

**Les déterminants
de l'évolution récente des crédits
en France et en Allemagne**

Élisabeth FONTENY

*Direction des Études et des Statistiques monétaires
Service des Analyses et Statistiques monétaires*

Claus GREIBER

Banque fédérale d'Allemagne

Débats économiques n° 3

Les *Débats économiques* reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France (www.banque-france.fr)

1| Rappels de littérature et présentation du modèle

1|1 Le contexte théorique

La plupart des articles récents traitant de l'activité de crédit, comme ceux de Bernanke et Gertler (1989, 1995), Bernanke, Gertler et Gilchrist (1996), ou bien encore Kiyotaki et Moore (1997), s'intéressent principalement à l'incidence des asymétries d'information sur l'offre de crédit. En particulier, l'analyse des différents aspects du canal du crédit a permis d'enrichir le débat quant aux mécanismes de transmission de la politique monétaire. Cependant les résultats empiriques de ces articles apparaissent contrastés. Tandis qu'un certain nombre d'études mettent en évidence l'existence d'un canal du crédit et le rôle significatif joué par l'offre bancaire, d'autres tendent à des conclusions opposées¹. De surcroît, les résultats les plus convaincants en matière d'effets d'offre se fondent sur des données microéconomiques. Les tentatives effectuées afin de transposer ces conclusions au niveau macroéconomique n'ont pas produit jusqu'à présent de résultats très robustes.

Dans ce contexte, il ne s'agit pas ici d'identifier les facteurs de rationnement de l'offre de crédit, mais plutôt de bâtir un modèle de référence, sous forme réduite, permettant d'analyser les évolutions observées du crédit. Des modèles empiriques de ce type sont présentés dans plusieurs articles, comme celui de Calza, Gärtner et Sousa (2001), ou bien de la Deutsche Bundesbank (2002). Dans ces études, le crédit dépend essentiellement de variables de coût (taux d'intérêt) et d'activité (PIB). Toutefois, ces modèles étant construits à partir de fonctions de demande de crédit, il convient de les utiliser avec précaution. En effet, les déterminants du crédit généralement introduits, comme le PIB ou les taux d'intérêt, peuvent aussi bien être utilisés dans des fonctions de demande que dans des équations d'offre, d'où des problèmes d'identification le plus souvent non pris en compte dans l'interprétation des résultats.

Par ailleurs, la variable endogène est le plus souvent mesurée par l'encours de crédits, alors que les conditions d'offre et de demande n'exercent leur influence que sur les contrats nouveaux de prêts. Or, une part importante de ces encours provient des évolutions passées, notamment en ce qui concerne les crédits à long terme. Sauf à les expurger des anciens crédits, ce qui se révèle en pratique techniquement difficile, voire impossible, les statistiques d'encours ne constituent donc pas une bonne approximation de l'activité de crédit courante, et ne peuvent conduire qu'à des estimations biaisées². Toutefois, en l'état actuel des statistiques disponibles, les données relatives aux flux de contrats nouveaux de crédit n'existent pas sur une période suffisamment longue pour pouvoir être exploitées³. Pour résoudre ce problème, la variable mesurant les prêts nouveaux est approximée par le taux de croissance de l'encours des crédits. Cette donnée apparaît moins biaisée que celle des encours en tant que tels puisque la croissance de ces derniers découle pour l'essentiel des flux de crédits nouveaux.

Dans la plupart des études consacrées au sujet, les variables d'activité utilisées sont généralement le PIB ou l'investissement. La spécification retenue ici inclut également un ratio d'investissement rapporté au PIB, qui peut être interprété de deux façons. Il peut d'abord s'agir d'une simple variable d'activité complémentaire. Ce peut être aussi un moyen d'approximer la demande relative de financements externes. En effet, le calcul économique conduit les entreprises à renforcer leurs dépenses d'investissement lorsque les perspectives de rentabilité sont bonnes, situation dans laquelle elles peuvent être également tentées de tirer parti de l'effet de levier que leur apportent les financements externes. Un taux d'investissement élevé doit donc aller de pair avec une forte demande de fonds externes, notamment de crédits bancaires.

¹ Cf. en particulier Eichenbaum (1994) et Oliner (1995) pour un aperçu des critiques formulées à l'encontre de l'identification d'un canal du crédit et du rôle des restrictions d'offre.

² Cf. à ce sujet Sevestre (1997) qui présente les conséquences liées à l'utilisation de l'encours de crédit à la place des flux de nouveaux contrats de prêts, ainsi que les conditions sous lesquelles cette substitution est neutre du point de vue de l'estimation des coefficients. Voir également Baumel (1997) pour une évaluation des montants des crédits nouveaux en France.

³ Detken et Laubach-Ott (2002) tentent de construire une série de nouveaux crédits consentis aux sociétés non financières allemandes à partir d'hypothèses ad hoc concernant le remboursement des prêts.

1|2 Présentation du modèle

L'équation générale est spécifiée de la façon suivante :

$$\Delta l_t = a_0 + a_1(L)\Delta l_{t-1} + a_2\Delta y_t + a_3 I_t / GDP_t + a_4 i_t + a_5 sp_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Toutes les séries utilisées sont de fréquence trimestrielle. Δl_t désigne la variation trimestrielle du logarithme de l'encours de crédits déflaté par le déflateur du PIB, Δy_t le taux de croissance trimestriel du logarithme du PIB réel. I_t / GDP_t désigne le taux d'investissement⁴. Une variable de taux d'intérêt i_t permet de prendre en compte le coût du crédit. Dans la plupart des équations estimées, il s'agit du rendement nominal des emprunts d'Etat à long terme⁵, les taux d'intérêt réels ne s'étant jamais révélés significatifs⁶. La variable sp_t désigne l'écart entre le rendement des obligations privées et publiques (spread de crédit). Enfin, la dynamique de l'ensemble est captée par l'ajout de retards, d'où la présence de la variable Δl_{t-1} .

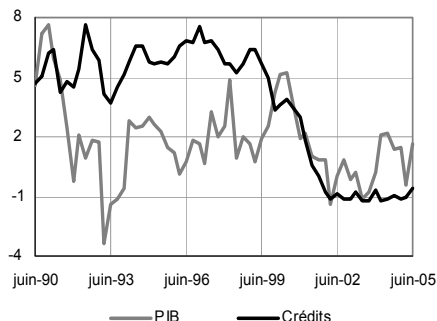
Il convient de souligner que la plupart des séries utilisées pour estimer l'équation sont non stationnaires, la majorité d'entre elles étant intégrées d'ordre 1, voire pour certaines d'ordre 2. L'objectif du papier consistant non pas à identifier des relations de court terme ou de long terme entre variables, mais plutôt à fournir une description empirique des facteurs macroéconomiques permettant d'expliquer l'évolution du crédit, les problèmes habituellement soulevés par la non stationnarité des séries ne se posent donc pas dans le cas présent. La modélisation retenue exclut pour les mêmes raisons une approche de type VAR.

Comme évoqué plus haut, cette équation de forme réduite doit être interprétée avec prudence. En particulier, la croissance du PIB en volume et les taux d'intérêt agissent très vraisemblablement non seulement sur la demande mais aussi sur l'offre de crédit. Du point de vue de la demande de crédit, le PIB en volume est une variable de taille à laquelle la demande de prêts est liée par une relation positive. Du point de vue de l'offre de crédit, il peut être considéré comme un indicateur de la solidité du bilan des entreprises. En effet, en période de forte croissance économique, la situation financière des entreprises doit normalement se renforcer, ce qui est de nature à inciter les banques à augmenter leur offre de crédit. Toutefois, compte tenu de la faiblesse de l'influence du canal des bilans mise en évidence dans la littérature récente, on peut supposer que la croissance des crédits dépend davantage des évolutions de la demande de financements. Quoi qu'il en soit, dans tous les cas, plus l'activité économique est forte et plus la croissance des crédits est soutenue.

Par contre, le signe attribué au taux d'intérêt dans l'équation est plus ambigu, étant donné que l'offre et la demande de prêts réagissent de façon différente à une variation du coût des crédits, sans préjudice de l'incidence d'éventuels effets de rationnement du crédit. La variable de *spread* de crédit mesure la prime de risque et approxime le risque de défaut. Elle constitue donc plutôt un déterminant de l'offre. Les graphiques 1a et 1b comparent la croissance des crédits à celle du PIB en termes réels en France et en Allemagne.

Graphique 1a : Taux de croissance annuel des crédits et du PIB en termes réels en Allemagne

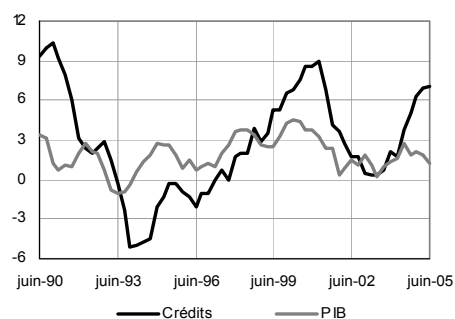
(en %, données CVS)



Source: Bundesbank

Graphique 1b : Taux de croissance annuel des crédits et du PIB en termes réels en France

(en %, données CVS)



Source: Banque de France et INSEE

⁴ Tout au long du papier les ratios d'investissement sont calculés à partir de variables nominales, afin d'éviter les difficultés de mesure liées à l'utilisation du déflateur du PIB.

⁵ Ce choix est dicté par le fait que les taux d'intérêt bancaires correspondants ne sont pas disponibles depuis suffisamment longtemps.

⁶ Cela est sans doute dû au fait que le taux réel est difficilement mesurable ex ante.

2| Résultats

2|1 Ensemble des crédits à la clientèle non financière

Dans cette section l'équation (1) est estimée pour l'ensemble des crédits consentis à la clientèle non financière en France et en Allemagne. À titre de comparaison, les résultats pour les États-Unis sont également présentés⁷. Toutes les séries utilisées sont corrigées des variations saisonnières à l'exception des taux d'intérêt. La période d'estimation dépend du nombre d'observations disponibles pour chaque pays.

Tableau 1 : Crédits à la clientèle non financière⁸

(Échantillon)

	Allemagne	France	États-Unis
	1960T3-2005T2	1978T4-2005T2	1953T4-2005T2
ΔI_{t-1}	0,20	0,43	0,66
ΔI_{t-2}	0,29	0,18	-
Δy_t	0,16	0,31	0,37
I_t / GDP_t	0,07	0,11	0,15
i_t	-0,06	-0,04	-0,05
sp_t	-0,25	-	-0,17
R^2	0,65	0,65	0,86
JB	0,51	0,60	0,14
$LM(1)$	0,80	0,76	0,78
$LM(4)$	0,08	0,67	0,94

JB – Jarque Bera : test de normalité, p -value

$LM(1)$, $LM(4)$ – test-LM de corrélation séquentielle, avec hypothèse H_0 : pas de corrélation séquentielle des résidus. Ici l'hypothèse H_0 est vérifiée dans tous les cas, au seuil de 10 % ou de 5 % ($LM(4)$ pour l'Allemagne).

Constantes incluses dans les régressions non reportées dans le tableau

Variables d'intervention: 1970T2 et 1991T2 pour l'Allemagne; 1990T4 et 1993T4 pour la France; 1982T1 et 2003T4 pour les États-Unis

Les résultats présentés dans le tableau 1 suggèrent que la croissance des crédits en termes réels dépend positivement de la croissance du PIB en volume et du ratio d'investissement, et négativement du taux d'intérêt de long terme et du *spread* de crédit.

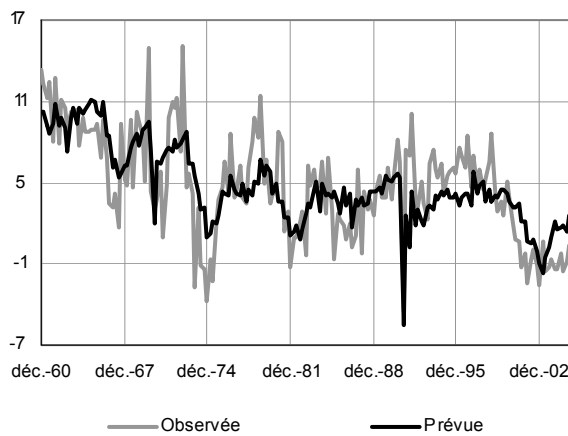
Les graphiques 2a à 2c comparent la croissance observée des crédits en termes réels et celle obtenue à partir des estimations, afin d'apprécier la qualité de l'ajustement effectué. Les résultats semblent confirmer la qualité de cet ajustement, en particulier lors des phases de retournement. C'est le cas pour l'Allemagne en 1967, 1974/75, au début des années 1980 et pour la période récente. Il en est de même pour les États-Unis, pour lesquels l'échantillon des données couvre une période encore plus étendue que pour l'Allemagne. Pour la France, la contraction des crédits intervenue en 1993 et leur rebond ultérieur semblent relativement bien décrits par le modèle. La modélisation adoptée fournit donc une grille de lecture utile pour apprécier l'évolution des crédits dans ces trois pays.

⁷ Les données de crédit utilisées proviennent de la Deutsche Bundesbank, de la Banque de France et de la base de donnée FRED maintenue à disposition par la Réserve Fédérale de St Louis.

⁸ Compte tenu de la non stationnarité des séries, les tests usuels ne s'appliquent pas. Les résultats de ces tests sont ici fournis à titre indicatif ainsi que dans la suite du papier. Les écarts-types et les seuils de confiance ne sont pas mentionnés pour les mêmes raisons.

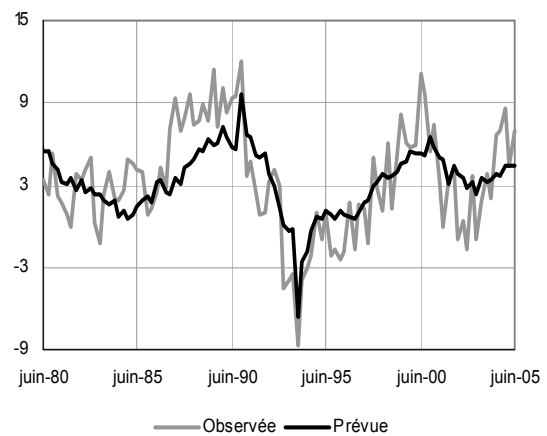
Graphique 2a : Croissance des crédits en termes réels – Allemagne

(taux annualisés en %)



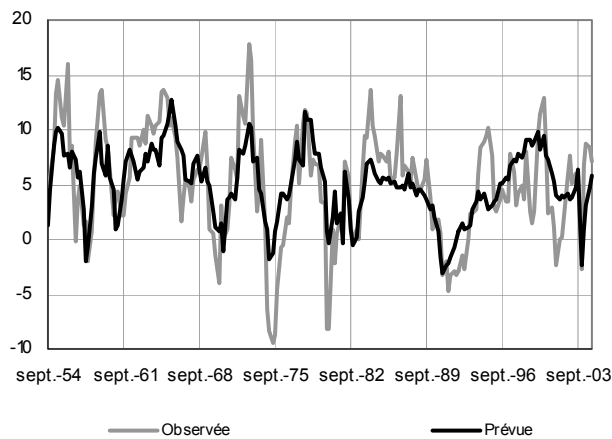
Graphique 2b : Croissance des crédits en termes réels – France

(taux annualisés en %)



Graphique 2c : Croissance des crédits en termes réels – États-Unis

(taux annualisés en %)



2|2 Crédits par secteurs bénéficiaires dans le cas français

Afin de compléter l'analyse relative à l'évolution des crédits en France, des spécifications similaires à celle décrite en (1) sont estimées pour deux types de crédits : prêts aux sociétés non financières et prêts aux ménages.

Les équations estimées sont de légères variantes par rapport à la spécification initiale présentée dans le tableau 1. Dans le cas des crédits aux ménages, la variable Δc_t désigne le taux de croissance de la consommation en termes réels. Les ratios d'investissement ont été définis en fonction de chaque type de prêt : le ratio d'investissement en équipement IE_t / GDP_t est utilisé dans l'équation des crédits aux sociétés non financières, celui de l'investissement en logement IP_t / GDP_t dans l'équation de crédits aux ménages. Enfin, l'écart entre le rendement des obligations à long terme et le taux d'intérêt à court terme $i_t - ishort_t$ est utilisé dans la modélisation des crédits aux sociétés non financières.

Le tableau 2 ci-dessous récapitule les résultats obtenus pour les deux équations estimées. En ce qui concerne les crédits aux sociétés non financières, l'écart entre le rendement des obligations publiques à long terme et le taux d'intérêt à court terme $i_t - ishort_t$, le ratio d'investissement IE_t / GDP_t et la croissance du PIB en volume exercent une influence sur la progression des crédits aux sociétés. S'agissant des crédits aux ménages, les résultats obtenus révèlent que le taux d'intérêt

nominal de long terme, la croissance de la consommation en volume et, dans une moindre mesure, le ratio d'investissement IP_t / GDP_t expliquent de façon satisfaisante la variable endogène.

Tableau 2 : Crédits par agent

(Échantillon)

	Sociétés non financières	Ménages
	1978T4-2005T2	1978T4-2005T2
ΔI_{t-1}	0,51	0,41
ΔI_{t-2}	-	0,26
Δy_t	0,47	-
Δc_t	-	0,22
IE_t / GDP_t	0,31	-
IP_t / GDP_t	-	0,21
i_t	-	-0,06
$i_t - ishort_t$	-0,13	-
R^2	0,64	0,61
JB	0,87	0,58
$LM(1)$	0,11	0,36
$LM(4)$	0,09	0,72

JB – Jarque Bera: test de normalité, p -value

$LM(1)$, $LM(4)$ –test-LM de corrélation séquentielle, p -value, avec hypothèse H_0 : pas de corrélation séquentielle des résidus. Ici l'hypothèse H_0 est vérifiée dans tous les cas, au seuil de 10 % ou de 5 % ($LM(4)$, sociétés non financières).

Constantes incluses dans les régressions non reportées dans le tableau

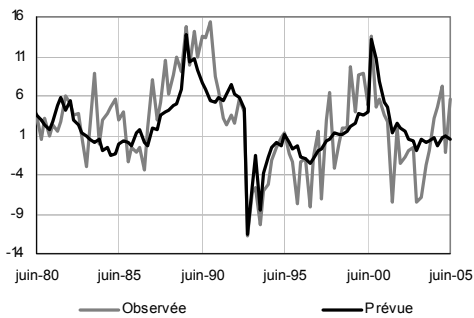
Variables d'intervention: 1989T2, 1993T1, 1993T4, 2000T3 pour les sociétés non financières et 1987T1 pour les ménages.

Si les spécifications retenues semblent fournir une description satisfaisante de l'activité de crédit, d'autres éléments jouent très certainement un rôle sur son évolution, mais ils sont généralement plus difficiles à mesurer. Les effets de rationnement du crédit, par exemple, ne peuvent être mesurés directement par des variables. En outre, les effets à l'œuvre au niveau microéconomique peuvent disparaître au niveau agrégé car les informations reflétant l'hétérogénéité de la population ne sont dès lors plus disponibles. Ainsi les variables d'asymétrie d'information, telles que la taille des banques, ont un pouvoir explicatif important dans les études microéconomiques qu'elles perdent dans les analyses macroéconomiques. Au-delà, certains éléments peuvent aussi exercer une influence uniquement transitoire sur l'activité de crédit, d'où leur absence de significativité lors de leur inclusion dans les spécifications testées⁹.

⁹ Les facteurs explicatifs détaillés dans la suite de l'analyse et qui sont mesurables se sont révélés non significatifs lorsqu'ils ont été introduits dans les différents modèles présentés. Il s'agit par exemple des ratios de capital, des actifs liquides détenus par les banques et les entreprises.

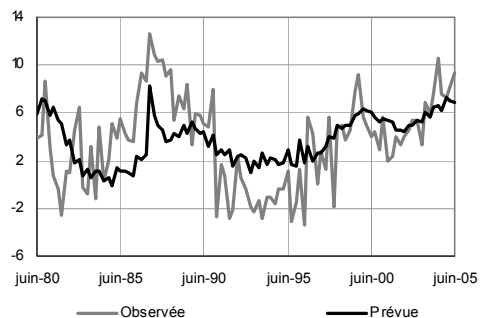
Graphique 3a : Croissance des crédits aux entreprises en termes réels – France

(taux annualisés en %)



Graphique 3b : Croissance des crédits aux ménages en termes réels – France

(taux annualisés en %)



La progression observée des crédits en termes réels excède celle simulée à l'aide du modèle depuis mi-2004, tant pour les sociétés que pour les ménages (graphiques 3a et 3b). Toutefois on constate dans le passé des écarts de plus grande ampleur : en 1985-1990 et en 1993-1995 pour les crédits aux ménages, et en 2001-2003 pour les prêts aux sociétés non financières.

L'écart constaté sur la période 1985-1990 pour les crédits aux ménages pourrait résulter notamment de la fin de l'encadrement du crédit ainsi que de la mise en place d'un mécanisme de traitement du surendettement (loi Neiertz datant de 1989), d'où une croissance observée supérieure à celle simulée à l'aide du modèle. La déconnexion constatée entre 1993 et 1995 s'expliquerait quant à elle par la récession économique et le passage à un régime d'excès de demande durant cette période, conduisant à une croissance simulée supérieure à celle observée¹⁰.

Pour les crédits aux entreprises, l'important écart observé au début des années 2000 reflète probablement la forte contraction des crédits de trésorerie qui a coïncidé avec la correction boursière liée à l'éclatement de la bulle Internet.

S'agissant de la période la plus récente, la vive augmentation des prêts à l'habitat explique largement le fait que la croissance observée des crédits aux ménages soit supérieure à celle simulée à l'aide du modèle spécifié. En effet, depuis 2000, en dépit du ralentissement de l'activité et de l'augmentation de l'endettement des ménages, les prêts au logement ont connu une expansion rapide sous l'effet de plusieurs facteurs.

Le premier d'entre eux réside dans la forte baisse des taux d'intérêt des crédits à l'habitat, qui sont tombés à 1,6 % en termes réels à fin 2004 alors qu'ils atteignaient 7,5 % en 1990. Un mouvement d'une telle ampleur apparaît exceptionnel au regard de l'expérience passée en France en la matière. D'autres facteurs ont également pu exercer un rôle dans l'essor du crédit immobilier. Ainsi l'éclatement de la bulle boursière et la moindre attractivité du marché des actions qui en est résultée ont vraisemblablement encouragé les ménages à se tourner vers des placements traditionnellement perçus comme moins risqués, tels que l'immobilier.

En outre, depuis la fin des années 90, on assiste à un net renchérissement des loyers, en particulier à Paris, du fait d'une pénurie de logements combinée à une forte demande. Cette situation a pu inciter les ménages à arbitrer en faveur de l'achat plutôt que de la location. En parallèle, depuis la fin de la décennie 90, un certain nombre d'incitations fiscales ont été mises en place afin d'encourager l'achat de logements.

À partir de 2000-2001, l'expansion des crédits à l'habitat, initialement alimentée par une très forte demande, s'est encore renforcée sous l'effet d'un net assouplissement des conditions d'offre des banques françaises, qui s'est traduit notamment par l'allongement de la durée des prêts (parfois jusqu'à trente ans), la réduction des exigences en termes d'apport personnel et la multiplication des formules proposées en matière de concours à taux variables afin de tirer parti du niveau très bas des taux d'intérêt à court terme.

¹⁰ Cf. R Kierzenkowski et V Oung (document de travail interne).

Au total, l'ensemble de ces éléments ont conduit à une forte expansion du marché de l'immobilier - avec pour corollaire une vive hausse des prix des logements- et une progression rapide des prêts à l'habitat.

Le dynamisme actuel des crédits au secteur privé en France a été également favorisé par le récent assainissement de la situation financière des entreprises françaises. Durant la phase d'euphorie boursière de la seconde moitié de la décennie 90, le financement des fusions et acquisitions ainsi que des licences UMTS avait contribué à un alourdissement sensible de l'endettement des sociétés non financières. L'éclatement de la bulle boursière en 2001 a été suivi d'une forte contraction des crédits de trésorerie aux entreprises, celles-ci cherchant en priorité à réduire leur niveau d'endettement. Grâce à cet effort d'assainissement des bilans, elles ont pu se mettre en situation de contracter de nouveaux emprunts à partir de 2003-2004, concomitamment à la reprise de l'activité dans le secteur productif.

3| Tests de rupture

Les résultats présentés jusqu'à présent montrent que le modèle rend compte de façon satisfaisante de l'évolution des crédits en France et en Allemagne. La présente section vise à conforter ces conclusions en vérifiant que l'équation spécifiée dans le cas français est stable au cours du temps. Le tableau 3 présente les résultats de plusieurs tests de stabilité fondés sur Ploberger et Kramer (1992). Ce test permet de déterminer si les résidus issus des trois équations spécifiées sont stables ou non. Les résultats ci-après confirment la relative robustesse du modèle, puisque dans tous les cas les résidus sont stables au seuil de 10 %.

Tableau 3 : Tests de rupture (Test du CUSUM) – Ploberger et Kramer

(Échantillon)

	Crédits à la clientèle non financière	Prêts aux sociétés non financières	Prêts aux ménages
	1978T4-2005T2	1978T4-2005T2	1978T4-2005T2
Résultat de la statistique de test	0,72	0,70	1,02

P-values pour le test de Ploberger – Kramer, avec l'hypothèse H0: pas de rupture. Une p-value supérieure à 0,05 (statistique de test inférieure à 1,36) signifie que l'hypothèse de stabilité est vérifiée au seuil de confiance de 5 %. Inversement une p-value inférieure à 0,05 (statistique de test supérieure à 1,36) signifie qu'il existe une rupture.

4| Relations de causalité

Comme évoqué précédemment, les résultats obtenus en estimant les diverses variantes de l'équation (1) doivent être interprétés avec prudence en raison de la forme réduite adoptée. En outre la mise en évidence de la stabilité des équations spécifiées ne signifie pas pour autant que les relations de causalité entre les variables explicatives et expliquées soient univoques. On peut donc à juste titre s'interroger sur l'influence qu'exercent les crédits sur l'activité économique, en d'autres termes sur la nature du ratio d'investissement : est-il une simple variable exogène reflétant la demande de financement, ou bien dépend-il aussi de la disponibilité des financements, et en particulier des crédits bancaires ? Cette dernière hypothèse conférerait *de facto* un rôle clé à l'offre de crédit dans l'évolution de l'activité économique.

Afin d'analyser le sens des relations de causalité entre variables, deux axes de réflexion sont proposés ici. Le premier s'appuie sur le concept de causalité au sens de Granger. Celui-ci permet de déterminer dans quelle mesure la valeur courante de la variable y peut être expliquée par les valeurs passées de cette variable, et si le fait d'ajouter des valeurs retardées d'une variable x supposée comme étant une « cause » permet d'améliorer la qualité de l'explication. Au sens de Granger, y est causé par x si les coefficients des valeurs retardées de x sont significatifs. Pour autant, le fait d'affirmer que x cause y au sens de Granger ne signifie pas que y est la conséquence de x . La causalité au sens de Granger mesure simplement le contenu en information de la variable x du point de vue de la variable y , mais ne fournit pas d'information sur le contenu fortuit ou économique de la causalité au sens courant du terme.

Le second axe de réflexion consiste à étudier au travers de fonctions de réponse l'incidence sur les variables explicatives d'un choc simulé sur la variable expliquée. Dans le premier cas, est étudié le

sens de la causalité systématique ou structurelle. Dans le second, il s'agit simplement de décrire la réaction des variables lors de chocs ponctuels.

4|1 Les crédits en Allemagne

La mise en œuvre du test de causalité de Granger et des fonctions de réponses nécessite au préalable l'estimation d'un modèle VAR (*Vector Autoregressive Model*) incluant les variables utilisées dans les équations précédemment spécifiées. Le tableau 4 présente les résultats des tests pour le total des crédits.

Tableau 4 : Test de Granger
Ensemble des crédits à la clientèle non financière, Allemagne

$Y \setminus X$	ΔI_t	Δy_t	I_t / GDP_t	i_t	sp_t	Ensemble des variables prises conjointement
ΔI_t	-	0,88	0,01	0,02	0,04	0,01
Δy_t	0,04	-	0,44	0,15	0,41	0,00
I_t / GDP_t	0,02	0,18	-	0,24	0,26	0,00
i_t	0,06	0,40	0,38	-	0,24	0,01
sp_t	0,11	0,93	0,83	0,39	-	0,22

Probabilités critiques pour l'hypothèse $H_0=Y$ (en ligne) n'est pas causé par X (en colonne)

En gras : probabilités critiques vérifiant la causalité au sens de Granger

Nombre de retards choisis conformément à la méthode de Toda et Yamamoto (1995)

Échantillon: 1960T4-2005T2

La croissance des crédits en termes réels est causée au sens de Granger par le taux d'intérêt, le ratio d'investissement et le l'écart de crédit. De même, la variable d'activité Δy_t est causée par l'évolution des crédits, tout comme le ratio d'investissement I_t / GDP_t . Cependant, ces deux derniers résultats sont sensibles à la taille de l'échantillon. En effet, lorsque le début de la période d'estimation est plus rapproché (par exemple si elle démarre dans les années 1975), il apparaît notamment que le taux de croissance du PIB en termes réels n'est plus expliqué par la croissance des crédits.

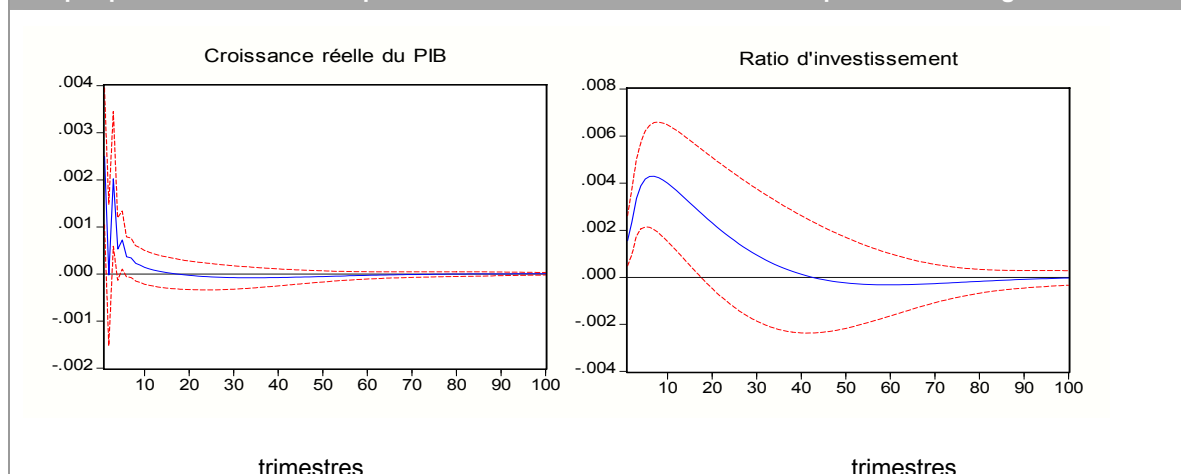
Au total, l'exercice montre non seulement que la progression des crédits en termes réels est expliquée par les variables d'activité incluses dans l'équation, mais aussi qu'elle exerce une influence sur l'évolution du PIB et sur le ratio d'investissement. En d'autres termes, l'évolution des crédits pourrait rétroagir sur l'activité économique, ce qui amène à penser que l'offre de crédit pourrait exercer une incidence structurelle sur celle-ci.

Les chocs affectant les encours de crédits peuvent par ailleurs influencer l'activité économique de façon non systématique. Afin d'étudier cet aspect, des fonctions de réaction de type Pesaran et Shin (1998) sont calculées. Les réactions des variables d'activité aux chocs affectant la croissance des crédits sont illustrées par le graphique 4 sur un horizon de cent trimestres¹¹.

Dans le cas de la croissance du PIB en volume, la réponse apparaît brève et négligeable à long terme. En revanche, s'agissant du ratio d'investissement, la réaction est plus prononcée et plus durable. Les problèmes d'identification n'ayant pas été traités dans la présente étude, il n'est pas possible de déterminer l'origine du choc (offre ou demande de crédit). Cependant les résultats obtenus pour ce qui concerne la réaction du ratio d'investissement confortent l'hypothèse d'après laquelle qu'il n'est pas impossible que l'offre de crédit puisse exercer une influence sur l'activité économique à court et moyen terme.

¹¹ Les chocs initiaux correspondent à la valeur d'un écart-type de la croissance réelle des crédits. Les intervalles de confiance sont également présentés.

Graphique 4 : Fonctions de réponse – Choc sur les crédits au secteur privé en Allemagne



4|2 Les crédits en France

Les résultats des tests de causalité au sens de Granger pour l'ensemble des crédits à la clientèle non financière (cf. tableau 5a ci-après) suggèrent que la croissance réelle des crédits est bien causée par celle du PIB, mais pas par le ratio d'investissement ni par le taux d'intérêt à long terme. En revanche, contrairement au cas allemand, ni la progression du PIB en termes réels, ni le ratio d'investissement ne seraient causés par la croissance réelle des crédits.

S'agissant des sociétés non financières, aucune des variables d'activité prises isolément n'est la cause de la croissance réelle des crédits, à l'exception peut-être du PIB, la probabilité critique associée étant légèrement supérieure au seuil de 10 %¹². La croissance réelle du PIB ne serait pas non plus causée par celle des crédits, à l'inverse du ratio d'investissement, qui semble être expliqué quant à lui par la croissance des crédits en termes réels.

Du côté des ménages, à l'instar des sociétés non financières, aucune des variables d'activité ne cause la croissance réelle des crédits. Comme dans le cas de la relation entre crédits aux sociétés et PIB, une ambiguïté subsiste s'agissant de la croissance réelle de la consommation, pour laquelle la probabilité critique s'établit à 15 %. Lorsque l'on inverse le sens de la relation de causalité, il ressort que seul le ratio d'investissement semble être expliqué par la croissance réelle des crédits aux ménages.

Tableau 5a : Test de Granger
Ensemble des crédits à la clientèle non financière, France

$Y \setminus X$	ΔI_t	Δy_t	I_t / GDP_t	i_t	Ensemble des variables prises conjointement
ΔI_t	-	0,05	0,33	0,19	0,01
Δy_t	0,31	-	0,54	0,93	0,79
I_t / GDP_t	0,69	0,00	-	0,70	0,00
i_t	0,00	0,77	0,00	-	0,00

Probabilités critiques pour l'hypothèse $H_0=Y$ (en colonnes) n'est pas causé par X (en ligne)

En gras : probabilités critiques vérifiant la causalité au sens de Granger

Nombre de retards choisis conformément à la méthode de Toda et Yamamoto (1995)

Échantillon : 1978T1-2005T2

¹² Lorsque la période d'estimation est raccourcie (en la faisant démarrer par exemple en 1980), la probabilité critique devient inférieure à 10 %.

Tableau 5b : Test de Granger – Crédits aux sociétés non financières, France

$Y \setminus X$	ΔI_t	Δy_t	IE_t / GDP_t	$i_t - ishort_t$	Ensemble des variables prises conjointement
ΔI_t	-	0,16	0,45	0,71	0,04
Δy_t	0,35	-	0,49	0,33	0,60
IE_t / GDP_t	0,10	0,20	-	0,61	0,13
$i_t - ishort_t$	0,81	0,14	0,13	-	0,09

Probabilités critiques pour l'hypothèse $H_0=Y$ (en colonnes) n'est pas causé par X (en ligne)

En gras : probabilités critiques vérifiant la causalité au sens de Granger

Nombre de retards choisis conformément à la méthode de Toda et Yamamoto (1995)

Échantillon : 1978T1-2005T2

Tableau 5c : Test de Granger – Prêts aux ménages, France

$Y \setminus X$	ΔI_t	ΔC_t	IP_t / GDP_t	i_t	Ensemble
ΔI_t	-	0,15	0,35	0,00	0,00
ΔC_t	0,47	-	0,68	0,07	0,22
IP_t / GDP_t	0,05	0,54	-	0,00	0,00
i_t	0,77	0,81	0,00	-	0,01

Probabilités critiques pour l'hypothèse $H_0=Y$ (en colonnes) n'est pas causé par X (en ligne)

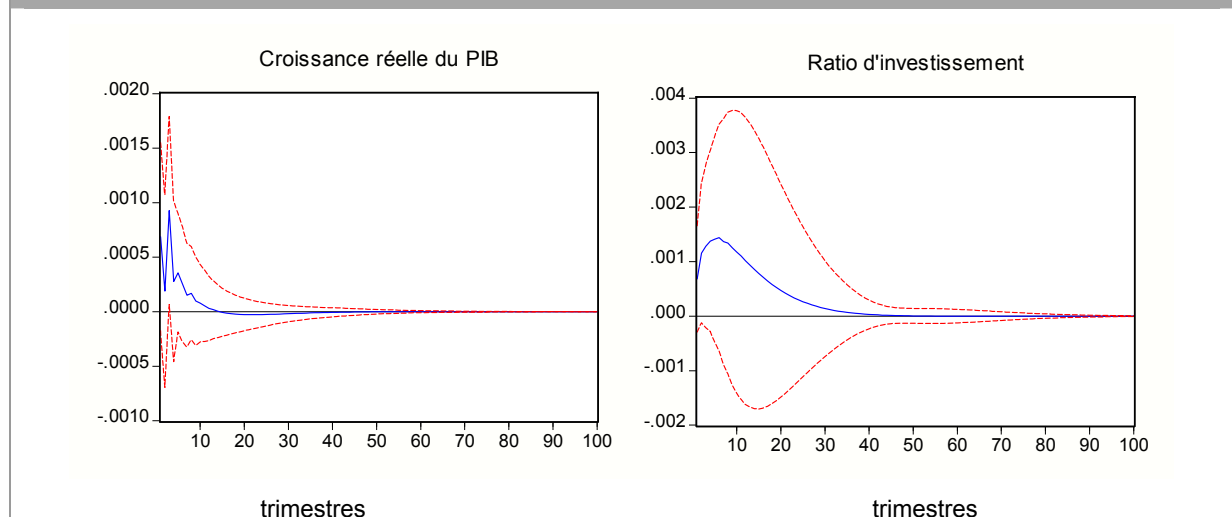
En gras : probabilités critiques vérifiant la causalité au sens de Granger

Nombre de retards choisis conformément à la méthode de Toda et Yamamoto (1995)

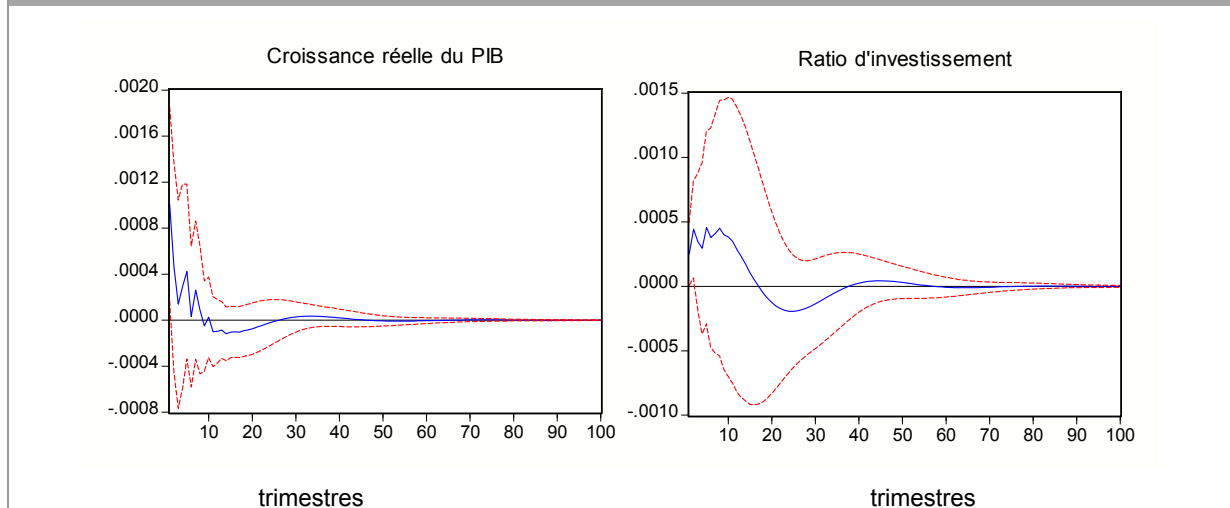
Échantillon : 1975T4-2005T2

Comme dans le cas de l'Allemagne, les fonctions de réponse des variables d'activité suite à un choc affectant l'évolution des crédits (cf. graphiques 5a à 5c) font apparaître, pour les différents ratios d'investissement une réaction plus prononcée et durable que pour la croissance du PIB en volume. En outre, les profils des fonctions de réponse des variables sont dans l'ensemble similaires à ceux obtenus dans le cas allemand pour l'ensemble des crédits, tant en termes d'amplitude qu'en termes de durée.

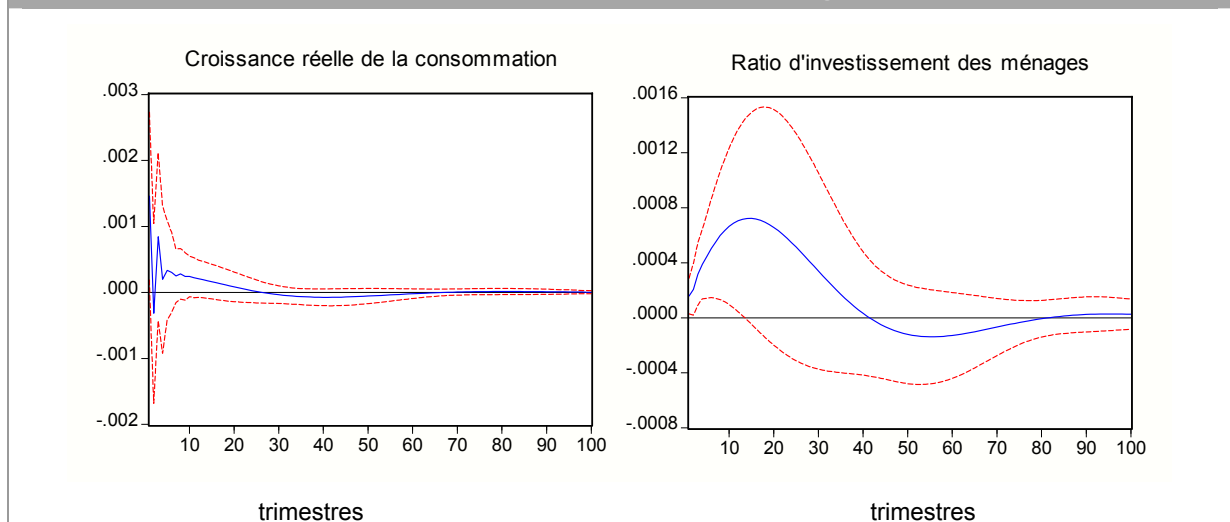
Graphique 5a : Fonctions de réponse – Choc sur l'ensemble des crédits à la clientèle non financière en France



Graphique 5b : Fonctions de réponse – Choc sur les crédits aux sociétés non financières en France



Graphique 5c : Fonctions de réponse – Choc sur les crédits aux ménages en France



Le modèle spécifié fournit une description satisfaisante de l'évolution à long terme des crédits en Allemagne, France et États-Unis. Il explique la croissance des crédits en termes réels par la croissance du PIB en volume, le ratio investissement/PIB, le taux d'intérêt nominal et l'écart entre le rendement des obligations privées et celui des emprunts d'État.

L'étude de la causalité suggère que le taux de croissance des crédits bancaires est une variable endogène qui n'influencerait pas l'activité réelle de façon structurelle s'agissant du cas français. À l'inverse, dans le cas allemand, la causalité entre l'évolution des crédits et celle des variables réelles est à double sens, puisque la progression des concours se révèle à la fois cause et conséquence des variables d'activité. De surcroît, l'examen de l'incidence sur les variables d'activité de chocs ponctuels affectant les crédits ne permet pas d'exclure l'hypothèse d'une influence potentielle de l'évolution des crédits bancaires sur l'activité économique, tant en Allemagne qu'en France.

Bibliographie

Bernanke, B. S. et Gertler, M. (1989)

« Agency Costs, Net Worth, et Business Fluctuations », *American Economic Review*, Vol. 79, No.1, 14-31

Bernanke, B. S. et Gertler, M. (1995)

« Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 27-48

Bernanke, B. S., Gertler, M. et Gilchrist S. M. (1996)

« The Financial Accelerator et the Flight to Quality », *The Review of Economics et Statistics*, Vol. 78, No. 1, 1-15

Baumel, L. (1997)

« Les crédits nouveaux mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992: une évaluation des montants et des durées initiales », *Banque de France, Bulletin mensuel d'avril 1997, n°40, pp. 101-115*

Calza, A., Gartner, C. et Sousa, J. (2001)

« Modeling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area », *BCE, Working Paper, No. 55*

Detken, A. et Ott-Laubach, P. (2002)

« Die Entwicklung der Kreditneuzusagen », *Wirtschaftsdienst, Zeitschrift für Wirtschaftspolitik (HWWA)*, Octobre 2002, 618-19

Deutsche Bundesbank (2002)

« The development of bank lending to the private sector », *Bulletin Mensuel*, Octobre 2002, 31-476

Deutsche Bundesbank (2003)

« Deutsche Ergebnisse der Umfrage zum Kreditgeschäft im Euro-Währungsgebiet », *Bulletin Mensuel*, Juin 2003, 69-78

Eichenbaum, M. (1994)

« Comment on: Monetary Policy et Bank Lending by A. K. Kashyap et J. C. Stein », in: N. G. Mankiw (editeur), *NBER Studies in Business Cycles*, Vol. 29, Chicago

Kierzenkowski, R., et Oung, V. (2006)

« Évolution des crédits à l'habitat en France : une grille d'analyse en termes de cycles », document interne, Banque de France

Kiyotaki, N. et Moore, J. (1997)

« Credit Cycles », *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, 211-248

Oliner, S. D. (1995)

« Comment on: The Importance of Credit for Macroeconomic Activity: Identification through Heterogeneity, by S. G. Gilchrist et E. Zakrajsek », in: J. Peek et E. S. Rosengren (editors), *Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary Policy*, *Federal Reserve Bank of Boston Conference Series*, No. 39, 166-173

Pesaran, M. H. et Shin, Y. (1998)

« Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models », *Economics Letters*, Vol. 58, 17-29

Sevestre, P. (1997)

« On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies: A Note », *Banque de France, Note d'Etude et de recherche*, n°49

Wilhelm, F. (2005)

« L'évolution actuelle du crédit à l'habitat en France est-elle soutenable ? », *Banque de France, Bulletin Mensuel*, Août 2005

Worms, Etreas, (2001)

« The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy Measures in Germany », *BCE, Working Paper, No. 96*