*$ ,  $\lambda_1^*$  et  $\lambda_2^*$  sont les coefficients estimés des variables  $T$ ,  $D_{1418}$  et  $D_{3945}$ . Dès lors, les relations à soumettre aux tests statistiques s'écrivent :

$$\ln(Mi/p)_i^* = a_1 \ln y_{pt} + a_2 \ln j_t + a_3 + \varepsilon_t \quad (i = 1, 2)$$

avec  $a_1 > 0$  et  $a_2 < 0$ .

Une manière simple de tester la stabilité d'une telle spécification est de subdiviser la période examinée en deux sous-périodes et de comparer les paramètres estimés sur ces deux intervalles de temps.

S'il existe actuellement une controverse sur la date à laquelle la crise d'octobre 1929 a gagné la France (Zylberberg (1992)), on sait en revanche que les

COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

**Tableau 3 : stabilité de l'équation fondée sur l'agrégat M1**

Périodes	Ajust	M1			<i>f</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>	<i>SEE</i> en %	<i>DW</i>
		Coefficients estimés						
		$\ln y_p$	$\ln j$	cste				
1876-1990	(E)	0.793 (36.30)	-0.226 (-5.89)	-2.898 (-44.5)	-	0.972	9.04	0.69
1876-1933	(F)	0.779 (10.23)	-0.156 (-3.01)	-2.945 (-9.47)	4.797	0.689	7.78	0.70
1934-1990	(G)	0.804 (27.64)	-0.329 (-5.93)	-2.734 (-27.5)		0.967	9.38	0.83
1876-1938	(H)	0.859 (12.50)	-0.173 (-3.19)	-3.290 (-12.0)	4.073	0.773	8.15	0.67
1939-1990	(I)	0.809 (27.51)	-0.324 (-5.88)	-2.778 (-26.7)		0.969	9.30	0.64

**Tableau 4 : stabilité de l'équation fondée sur l'agrégat M2**

Périodes	Ajust	M2			<i>f</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>	<i>SEE</i> en %	<i>DW</i>
		Coefficients estimés						
		$\ln y_p$	$\ln j$	cste				
1876-1990	(J)	1.046 (52.31)	-0.299 (-8.29)	-3.796 (-64.5)	-	0.986	8.66	0.67
1876-1933	(K)	0.967 (15.19)	-0.271 (-5.82)	-3.486 (-13.3)	2.061	0.811	7.57	0.81
1934-1990	(L)	1.041 (35.92)	-0.337 (-6.08)	-3.674 (-37.0)		0.982	9.42	0.63
1876-1938	(M)	1.107 (17.40)	-0.282 (-5.19)	-4.097 (-16.1)	0.937	0.851	8.87	0.62
1939-1990	(N)	1.054 (39.98)	-0.334 (-6.74)	-3.771 (-40.4)		0.986	8.40	0.61

capitaux ont afflué en France jusqu'en septembre 1933, date à partir de laquelle on a observé un renversement brutal du flux des capitaux lié notamment à la reprise de l'activité dans les pays anglo-saxons (Plessis (1991)). Cette situation nous a conduit à effectuer une première subdivision en distinguant les années 1876-1933 des années 1934-1990. De même, la chute spectaculaire de l'encaisse réelle observée pendant la 2<sup>e</sup> Guerre mondiale (voir graphique 1) nous a amené à séparer l'avant-guerre (1877-1938) de la période 1939-1990.

Les coefficients du revenu permanent, d'une part, et ceux du taux d'intérêt, d'autre part, issus des ajustements (K) et (L) du tableau 4, ne sont pas significativement différents les uns des autres. Il en va de même des paramètres des équations (M) et (N). Cela suggère une *stabilité temporelle du modèle fondé sur M2*. S'agissant de la spécification attachée à M1, les résultats relatifs au taux d'intérêt (voir tableau 3), impliquent son *instabilité* : dans les deux cas, le coefficient figurant dans la seconde sous-période est environ le double de celui qui est obtenu dans la première sous-période.

Afin de vérifier ces premières observations, nous avons effectué trois autres tests : la simulation statique, le test de Chow et le test de la somme des résidus récurrents ou test CUSUM.

## II.1 Simulation statique

La simulation statique consiste à générer sur une période dite de simulation les valeurs d'une grandeur à partir d'un modèle estimé antérieurement. Et on ne conclut à la stabilité que lorsque les valeurs observées et simulées de cette grandeur sont plus proches les unes des autres.

Les graphiques 2 et 3 retracent pour chaque agrégat l'évolution des valeurs observées et calculées de l'encaisse réelle ( $M_i/p$ ) de 1939 à 1990. Les valeurs calculées de  $M_i/p$  ( $i = 1, 2$ ) sont déterminées à partir des paramètres des équations (H) et (M) estimés sur la période 1876-1938. Il en ressort que *les modèles fondés sur M1 et M2 surestiment systématiquement les valeurs observées à compter de 1969*<sup>16</sup> et renvoient au phénomène de "monnaie manquante" mis en évidence par Goldfeld (1976) aux Etats-Unis. *Il semble donc qu'en matière de détention d'encaisses, les français aient modifié leur comportement au lendemain des événements sociaux de 1968*. Selon ces graphiques, d'autres modifications se seraient produites en 1974, en 1980 et en 1985. Tandis que les deux premières dates évoquent les deux derniers chocs pétroliers, l'année 1985 est principalement marquée par les innovations financières. Celles-ci ont commencé en France en 1981-1982 avec l'essor des SICAV et FCP (fonds communs de placements) de court terme. Elles se sont accélérées en 1985 avec la création des certificats de dépôts négociables, des billets de trésorerie et des bons du Trésor négociables. Ces innovations, qui remettent en cause la frontière entre les actifs monétaires et les actifs non monétaires, ont ralenti la croissance de M1 et M2.

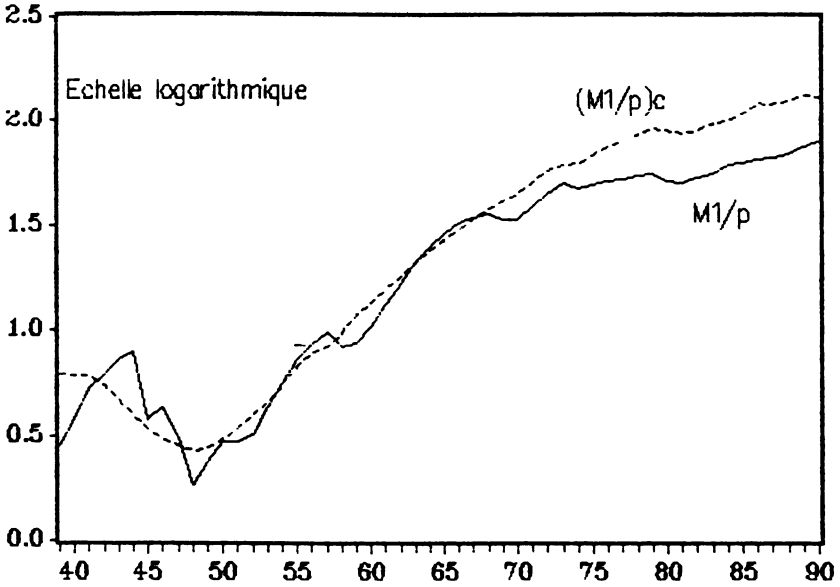
---

16. Pour M2 par exemple, la surestimation de l'encaisse réelle ( $M2/p$ ) est en moyenne de 14.59% l'an.

COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

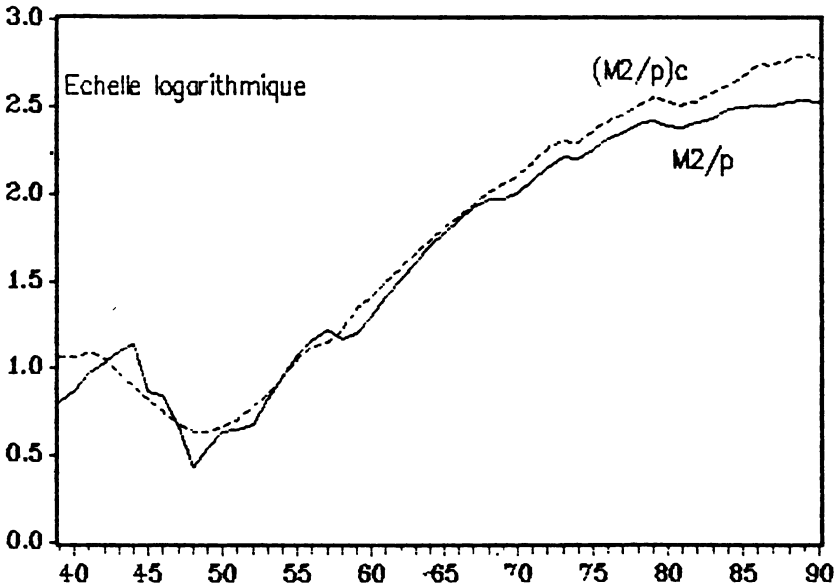
**Graphique 2 : France 1939-1990**

Encaisse réelle : valeurs observées ( $M1/p$ ) et calculées ( $(M1/p)_c$ )



**Graphique 3 : France 1939-1990**

Encaisse réelle : valeurs observées ( $M2/p$ ) et calculées ( $(M2/p)_c$ )



## II.2 Test de Chow

Ce test repose sur la statistique

$$f = \frac{SCRo - SCRa}{SCRa} \frac{dla}{dlo - dla}$$

où  $SCRo$  = somme des carrés des résidus dans l'hypothèse nulle ( $H_0$  : stabilité des paramètres),  $SCRa$  = somme des carrés des résidus dans l'hypothèse alternative ( $H_a$  : instabilité des paramètres),  $dlo$  et  $dla$  étant respectivement les degrés de liberté dans l'hypothèse nulle et dans l'hypothèse alternative. Cette grandeur suit une loi de Fisher,  $F_{dlo-dla, dla, \varphi}$ , où  $\varphi$  désigne le seuil de signification. On rejette  $H_0$  si  $f$  est supérieur à  $F_{dlo-dla; dla; \varphi}$ , une valeur préalablement choisie dans la table de Fisher-Snédecor. En l'occurrence,  $F_{3,109,5\%} = 2.69$  et  $F_{3,109,1\%} = 3.97^{17}$ .

Lorsque l'on considère le tableau 3, les valeurs de  $f$  correspondant aux deux subdivisions indiquent l'instabilité du modèle fondé sur M1 aux seuils de 1% et 5%. En revanche, celles qui figurent dans le tableau 4 conduisent à accepter l'hypothèse d'invariance des paramètres de la spécification axée sur M2 aux seuils de 1% et 5%.

## II.3 Test CUSUM

Le test de la somme des résidus récurrents se fonde sur la statistique

$$W_t = \sum_{i=k}^{i=t} w_i / s$$

où  $w$  = résidu récurrent;  $s$  = estimateur de la variance des résidus récurrents;  $k$  = nombre de variables explicatives et  $\Theta$  = la taille de l'échantillon. Cette statistique a pour loi asymptotique  $N(0, t - k + 1)$  pour  $t \geq k$ . Le test CUSUM consiste à calculer  $W_t$  pour  $k \leq t \leq \Theta$ , la région critique étant

$$R = \{ \exists t, k \leq t \leq \Theta, |W_t| > \delta(\Theta - k + 1)^{1/2} + 2\delta(t - k + 1)(\Theta - k + 1)^{-1/2} \}$$

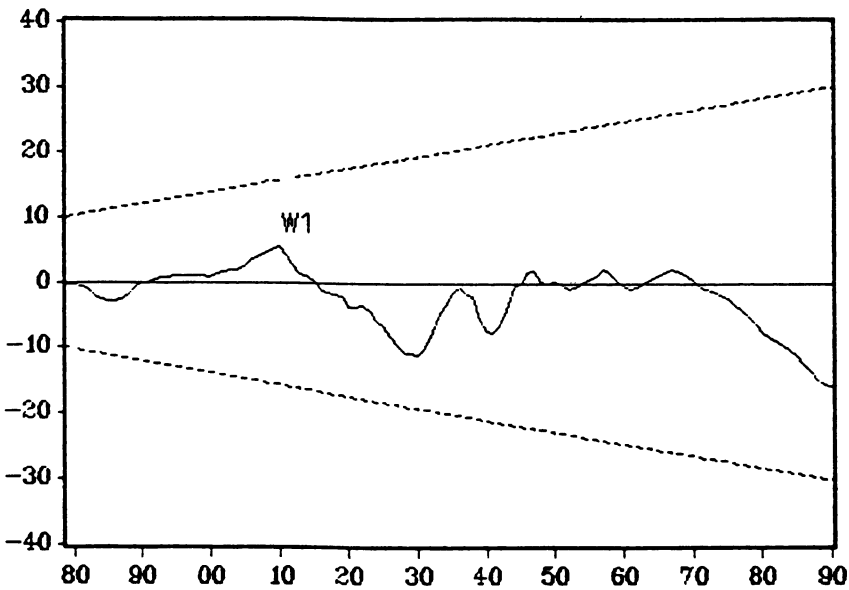
avec  $\delta = 0.948$  pour un seuil de 5% et  $\delta = 1.143$  pour un seuil de 1%. Ce qui conduit à accepter l'hypothèse de stabilité des paramètres si, pour  $k \leq t \leq \Theta$ , les points du plan  $(t, W_t)$  restent entre les droites passant par les points  $\{k - 1, \pm\delta(\Theta - k + 1)^{1/2}\}$  et  $\{\Theta, \pm 3\delta(\Theta - k + 1)^{1/2}\}$ .

Nous avons calculé deux statistiques,  $W_1$  et  $W_2$ , correspondant aux sommes des résidus récurrents issues respectivement des ajustements (E) et (J). Les graphiques 4 et 5 retracent l'évolution de  $W_1$  et  $W_2$  à l'intérieur d'un cône représentant un intervalle de confiance de 95%. Ces graphiques n'indiquent guère de changement des paramètres, en ce sens que les courbes de  $W_1$  et  $W_2$  ne franchissent pas le cône.

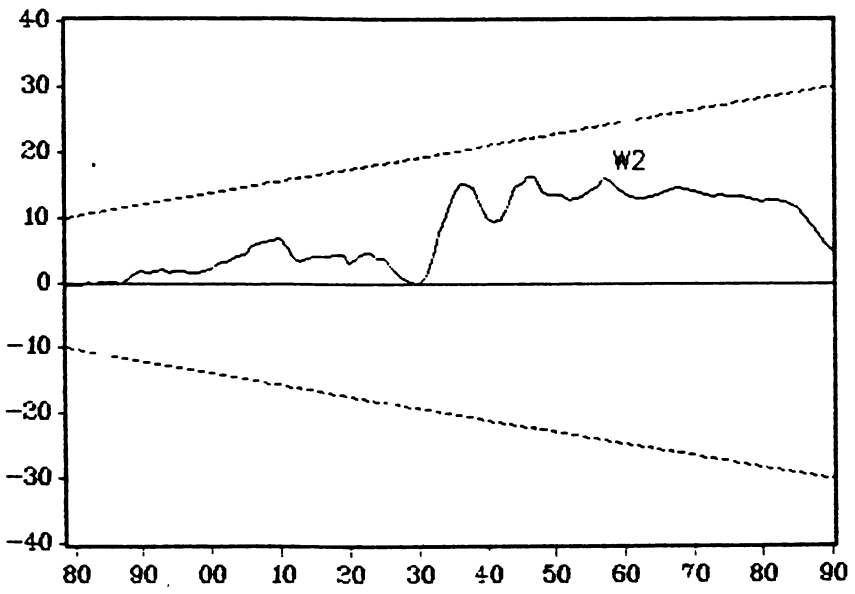
---

17. Valeurs obtenues par interpolation linéaire

**Graphique 4 : France 1879-1990**  
Somme des résidus récurrents ( $W_1$ )



**Graphique 5 : France 1879-1990**  
Somme des résidus récurrents ( $W_2$ )



En résumé, les quatre tests effectués ici (comparaison des paramètres estimés sur deux sous-périodes appartenant à la période étudiée, simulation statique, test de Chow et test CUSUM) ne s'accordent ni sur la stabilité de la spécification fondée sur M1 ni sur celle de la spécification fondée sur M2. *Un doute subsiste donc quant à l'invariance du modèle de demande de monnaie retenu de 1876 à 1990.*

### Conclusion

Deux enseignements semblent se dégager de l'analyse de la demande de monnaie sur longue période (1876-1990) en France.

D'une part, l'élasticité-revenu de l'encaisse désirée en termes réels ne diffère pas significativement de l'unité. Plus précisément, les résultats obtenus sur la base de l'agrégat monétaire M2 corroborent l'hypothèse de Latané (1954). Ils concordent ainsi avec ceux qu'obtiennent Bethenod (1985 a) sur les États-Unis et Hendry et Ericsson (1991) sur le Royaume-Uni.

Le fait que l'élasticité-revenu de long terme soit unitaire sur longue période n'exclut pas la possibilité qu'elle s'écarte de l'unité sur des périodes courtes<sup>18</sup>. La vérification de cette hypothèse requiert la construction d'un modèle à espaces d'état.

D'autre part, les tests statistiques réalisés ne s'accordent pas sur l'invariance du modèle retenu. Quel que soit l'agrégat monétaire considéré (M1 ou M2), la simulation statique conduit toujours à rejeter l'hypothèse de stabilité tandis qu'au contraire le test CUSUM tend à l'accepter systématiquement. La comparaison des paramètres estimés sur deux sous-périodes appartenant à la période examinée et le test de Chow sont plus nuancés dans leur conclusion : ils rejettent conjointement l'hypothèse de stabilité pour la masse monétaire M1 et l'acceptent pour la masse monétaire M2.

Il s'ensuit que les tests réalisés paraissent plus favorables à la stabilité de la spécification fondée sur l'agrégat M2 que sur celle de la spécification axée sur l'agrégat M1.

---

18. D'ailleurs, dans les principaux travaux portant sur la France et couvrant des périodes relativement courtes (Frochen et Roubine (1979), Frochen et Voisin (1986), Bethenod et Prat (1988), Bordes et Strauss-Kahn (1989), Boughton (1991)), l'élasticité-revenu de long terme se situe dans la fourchette [0.43 – 1.96].

ANNEXE 1

Quelques résultats obtenus avec l'agrégat M3  
de 1919 à 1990

M3 = M2 + dépôts à terme et bons + titres du marché monétaire  
+ titres des OPCVM à court terme<sup>19</sup>.

Tableau 5 : France, 1919-1990.

Ajus.	Coefficients estimés			$R^2$	SEE en %	DW
	$\ln y_p$	$\ln j$	cste			
(a)	1.229 (50.88)	-0.436 (-8.99)	-4.393 (-51.8)	0.986	9.82	0.69
(b)	1.000	-0.077 (-1.69)	-3.834 (-41.8)	0.039	14.80	0.29

Avec  $\beta = 0.12$  ;  $\ln y_p(1) = 3.8729$  ;  $g(1) = 0.0467$ <sup>20</sup>.

Ces résultats conduisent à rejeter l'hypothèse d'élasticité-revenu unitaire : non seulement le coefficient du revenu permanent est significativement différent de l'unité, mais aussi le fait de le contraindre égal à 1 affecte les autres coefficients et la qualité de l'ajustement.

ANNEXE 2

Constituants de la masse monétaire

Les séries d'actifs monétaires que nous avons établies sont en milliards de francs et en moyennes annuelles. Les sources utilisées sont de deux types : en ce qui concerne la période antérieure à 1945, période d'inexistence de statistiques "officielles", nous nous sommes basés sur les évaluations réalisées par un certain nombre d'auteurs ; à compter de 1945, nous avons eu recours aux données du CNC (Conseil National du Crédit) et de la Banque de France.

19. S'il n'y a pas, à notre connaissance, de données fiables sur les dépôts à terme de 1876 à 1917, il n'est pas raisonnable de fonder leur extrapolation sur l'indice des valeurs mobilières à revenu variable comme nous l'avons fait dans Ngakegni ((1991), (1994)) (pour plus de détails, voir l'annexe 2).

20. Afin de réduire l'influence du choix arbitraire des valeurs initiales au début de la période d'ajustement (1919), nous avons calculé le revenu permanent sur l'intervalle de temps 1876-1990.



## I Résumé des principaux travaux antérieurs

**I.1 La monnaie métallique** (les pièces d'or et d'argent<sup>21</sup>), en données annuelles, a fait l'objet de plusieurs estimations : Denuc (1932), Mignet (1952), Saint-Marc (1983), Jeanneney et Barbier-Jeanneney (1985).

Denuc propose deux séries couvrant la période 1830-1913 : l'une est fondée sur les enquêtes et les mouvements des métaux précieux recensés par les douanes, l'autre repose sur les frappes et les refontes des pièces d'or et d'argent. Ces séries ont l'avantage de ne pas contenir l'encaisse de la Banque de France. Cependant, nul ne sait si elles sont en fin d'année ou en moyennes annuelles.

La série de Mignet (1900-1950), qui est en fin d'année, se base sur les montants des frappes annuelles de l'Administration des Monnaies et Médailles et ceux des retraits effectués en application des décrets ou arrêtés. Elle a l'inconvénient de comprendre les avoirs de la Banque de France et de supposer le retrait de toutes les pièces d'or dès 1914, ainsi que le maintien de tous les écus d'argent de 5 F jusqu'en 1928, deux hypothèses irréalistes. La série de Mignet a été reprise par Saint-Etienne (1983).

La chronique de Saint-Marc (1807-1969), est une moyenne arithmétique des séries de Denuc de 1870 à 1913. Sur l'intervalle de temps 1919-1938, l'auteur retropole la série du CNC à partir de celle de Mignet, la période de chevauchement étant 1944-1950. Elle contient cependant l'encaisse de la Banque de France et est faite de 1919 à 1938 des données en fin d'année.

La série de Jeanneney et Barbier-Jeanneney (1817-1929) est dépourvue de l'encaisse de la Banque de France de 1870 à 1913. S'agissant des années 1914-1916, les auteurs considèrent que la disparition des pièces d'or et d'argent est "progressive mais rapide", de sorte que le montant des pièces en circulation de 1914 équivaut à 90% du montant de 1913, celui de 1915 à 54% et le montant de 1916 à 27%. Ils pensent en outre qu'il ne circulait pratiquement plus de pièces d'or et fort peu d'argent en 1917. Cette série a l'avantage d'être en fin d'année et de ne pas comprendre l'encaisse de la Banque de France.

**I.2 En ce qui concerne la monnaie fiduciaire**, nous distinguons les évaluations de Mignet (1952), de Saint-Marc (1983), de Jeanneney et Barbier-Jeanneney (1985) et de Patat et Lutfalla (1986).

La série annuelle de Mignet (1900-1950) provient de la Banque de France (chiffres de la dernière situation hebdomadaire de l'année). Mais on ne sait pas si elle contient ou ne contient pas les liquidités des banques commerciales.

La chronique de Saint-Marc (1807-1969), qui est essentiellement en moyennes annuelles, a pour sources les Annuaires statistiques de l'INSEE. Elle est pourvue des avoirs des banques commerciales.

La série de Jeanneney et Barbier-Jeanneney (1817-1919) vient de l'Annuaire statistique de l'INSEE (1966). Elle est en moyennes annuelles et comprend l'encaisse des banques commerciales.

La série mensuelle de Patat et Lutfalla (1910-1945) a été établie à partir des situations hebdomadaires de la Banque de France. Cependant, elle englobe également l'encaisse des banques commerciales et n'est pas en fin mais en début du mois.

---

21. Les pièces de bronze sont négligées car les monnaies d'appoint représentaient un faible pourcentage (environ 2% de la monnaie métallique) jusqu'en 1940 (Saint-Marc (1983)).

## COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

**I.3** Sur la période étudiée, il existe principalement cinq séries des **dépôts à vue** (monnaie scripturale) : la série de Mignet (1952), celle de Meltzer (1959), celle de Saint-Marc (1983), celle de Saint-Etienne (1983) et la série de Patat et Lutfalla (1986).

La chronique de Mignet (1900-1950) est constituée des dépôts à la Banque de France, aux CCP (centres de chèques postaux) et dans les banques commerciales (banques inscrites, Crédit Agricole et banques populaires). Les dépôts dans les banques sont supposés égaux au double des dépôts dans les quatre plus grandes banques (le Comptoir National d'Escompte, le Crédit Lyonnais, la Société Générale et le Crédit Industriel et Commercial). Cette série, qui est en fin d'année, a l'inconvénient de contenir les avoirs des banques et du Trésor.

La série trimestrielle de Meltzer (1938-1954) est formée des dépôts du public à la Banque de France, aux CCP, au Trésor et dans les banques commerciales. L'auteur suppose que, de 1938 à 1942, les dépôts dans les banques sont le double des dépôts dans les quatre plus grandes banques, ce coefficient de raccordement étant calculé sur la période 1943-1945. Cette chronique, dont nul ne sait si elle est en moyennes trimestrielles ou en fin de trimestre, a l'avantage d'être dépourvue des avoirs des banques commerciales.

La série en fin d'année de Saint-Marc (1807-1969) est constituée des dépôts à la Banque de France, aux CCP et dans les banques commerciales. Les dépôts dans les banques sont obtenus à partir des dépôts dans les quatre plus grandes banques (1875-1899), de la série de Mignet (1900-1950) et de la série du CNC (Conseil National du Crédit) (1944-1969). Cette chronique, qui comprend les liquidités des banques, néglige les dépôts du public au Trésor.

La série annuelle de Saint-Etienne (1913-1938) est formée des dépôts dans les banques commerciales. Ces dépôts sont estimés à partir de deux types d'éléments :

- les dépôts à vue et à terme dans seize banques<sup>22</sup> et
- les ratios dépôts à vue dans huit banques/total des dépôts (à vue et à terme) dans huit banques<sup>23</sup>.

Cette série, qui est en fin d'année, a l'avantage d'être dépourvue de l'encaisse des banques commerciales.

La chronique en début de mois de Patat et Lutfalla (1910-1945) se limite également aux dépôts dans les banques commerciales. Le principal avantage de cette série est que sa construction repose sur "la recherche d'un profil d'évolution du coefficient d'extrapolation" des dépôts dans les banques. Elle contient cependant les avoirs de ces dernières.

**I.4** On distingue principalement trois séries des **dépôts dans les caisses d'épargne** (Nationale et ordinaires) : la série de Meltzer (1959), celle de l'INSEE (1966) et la série de Jeanneney et Barbier-Jeanneney (1985).

La chronique en données trimestrielles de Meltzer (1938-1954) vient des Bulletins de la statistique générale de la France. Nul ne sait si elle comprend les intérêts capitalisés ni si elle est en fin de trimestre ou en moyennes trimestrielles.

---

22. Les quatre plus grandes, la Banque Nationale pour le Commerce et l'Industrie, le Crédit Commercial de France, la Banque de Paris et des Pays-Bas, la Banque de l'Union Parisienne, le Crédit du Nord, la Société Nancienne, le Crédit Industriel d'Alsace-Lorraine, la Société Générale Alsacienne des Banques, la Société Lyonnaise des Dépôts, la Société Marseillaise de Crédit, la Banque Dupont et l'Union des Mines.

23. Les quatre plus grandes, la Banque Nationale pour le Commerce et l'Industrie, le Crédit Commercial de France, la Banque de Paris et des Pays-Bas et la Banque de l'Union Parisienne. Les dépôts dans ces 8 banques représentent 75% de l'ensemble, ceux des 16 en représentent 86%.

## COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

La série en fin d'année de l'INSEE (1835-1965) prend en compte les intérêts capitalisés. Elle a l'inconvénient de contenir les dépôts enregistrés en dehors du territoire français. Cette série a été reprise par Saint-Marc (1983).

La série trimestrielle de Jeanneney et Barbier-Jeanneney (1919-1949) est en fin de trimestre (de 1919 à 1930 et de 1940 à 1945) et en moyennes trimestrielles (1931 à 1939 et 1946 à 1949). Elle ne comprend pas les intérêts capitalisés de 1931 à 1939.

**I.5 Les dépôts à terme dans les banques commerciales** ont fait l'objet d'une estimation de la part de Meltzer (1959), de Saint-Etienne (1983) et de Jeanneney et Barbier-Jeanneney (1985).

Ce sont les dépôts à terme au Crédit Agricole et dans les banques populaires qui servent de point d'ancrage à l'évaluation de la série trimestrielle de Meltzer (1938-1954) de 1938 à 1944 car ils représentaient 40% des dépôts à terme dans les banques commerciales en 1945.

La chronique en fin d'année de Saint-Etienne (1913-1938) a été établie à partir des mêmes éléments que sa série des dépôts à vue.

La série en moyennes trimestrielles de Jeanneney et Barbier-Jeanneney (1919-1949) ne concerne que les dépôts dans les quatre plus grandes banques (Comptoir National d'Escompte, Société Générale, Crédit Lyonnais, Crédit Industriel et Commercial et, à partir de 1946, la Banque Nationale pour le Commerce et l'Industrie).

## II Estimation des données numériques

Il ressort de la section I de cette annexe que les constituants de la masse monétaire ont fait l'objet d'une estimation soit de la part d'un auteur soit de la part d'un groupe d'auteurs. Ces estimations sont hétérogènes et portent sur les intervalles de temps variés.

C'est ainsi que dans Ngakegni ((1991) et (1994)), nous avons essayé de proposer des chroniques d'agrégats monétaires respectant de 1876 à 1990 les contours des agrégats existants. On y trouve les séries des pièces en circulation, des billets en circulation, des dépôts à vue, des comptes sur livrets, des dépôts à terme et bons, des bons du Trésor sur formules, des titres du marché monétaire et des titres des OPCVM court terme. Dans cette annexe, nous tenterons d'estimer de façon plus satisfaisante les chroniques des dépôts à vue, des comptes sur livrets, des dépôts à terme et des titres du marché monétaire sur lesquelles nous avons reçu quelques remarques.

La constitution d'une série se fait par étapes successives. La démarche utilisée consiste à raccorder les séries anciennes aux séries actuelles.

### II.1 Les dépôts à vue, en moyennes annuelles (série DV)

Il s'agit de l'ensemble des avoirs des agents non financiers (ménages, sociétés et autres agents non financiers) dans les établissements de crédit, aux CCP et au Trésor.

La méthode d'extrapolation de la série DV présentée dans nos études antérieures a été à juste titre jugée lacunaire sur la période 1876-1938, en ce sens qu'elle ne prenait pas en compte les données relatives aux dépôts à la Banque de France et aux CCP. Aussi avons-nous procédé à sa réestimation.

- De 1939 à 1990, la série DV provient de Ngakegni (1994) (tableau 1, pp. 265-266).

- Sur l'intervalle de temps allant de 1876 à 1938, il importe de distinguer les dépôts des particuliers à la Banque de France, des dépôts des particuliers aux CCP et des dépôts du public dans les banques commerciales (banques inscrites, Crédit Agricole et banques populaires).

La série des dépôts à la Banque de France (1876-1938), qui est en moyennes annuelles, a pour sources la Statistique Générale de la France (1941) (pp. 112\*-113\*) et Saint-Marc (1983) (pp.32-34).

## COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

Les données sur les dépôts des particuliers aux CCP (1918-1938), qui sont en fin d'année, proviennent de l'INSEE (1959)<sup>24</sup>.

S'agissant des dépôts dans les banques commerciales (en fin d'année), dissociés deux sous-périodes :

– de 1913 à 1938, nous avons retenu la série de Saint-Etienne (1983) (p. 368) parce que son évaluation est fondée sur les dépôts, non pas dans les quatre principales banques comme chez beaucoup d'auteurs, mais dans les seize banques mentionnées ci-dessus. Cette chronique est cependant dépourvue de valeurs entre 1913 et 1918. Nous les avons interpolées à partir des dépôts de Patat et Lutfalla (1986) (chiffres de décembre de chaque année, pp. 248-258) (série DVPLFA).

$$\ln DVSEFA = 0.910 \ln DVPLFA - 0.215 \quad R^2 = 0.974^{25}$$

(26.61)                      (-7.76)

avec DVSEFA = dépôts à vue de Saint-Etienne.

– de 1875 à 1912, c'est la série des dépôts dans les quatre plus grandes banques (Saint-Marc (1983), pp. 29-30) qui sert de point d'ancrage à l'évaluation des dépôts dans les banques. Le coefficient d'extrapolation de ces dépôts, qui est déterminé sur une période de chevauchement réduite à 1913, est 1.6287.

De 1875 à 1938, nous avons au total deux chroniques en fin d'année (dépôts aux CCP et dans les banques commerciales) et une chronique en moyennes annuelles (dépôts à la Banque de France). En additionnant les séries en fin d'année, nous obtenons la chronique des dépôts du public aux CCP et dans les banques. Après l'avoir transformée en moyennes annuelles<sup>26</sup>, nous l'avons adjointe à la série des dépôts à la Banque de France pour former la chronique des dépôts à vue des agents non financiers résidents et non-résidents dans l'Institut d'émission, aux CCP et dans les banques commerciales en moyennes annuelles (série DV).

### II.2 Les comptes d'épargne-logement en moyennes annuelles (série CEL)

Les comptes d'épargne-logement étaient absents de la série des comptes sur livrets présentée dans Ngakegni ((1991) et (1994)) en raison notamment des difficultés qu'il y avait à dissocier les comptes des plans d'épargne-logement sur la période antérieure à 1977. Grâce au concours de la Direction des Etudes et Statistiques Monétaires (DESM) et du Service d'Analyse des Statistiques Monétaires (SASM) de la Banque de France, nous avons établi dans un premier temps une chronique en fin d'année des comptes d'épargne-logement en francs détenus par les ANF résidents et non-résidents couvrant les années 1965-1990<sup>27</sup>. La série ainsi obtenue a été ensuite transformée en moyennes annuelles (série CEL).

---

24. p. 33\*. Ces dépôts, qui ont été institués en 1918, comprennent, de 1918 à 1919, les avoirs des comptables publics que nous n'avons pas réussi à extraire.

25. Relation observée sur la période 1918-1938 au cours de laquelle DVSEFA et DVPLFA se chevauchent.

26. On passe des données en fin d'année (DFA) aux données en moyenne annuelle (DMA) au moyen de la formule  $DMA_t = (DFA_t \cdot DFA_{t-1})^{1/2}$ .

27. S'agissant des sources, il est utile de distinguer les résidents des non-résidents :

– les données concernant les agents résidents viennent de 1965 à 1969 du CNC (1972), p. 178 ; de 1970 à 1980 de la Banque de France (1985), p. 38 ; de 1981 à 1990 de la Banque de France ((1990-1991) et (1991)).

– les chiffres des non-résidents proviennent de 1977 à 1983 de la Banque de France (1985), p. 149 ; de 1984 à 1990 de M. Thomas du SASM de la Banque de France.

### II.3 Les dépôts à terme et bons en moyennes annuelles (série DTB)

DTB est la transformation de DTBFA, la chronique des dépôts à terme et bons (de caisse et d'épargne) en fin d'année. Faute de données numériques fiables sur ces actifs de 1875 à 1917, dans Ngakegni ((1991) et (1994)), nous avons rétropolé la série DTBFA à partir de l'indice des cours des valeurs mobilières à revenu variable. Dès lors, nous avons introduit à tort une liaison à caractère explicatif entre ces deux variables. Il est sans doute plus simple de s'en tenir aux données disponibles. Cela a pour conséquence de réduire la période étudiée aux années 1918-1990.

- De 1969 à 1990, la série DTBFA provient de Ngakegni (1994).
- De 1918 à 1969, elle est la somme de deux chroniques : la série des dépôts à terme et bons de caisse (DTFA) et celle des bons d'épargne (BEFA).

#### II.3.1 La série DTFA

Elle est constituée des éléments suivants. Premièrement, les dépôts à terme et les bons de caisse en francs et en devises étrangères détenus par les ménages, les sociétés et les autres agents non financiers (hors OPCVM) résidents et non-résidents dans les établissements de crédit (sauf la Banque de France et la CDC). Deuxièmement, les dépôts à terme en francs des résidents au Trésor Public.

- Sur la période 1938-1969, nous avons eu recours aux observations du CNC<sup>28</sup> (série DTCFA). Les valeurs manquantes entre 1938 et 1944 ont été interpolées à partir de la série des dépôts à terme dans les banques commerciales de Meltzer (1959) (valeurs du dernier trimestre).

$$\ln DTCFA = 1.156 \ln DTM \quad R^2 = 0.984 \\ (34.76)$$

$$SEE = 13.2\%^{29}$$

où DTM = série de Meltzer.

En 1969, la nouvelle série des dépôts à terme et bons de caisse ainsi évaluée (DTCFA) se démarque de la nouvelle série (DTFA), plus exactement :

$$DTFA = 1.0766 DTCFA^{30}.$$

Nous avons utilisé ce coefficient pour rétropoler la série DTFA de 1938 à 1968.

- C'est la série des dépôts à terme de Saint-Etienne (DTSEFA) qui sert de point ancrage à l'évaluation de DTFA de 1918 à 1937. Le coefficient de raccordement, qui est calculé en 1938, s'élève à 3.007.

#### II.3.2 La série BEFA

Il s'agit des bons émis par la Caisse Nationale du Crédit Agricole (CNCA) et souscrits par les agents résidents. Nous reprenons ici la série présentée dans Ngakegni (1994).

---

28. Les valeurs de 1938 à 1944 viennent de l'INSEE (1966), tableau II, p. 515 ; de 1945 à 1952, CNC (1957), p. 170 ; de 1953 à 1962, CNC (1962), p. 114 ; de 1963 à 1969, CNC (1972), p. 134.

29. Relation observée de 1944 à 1954, période de chevauchement des deux variables.

30. Cette différence est liée au changement en 1970 du plan comptable prévalant dans les banques.

#### **II.4 Les titres du marché monétaire (titres de créances négociables) compris dans M3 – M2 (série TM)**

Il s'agit des bons des Sociétés Financières (SF) et Maisons de titres en francs souscrits par les ANF résidents, des bons des Institutions Financières Spécialisées (IFS) en francs souscrits par les ANF résidents, des certificats de dépôts en francs et en devises détenus par ANF (hors OPCVM) résidents et non-résidents et des billets de trésorerie en francs détenus par les résidents.

Les certificats de dépôts et les billets de trésorerie ont été institués en 1985. Avant cette date, les bons des SF étaient constitués des bons des Sociétés de Financement des Télécom, tandis que les bons des IFS furent formés des bons du Crédit Foncier de France. L'état actuel des statistiques ne permettant pas à la Banque de France d'isoler ces postes sur la période précédant 1978, il nous paraît plus raisonnable de limiter la série TM aux certificats de dépôts et aux billets de trésorerie. Les chiffres sur ces titres en fin d'année viennent de la Banque de France<sup>31</sup>.

#### **II.5 Les titres des OPCVM court terme (série TOANF)**

Ce sont les parts de SICAV de trésorerie et FCP (Fonds Communs de Placement) à court terme détenues par les ANF résidents<sup>32</sup>. Les données numériques en fin d'année relatives à ces titres, qui couvrent les années 1981-1990, ont été empruntées à la Banque de France (1994) (tableau 1.4.2.3, p. 118).

---

31. Du SASM, en ce qui concerne les résidents, et de la Banque de France (1991) (tableau 6), quant aux avoirs des non-résidents.

32. Ces titres sont également détenus par les non-résidents. Mais la Banque de France ne publie que ceux qui sont souscrits par les résidents.

COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

ANNEXE 3

Données statistiques

Tableau 1

Pièces en circulation (PC) ; billets en circulation (BC) ; dépôts à vue (DV) ; placements à vue (PV) ; dépôts à terme, bons et titres négociables (y compris titres à court terme des OPCVM), (DTBTN) ; bons du Trésor sur formules (BTF).

(moyennes annuelles, milliards de francs)

Année	PC	BC	DV	PV	DTBTN	BTF
1876	0 032	0.029	0 013	0 006		
1877	0.032	0.029	0 015	0 007		
1878	0.032	0.027	0.016	0 009		
1879	0.033	0.025	0 017	0.010		
1880	0 033	0.027	0.018	0.011		
1881	0 033	0.030	0.020	0.013		
1882	0.032	0 031	0 020	0 015		
1883	0 032	0 034	0 018	0.017		
1884	0.032	0 034	0 017	0.019		
1885	0.031	0.033	0 017	0.022		
1886	0 030	0.032	0.020	0.023		
1887	0 030	0.031	0 020	0.024		
1888	0.031	0.031	0 022	0.026		
1889	0 030	0.033	0.024	0.028		
1890	0 030	0.035	0 023	0.030		
1891	0 030	0.035	0 024	0.033		
1892	0.029	0 036	0 025	0.035		
1893	0 028	0.039	0.026	0.036		
1894	0.028	0 040	0.028	0.037		
1895	0.028	0.040	0.029	0.039		
1896	0.028	0.041	0.029	0.040		
1897	0 028	0 042	0.029	0.040		
1898	0.029	0.042	0.032	0.041		
1899	0.030	0.044	0 036	0.041		
1900	0.030	0 046	0.037	0.041		
1901	0 029	0.047	0.040	0.042		
1902	0.029	0.048	0.041	0.042		
1903	0.029	0.049	0.043	0.042		
1904	0.030	0.049	0.050	0.042		
1905	0.030	0.050	0 055	0.044		
1906	0.031	0.053	0.057	0.045		
1907	0.033	0.055	0.063	0.047		
1908	0.034	0.055	0.069	0.048		
1909	0.033	0.058	0.077	0.051		
1910	0.033	0.059	0.081	0.053		
1911	0.035	0.060	0.085	0.054		
1912	0.036	0.061	0.089	0.054		
1913	0.037	0.064	0.094	0.055		
1914	0.036	0.083	0.094	0.055		
1915	0 027	0.140	0.094	0.053		
1916	0.014	0.174	0.096	0.049		
1917	0.010	0.222	0.120	0.047		
1918	0.009	0.306	0.151	0.050		
1919	0.009	0.385	0.211	0.061	0.023	
1920	0.009	0.422	0.297	0.074	0.027	

COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

Tableau 1 (suite)

Année	PC	BC	DV	PV	DTBTN	BTF
1921	0.009	0.417	0.310	0.086	0.028	
1922	0.010	0.402	0.310	0.099	0.026	
1923	0.011	0.413	0.329	0.108	0.026	
1924	0.012	0.441	0.346	0.114	0.030	
1925	0.013	0.486	0.403	0.124	0.033	
1926	0.014	0.588	0.493	0.142	0.036	
1927	0.014	0.588	0.609	0.176	0.040	
1928	0.007	0.660	0.641	0.231	0.055	
1929	0.004	0.709	0.824	0.284	0.098	
1930	0.005	0.790	0.828	0.339	0.143	
1931	0.006	0.864	0.944	0.428	0.130	
1932	0.008	0.900	0.960	0.521	0.109	
1933	0.012	0.908	0.852	0.560	0.092	
1934	0.019	0.886	0.780	0.574	0.077	
1935	0.022	0.898	0.709	0.590	0.068	
1936	0.022	0.919	0.645	0.584	0.058	
1937	0.022	0.964	0.763	0.581	0.052	
1938	0.023	1.106	0.881	0.603	0.052	
1939	0.025	1.395	0.737	0.629	0.033	
1940	0.017	1.964	0.891	0.649	0.024	
1941	0.008	2.581	1.298	0.696	0.032	
1942	0.006	3.353	1.662	0.813	0.020	
1943	0.008	4.637	2.060	1.027	0.030	
1944	0.010	6.031	2.397	1.426	0.106	
1945	0.010	5.800	3.265	2.116	0.139	
1946	0.014	6.544	5.030	2.709	0.144	2.260
1947	0.028	8.265	6.619	2.899	0.164	2.175
1948	0.048	9.628	9.123	3.383	0.219	2.318
1949	0.068	11.445	12.436	4.252	0.356	2.622
1950	0.084	14.482	14.209	5.300	0.594	2.966
1951	0.122	17.423	16.072	6.319	0.850	3.551
1952	0.219	20.138	18.535	7.365	1.092	4.253
1953	0.281	22.305	21.072	8.962	1.418	5.015
1954	0.296	24.445	24.339	10.837	1.849	6.127
1955	0.422	27.167	27.948	13.149	2.284	7.517
1956	0.610	30.016	31.293	15.707	2.750	8.769
1957	0.700	32.126	34.851	17.740	3.787	9.840
1958	0.756	33.905	37.902	20.302	5.042	10.950
1959	0.761	35.060	42.725	24.030	6.150	13.055
1960	0.915	37.325	50.092	28.334	8.474	16.373
1961	1.188	42.049	58.165	32.744	11.515	19.923
1962	1.360	46.885	69.556	38.082	14.321	23.527
1963	1.599	51.883	82.845	44.467	16.031	26.421
1964	1.854	56.587	93.331	52.658	17.962	27.908
1965	2.025	60.770	102.362	61.779	21.550	28.300
1966	2.163	64.425	112.658	72.495	25.970	28.109



## COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

Tableau 1 (suite et fin)

Année	PC	BC	DV	PV	DTBTN	BTF
1967	2.272	67.381	120 775	88.114	34.380	28.034
1968	2.366	69.859	130.228	104.817	46.099	28.916
1969	2.465	70 419	137.837	118.663	58 283	30 361
1970	2.500	71.731	148.490	135 244	74.584	31.576
1971	2.784	74 146	171.569	156.774	94 531	32.909
1972	3 341	77.601	200.953	183.337	116.742	34.722
1973	3.747	82.959	230.087	212 893	141.500	36.117
1974	4.047	89.511	257 104	246.124	176 958	34.808
1975	4.583	97.518	297 978	299.145	213.270	33.394
1976	5.291	105.957	337 387	370 356	245.801	36.286
1977	6.305	112.433	373.063	437 407	284 872	41 063
1978	7.677	118.911	420 992	509 203	320.491	44 088
1979	9 019	126.418	475 658	585 656	368.445	46 416
1980	8 799	132.559	527.532	653 552	442 363	48.183
1981	8.385	143.156	601 177	733 883	496 664	47 650
1982	9.147	158.508	694 525	839 239	548 466	45.484
1983	9.887	172.540	781 552	943 232	631.590	42.774
1984	10.793	182.364	885 689	1075 333	723.396	39 875
1985	11.496	189.909	950 370	1149.460	796.407	37.332
1986	12.242	196.729	983 343	1190 369	873.355	35.391
1987	13.142	203.855	1027 493	1226.941	1009.581	34.399
1988	14.235	214.310	1078 578	1273.065	1237.301	34.050
1989	15.536	225.349	1156 577	1296 612	1485.061	32.936
1990	16.644	234 264	1236 224	1275 665	1847.724	31 138

COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

**Tableau 2** -  $M1 = PC + BC + DV$  ;  $M2 = M1 + PV$  ;  
 $M3 = M2 + DTBTN$  ;  $M3A = M3 + BTF$ .

(moyennes annuelles, milliards de francs)

Année	M1	M2	M3	M3A
1876	0.074	0.080		
1877	0.076	0.083		
1878	0.075	0.084		
1879	0.075	0.085		
1880	0.078	0.089		
1881	0.083	0.096		
1882	0.083	0.098		
1883	0.084	0.101		
1884	0.083	0.102		
1885	0.081	0.103		
1886	0.082	0.105		
1887	0.081	0.105		
1888	0.084	0.110		
1889	0.087	0.115		
1890	0.088	0.118		
1891	0.089	0.122		
1892	0.090	0.125		
1893	0.093	0.129		
1894	0.096	0.133		
1895	0.097	0.136		
1896	0.098	0.138		
1897	0.099	0.139		
1898	0.103	0.144		
1899	0.110	0.151		
1900	0.113	0.154		
1901	0.116	0.158		
1902	0.118	0.160		
1903	0.121	0.163		
1904	0.129	0.171		
1905	0.135	0.179		
1906	0.141	0.186		
1907	0.151	0.198		
1908	0.158	0.206		
1909	0.168	0.219		
1910	0.173	0.226		
1911	0.180	0.234		
1912	0.186	0.240		
1913	0.195	0.250		
1914	0.213	0.268		
1915	0.261	0.314		
1916	0.284	0.333		
1917	0.352	0.399		
1918	0.466	0.516		
1919	0.605	0.666	0.689	0.689
1920	0.728	0.802	0.829	0.829

COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

Tableau 2 (suite)

Année	M1	M2	M3	M3A
1921	0.736	0.822	0.850	0.850
1922	0.722	0.821	0.847	0.847
1923	0.753	0.861	0.887	0.887
1924	0.799	0.913	0.943	0.943
1925	0.902	1.026	1.059	1.059
1926	1.095	1.237	1.273	1.273
1927	1.211	1.387	1.427	1.427
1928	1.308	1.539	1.594	1.594
1929	1.537	1.821	1.919	1.919
1930	1.623	1.962	2.105	2.105
1931	1.814	2.242	2.372	2.372
1932	1.868	2.389	2.498	2.498
1933	1.772	2.332	2.424	2.424
1934	1.685	2.259	2.336	2.336
1935	1.629	2.219	2.287	2.287
1936	1.586	2.170	2.228	2.228
1937	1.749	2.330	2.382	2.382
1938	2.010	2.613	2.665	2.665
1939	2.157	2.786	2.819	2.819
1940	2.872	3.521	3.545	3.545
1941	3.887	4.583	4.615	4.615
1942	5.021	5.834	5.854	5.854
1943	6.705	7.732	7.762	7.762
1944	8.438	9.864	9.970	9.970
1945	9.075	11.191	11.330	11.330
1946	11.588	14.297	14.441	16.701
1947	14.912	17.811	17.975	20.150
1948	18.799	22.182	22.401	24.719
1949	23.949	28.201	28.557	31.179
1950	28.775	34.075	34.669	37.635
1951	33.617	39.936	40.786	44.337
1952	38.892	46.257	47.349	51.602
1953	43.658	52.620	54.038	59.053
1954	49.080	59.917	61.766	67.893
1955	55.537	68.686	70.970	78.487
1956	61.919	77.626	80.376	89.145
1957	67.677	85.417	89.204	99.044
1958	72.563	92.865	97.907	108.857
1959	78.546	102.575	108.725	121.780
1960	88.332	116.665	125.139	141.512
1961	101.402	134.146	145.661	165.584
1962	117.801	155.883	170.204	193.731
1963	136.327	180.794	196.825	223.246
1964	151.772	204.430	222.392	250.300
1965	165.157	226.936	248.486	276.786
1966	179.246	251.741	277.711	305.820

## COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

Tableau 2 (suite et fin)

Année	M1	M2	M3	M3A
1967	190.428	278.542	312.922	340.956
1968	202.453	307.270	353.369	382.285
1969	210.721	329.384	387.667	418.028
1970	222.721	357.965	432.549	464.125
1971	248.499	405.273	499.804	532.713
1972	281.895	465.232	581.974	616.696
1973	316.793	529.686	671.186	707.303
1974	350.662	596.786	773.744	808.552
1975	400.079	699.224	912.494	945.888
1976	448.635	818.991	1064.792	1101.078
1977	491.801	929.208	1214.080	1255.143
1978	547.580	1056.783	1377.274	1421.362
1979	611.095	1196.751	1565.196	1611.612
1980	668.890	1322.442	1764.805	1812.988
1981	752.718	1486.601	1983.265	2030.915
1982	862.180	1701.419	2249.885	2295.369
1983	963.979	1907.211	2538.801	2581.575
1984	1078.846	2154.179	2877.575	2917.450
1985	1151.775	2301.235	3097.642	3134.974
1986	1192.314	2382.683	3256.038	3291.429
1987	1244.490	2471.431	3481.012	3515.411
1988	1307.123	2580.188	3817.489	3851.539
1989	1397.462	2694.074	4179.135	4212.071
1990	1487.132	2762.797	4610.521	4641.659

BIBLIOGRAPHIE

- ARTUS P. et MORIN P. (1987) *Mécanismes économiques : analyse pour la politique économique*, Paris, Economica.
- BABEAU A. (1973) "Economies d'échelle dans les encaisses monétaires des ménages", *Revue Economique*.
- BANQUE DE FRANCE (1985) *Statistiques monétaires, séries rétrospectives, années 1969 à 1984*.
- BANQUE DE FRANCE (1990-1991) *Bulletin trimestriel de la Banque de France*, n° 77, décembre 1990-janvier 1991.
- BANQUE DE FRANCE (1991) *Bulletin trimestriel de la Banque de France*, n° 80, décembre.
- BANQUE DE FRANCE (1994) *Bulletin trimestriel de la Banque de France, supplément "statistiques"*, 1<sup>er</sup> trimestre.
- BETHENOD J.M. (1985 a) *L'élasticité de la demande d'encaisses relativement au revenu dans un modèle fondé sur le revenu permanent et le taux d'intérêt : Etats-Unis, 1897-1978*, Nanterre, Document de travail disponible au laboratoire de recherche MODEM de l'Université de Paris X-Nanterre, septembre.
- BETHENOD J.M. (1985 b) *Un modèle de demande de monnaie fondé sur l'association du revenu permanent et du taux d'intérêt : application à 10 pays couvrant 334 années*, Nanterre, Document de travail disponible au laboratoire de recherche MODEM de l'Université de Paris X-Nanterre, octobre.
- BETHENOD J.M. (1988) "La stabilité de la demande de monnaie en France, 1964-1985 : l'apport d'une reformulation du revenu permanent", *Revue d'économie politique*, n° 4.
- BETHENOD J.M. et PRAT G. (1988) "Reformulation de la demande de monnaie et dynamique monétaire, France, 1964-1983", *Economies et Sociétés*, n° 1.
- BOISSIEU (DE) C. (1986) "Les innovations financières en France", *Revue d'Economie Politique*, n° 5.
- BORDES C. et STRAUSS-KHAN M.O. (1989) "Cointégration et demande de monnaie en France", *Cahiers économiques et monétaires de la Banque de France*, n° 34.
- BORDO M.D. et JONUNG L. (1987) *The Long-run Behavior of the Velocity of Circulation, the International Evidence*, New York, Cambridge University Press.
- BOUGHTON J.M. (1991) "Long-Run Money Demand in Large Industrial Countries", *Staff Papers*, vol.38, n° 1, mars.
- CONSEIL NATIONAL DU CRÉDIT (CNC) (1957) *Annexes au 12ème rapport annuel du CNC*.

## COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

- CONSEIL NATIONAL DU CRÉDIT (CNC) (1962) *Annexes au 17ème rapport annuel du CNC.*
- CONSEIL NATIONAL DU CRÉDIT (CNC) (1972) *Annexes au 27ème rapport annuel du CNC.*
- DALOZ J.P. (1969) "La fonction de demande de monnaie en France de 1920 à 1968", *Revue économique.*
- DENUC J. (1932) "Essai sur la détermination de la circulation monétaire annuelle en France de 1830 à 1913", *Bulletin de la Statistique Générale de la France.*
- DUCOS P. et LECOINTE F. (1990) "Effets d'hystérésis sur le commerce extérieur américain", *Economie et Prévision*, n° 94/95, avril.
- FRIEDMAN M. (1956) "La théorie quantitative de la monnaie : une nouvelle présentation", in *Théorie monétaire*, 1971, Paris, Dunod.
- FRIEDMAN M. (1959) "La demande de monnaie : quelques résultats théoriques et empiriques", in *Théorie monétaire*, 1971, Paris, Dunod.
- FRIEDMAN M. et SCHWARTZ A.J. (1982) *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom : Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975*, Chicago, The University of Chicago Press.
- FROCHEN P. et ROUBINE S. (1979) "La demande de monnaie, quelques résultats économétriques", *Bulletin trimestriel de la Banque de France*, n° 31, juin.
- FROCHEN P. et VOISIN P. (1986) "Stabilité des équations de demande de monnaie : le cas de la France de 1970 à 1984", *Cahiers Economiques et Monétaires de la Banque de France*, n° 21.
- GOLDFELD S.M. (1976) "The Case of the Missing Money", *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 3.
- HENDRY D.F. et ERICSSON N.R. (1991) "An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna J. Schwartz", *The American Economic Review*, mars.
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ETUDES ECONOMIQUES (INSEE) (1959) *Annuaire statistique de la France.*
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ETUDES ECONOMIQUES (INSEE) (1966) *Annuaire statistique de la France : résumé retrospectif.*
- JEANNENEY J.M. et BARBIER-JEANNENEY E. (1985) *Les économies occidentales du 19<sup>e</sup> siècle à nos jours*, Presses de la Fondation Nationale des Sciences Politiques, volume 2.
- LACOUÉ-LABARTHE D. (1985) *Analyse monétaire*, Paris, Dunod.
- LAIDLER D. (1966) "The Rate of Interest and the Demand for Money : Some Empirical Evidence", *The Journal of Political Economy*, n° 6, décembre.

## COMPORTEMENT SÉCULAIRE DE LA DEMANDE DE MONNAIE

- LATANÉ H.A. (1954) "Les encaisses liquides et le taux d'intérêt : approche pragmatique", in *Théorie monétaire*, 1971, Paris, Dunod.
- MADDISON A. (1981) *Les phases du développement capitaliste*, Paris, Economica.
- MELTZER A.H. (1959) "The Behavior of the French Money Supply : 1938-54", *The Journal of Political Economy*, n° 3, juin.
- MELTZER A.H. (1963) "The Demand for Money : A Cross-Section Study of Business Firms", *Quarterly Journal of Economics*.
- MIGNET C. (1952) "Etude statistique des phénomènes monétaires", *Bulletin mensuel de la statistique de l'INSEE*, supplément juillet-septembre.
- NGAKEGNI A. (1991) "Agrégats monétaires sur longue période en France, 1876-1990", *Journal de la Société de Statistique de Paris*, n° 3.
- NGAKEGNI A. (1994) *La demande de monnaie sur longue période : France, 1876-1990*, thèse pour le doctorat, Université de Paris X-Nanterre, janvier.
- PATAT J.P. et LUTFALLA M. (1986) *Histoire Monétaire de la France au 20<sup>e</sup> siècle*, Paris, Economica.
- PLESSIS A. (1991) "Les banques, le crédit et l'économie", in *Entre l'Etat et le marché : l'économie française des années 1880 à nos jours*, Paris, Gallimard.
- SAINT-ETIENNE C. (1983) "L'offre et la demande de monnaie dans la France de l'entre-deux-guerres (1920-1939)", *Revue économique*.
- SAINT-MARC M. (1983) *Histoire monétaire de la France : 1800-1980*, Paris, P.U.F.
- STATISTIQUE GÉNÉRALE DE FRANCE (1941) *Annuaire statistique*.
- ZYLBERBERG M. (1992) "De la guerre à la dépression (1914-1939)", *Cahiers français*, n° 255, mars-avril.