



HAL
open science

L'inversion de la courbe des taux est-elle toujours suivie d'un ralentissement économique ?

Christophe Blot, Eric Heyer

► **To cite this version:**

Christophe Blot, Eric Heyer. L'inversion de la courbe des taux est-elle toujours suivie d'un ralentissement économique ?. Revue de l'OFCE, 2019, Perspectives économiques 2019-2021, 2 (162), pp.247-273. 10.3917/reof.162.0245 . hal-03403605

HAL Id: hal-03403605

<https://sciencespo.hal.science/hal-03403605>

Submitted on 26 Oct 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

L'INVERSION DE LA COURBE DES TAUX EST-ELLE TOUJOURS SUIVIE D'UN RALENTISSEMENT ÉCONOMIQUE ?

Christophe Blot et Éric Heyer

Sciences Po, OFCE

De nombreux travaux menés sur données américaines suggèrent qu'une inversion de la courbe des taux est suivie d'une récession dans un délai moyen de 12 mois. L'aplatissement de la pente des taux observé depuis la fin de l'année 2018 aux États-Unis fait donc ressurgir les craintes d'un ralentissement brutal de l'activité. L'objectif de cet article est alors d'analyser l'information contenue dans la structure par terme des taux d'intérêt afin non seulement de vérifier la pertinence de cette relation pour les États-Unis mais aussi d'en tester la pertinence pour la France et la zone euro. Nos estimations confirment l'existence d'une relation robuste entre la pente de la courbe des taux et la croissance américaine. Les résultats montrent bien qu'une inversion de la courbe des taux accroît la probabilité que les États-Unis subissent une récession dans les mois qui suivront l'inversion. Néanmoins, relativement aux épisodes passés d'inversion de la courbe des taux, l'épisode actuel suggère un risque de récession limité. Par ailleurs, les estimations effectuées pour la France et la zone euro indiquent que l'information contenue dans la courbe des taux est beaucoup trop faible pour prévoir les récessions ou la croissance.

Mots clés : risque de récession, structure par terme des taux d'intérêt, croissance..

Depuis la fin de l'année 2018, la presse financière s'inquiète de l'évolution des taux d'intérêt aux États-Unis¹. D'après le *Financial Times* du 9 mai, la brève inversion de la courbe des taux américains, c'est-à-dire une situation où le taux de long terme devient inférieur au taux de court terme, serait le signal d'un ralentissement économique, voire d'une récession. Si cet indicateur est particulièrement scruté par les

1. Voir par exemple *Capital* du 4 avril 2019 ou *Les Échos* du 5 décembre 2018.

marchés, c'est que l'expérience montre que les épisodes d'inversion de la courbe des taux ont souvent été suivis d'une récession aux États-Unis. Depuis la fin des années 1980, une vaste littérature empirique confirme l'existence d'une relation entre la pente de la courbe des taux et l'évolution future de l'activité économique. Harvey (1988) ou Estrella et Hardouvelis (1991) montrent en effet qu'il y a une corrélation entre la croissance économique américaine et l'écart entre le taux à 10 ans et le taux à 3 mois (c.a.d. l'écart utilisé pour mesurer l'information contenue dans la courbe des taux). Les résultats d'Estrella et Hardouvelis (1991) ont été depuis confirmés² et étendus à la France³ et la zone euro⁴.

Les analyses empiriques sur la courbe des taux ont non seulement établi un lien avec la croissance mais suggèrent aussi que l'évolution de la pente des taux permet de prévoir les récessions (Estrella et Mishkin, 1998). Ces travaux s'appuient sur des modèles *probit*⁵ et indiquent qu'une réduction de la pente de la courbe des taux est associée à une probabilité de récession future plus importante. Le pouvoir explicatif de ce type de modèle est par ailleurs généralement meilleur que celui résultant de l'estimation linéaire standard entre pente des taux et croissance (Sédillot, 2001). Plus récemment, Ang, Piazzessi et Wei (2006) ou Abdymomunov (2013) ont utilisé davantage d'informations contenues dans la structure par terme des taux d'intérêt et confirment le pouvoir prédictif sur la croissance. En particulier, Abdymomunov (2013) distingue trois facteurs résumant l'information contenue dans la structure par terme des taux d'intérêt : un effet de niveau, un effet de pente et un effet de concavité.

La structure par terme des taux d'intérêt contiendrait donc une information pertinente pour prévoir la croissance et les récessions, non seulement aux États-Unis (Estrella et Harvoudelis, 1991 ou Estrella et Mishkin, 1998) mais aussi dans plusieurs pays européens (Moneta, 2001). D'où les inquiétudes soulevées par la presse financière dans un contexte d'aplatissement, voire d'inversion sur de très brèves périodes, de la courbe des taux. Dans cet article, nous proposons de vérifier, sur la période récente, le pouvoir explicatif de la courbe des taux pour les États-Unis, la zone euro et la France. Le constat d'une relation entre

2. Voir Liu et Moench (2016) pour une analyse récente sur les récessions aux États-Unis.

3. Voir Dubois et Janci (1994), Artus et Kaabi (1994) ou Sédillot (2001).

4. Voir Estrella et Mishkin (1997), Moneta (2005) ou Duarte, Venetis et Paya (2005).

5. Voir la section 2 pour plus de détails.

l'écart taux long-taux court et l'activité économique est-il toujours empiriquement fondé ? Si oui, quel est alors le risque de récession à court terme aux États-Unis mais aussi en France et dans la zone euro ?

Nous analysons cette relation à travers l'utilisation de deux méthodologies empiriques. La première s'appuie sur l'estimation de modèles *probit* reliant un indicateur de structure par terme des taux avec la probabilité de récession. Nous proposons ensuite de voir si le lien entre taux et activité économique est robuste et peut être mis en évidence à partir d'une modélisation VAR entre l'indicateur de structure par terme et la croissance. Ce type d'approche permet d'analyser l'existence d'une relation de causalité – ici au sens d'antériorité – et d'estimer une fonction de réponse impulsionnelle de la croissance à un choc sur la structure par terme des taux qui tient compte de l'endogénéité des taux d'intérêt.

La relation entre la pente de la courbe des taux et la croissance fut d'abord mise en évidence par des analyses empiriques. Pour autant, on peut trouver des raisons expliquant soit une corrélation soit un effet causal de la courbe des taux sur l'activité⁶. Une première hypothèse repose sur la structure par terme des taux d'intérêt, c'est-à-dire sur l'idée que les taux longs reflètent les anticipations de marchés des taux courts futurs anticipés. Si les marchés anticipent une récession et qu'ils pensent que la banque centrale mènera une politique contra-cyclique, ils anticipent une baisse future des taux courts, ce qui réduit les taux longs aujourd'hui. Il en résulte un aplatissement de la courbe des taux puisque les taux courts ne réagissent pas immédiatement. Si les anticipations sont validées, on aura bien une récession dans les mois suivants. Ici c'est donc la conjonction de deux anticipations qui explique la corrélation entre la courbe des taux et l'activité future : l'anticipation d'une baisse de l'activité et l'anticipation d'une réaction future de la politique monétaire. En supposant toujours que les agents anticipent une baisse de l'activité, la corrélation entre la pente de la courbe des taux et l'activité économique future peut aussi résulter de la modification du portefeuille d'actifs des agents. Pour amortir le choc futur sur leur consommation, les ménages vont accroître leur épargne et modifier la composition de leur portefeuille de titres, privilégiant les actifs longs. L'augmentation de la demande pour les actifs longs, relativement aux titres courts va entraîner une baisse du taux long et une hausse des taux

6. Voir Moneta (2005) ou Sédillot (2001).

courts. Ainsi, le ralentissement économique futur est précédé par une baisse de la pente des taux. Dans ces deux configurations, le lien entre courbe des taux et activité n'est pas le fruit d'une relation causale mais d'une anticipation de baisse de l'activité à un horizon donné qui se traduit par une baisse des taux longs relativement au taux courts. Une approche plus causale stipule que le lien entre la pente de la courbe des taux et l'activité économique future résulte de la transmission de la politique monétaire à l'économie réelle. Un durcissement temporaire de la politique monétaire – et donc une augmentation des taux courts – réduit l'activité à un horizon de plusieurs mois, en fonction des délais de transmission de la politique monétaire. Sous l'hypothèse que les taux longs reflètent les taux courts anticipés, ceux-ci réagissent peu ou moins à la restriction de politique monétaire puisque le durcissement de politique monétaire est temporaire. D'où un aplatissement de la courbe des taux qui coïncide avec un ralentissement économique.

Nos estimations confirment l'existence d'une relation robuste aux États-Unis entre la courbe des taux et l'activité. Les différents modèles estimés montrent effectivement qu'une inversion de la pente des taux est un indicateur avancé de la croissance et de la probabilité de récession. L'évolution récente des taux aux États-Unis suggère un risque de récession plus élevé mais modéré pour les États-Unis. Par ailleurs, cet indicateur est de moins bonne qualité pour prévoir les retournements de croissance en France ou dans la zone euro. En outre, les fonctions de réponse issues de modèles VAR indiquent également une relation moins solide entre la structure par terme des taux et l'activité économique, ce qui suggère que la relation tient plus de la corrélation que de la causalité. De nouveau, les tests de causalité ou les fonctions de réponse conduisent le plus souvent à rejeter l'existence d'une relation entre la courbe des taux et l'activité économique en France ou dans la zone euro.

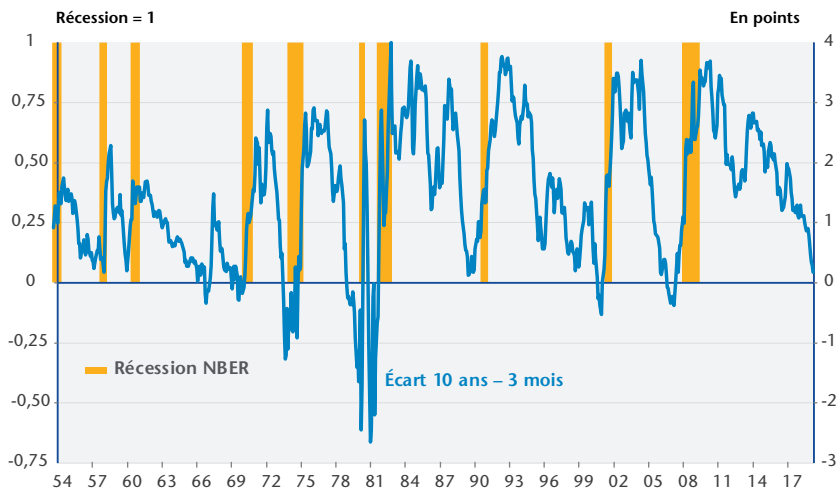
1. Structure par terme et probabilité de récession

Les graphiques 1 et 2 illustrent le caractère prédictif des périodes d'inversion de la courbe des taux, ici représentée par l'écart entre les taux à 10 ans et le taux à 3 mois pour les États-Unis et l'écart entre le taux à 10 ans et le taux à 2 ans dans la zone euro⁷. Pour les États-Unis, il

7. Le choix du taux à 2 ans se justifie ici par la disponibilité des données de taux à 2 ans sur une plus longue période.

ressort que, depuis la fin des années 1960, 5 des 6 récessions⁸ ont bien été précédées d'une inversion de la courbe des taux. Les récessions de 1969 et 1973-1974 ont débuté 5 mois après l'inversion de la pente des taux. Le délai fut cependant plus long pour la Grande Récession qui, selon le NBER (*National Bureau of Economic Research*), débute en décembre 2007. L'écart entre le taux à 10 ans et le taux à 3 mois est en effet devenu négatif entre août 2006 et avril 2007. Sur les 10 récessions identifiées au cours de cette période, seules celles des années 1950, celle de 1960 et celle de 1990 n'ont pas été précédées d'une inversion de la courbe des taux. Inversement, il n'y a eu qu'un seul faux signal positif en 1996 ; l'inversion de la courbe des taux n'ayant pas été suivie d'une récession. Ces éléments suggèrent donc une relation récurrente pour les États-Unis et l'objectif de cette partie est à la fois de confirmer cette corrélation sur le plan économétrique et de voir dans quelle mesure les résultats peuvent être généralisés à la France et la zone euro. Il apparaît cependant que pour la zone euro, le lien entre pente des taux et l'indicateur de récession – calculé par le CEPR (*Center for Economic Policy Research*) est plus ténu (graphique 2). Si les récessions sont souvent précédées d'une réduction de l'écart, il n'y a pas toujours d'inversion de la courbe, comme on le constate de façon bien plus nette pour les États-Unis.

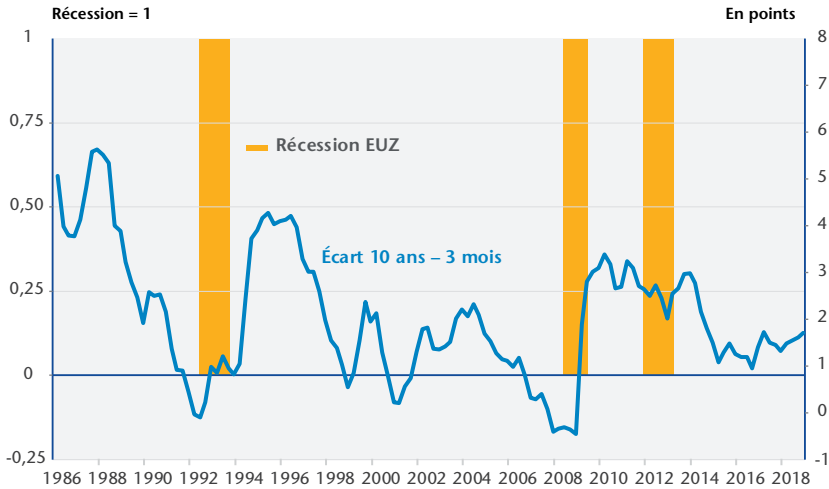
Graphique 1. Inversion de la courbe des taux et récession aux États-Unis



Sources : NBER, Thomson Reuters.

8. On considère que les récessions de 1980 et 1982 sont une seule et même récession.

Graphique 2. Inversion de la courbe des taux et récession dans la zone euro



Note : La série de taux à trois mois pour la zone euro n'est disponible que depuis janvier 1990. Nous avons ici retenu le taux sur le marché interbancaire allemand disponible depuis janvier 1986.

Sources : CEPR, Thomson Reuters.

1.1. Fondements empiriques du lien entre courbe des taux et récession aux États-Unis

Estrella et Mishkin (1998) suggèrent que le lien entre l'écart des taux et la probabilité de récession aux États-Unis atteint un pic après 4 trimestres et qu'il est robuste à l'introduction d'autres indicateurs avancés de l'activité, notamment un indice boursier. Pour faire écho aux débats actuels sur l'aplatissement de la courbe des taux aux États-Unis, nous nous intéressons au risque de récession outre-Atlantique et nous estimons un modèle *Probit* qui permet de déterminer la probabilité de récession à un horizon donné. La datation des cycles pour les États-Unis est réalisée par le NBER qui propose une approche ne s'appuyant pas uniquement sur le PIB⁹. Une récession correspond alors à une période au cours de laquelle plusieurs indicateurs enregistrent un recul significatif : le PIB en volume mais également le revenu réel, l'emploi, la production industrielle et les ventes de détail. Le modèle économétrique s'écrit :

$$\Pr [Y_{t+k} = 1 | Spread_t] = F(\alpha + \beta \cdot Spread_t + \theta \cdot Z_t)$$

où Y_{t+k} est une variable dichotomique égale à 1 lorsqu'il y a une récession à la date $(t+k)$ et 0 autrement. *Spread* mesure l'écart entre le taux

9. On qualifie effectivement de récession technique, une période de deux trimestres consécutifs de baisse du PIB en volume.

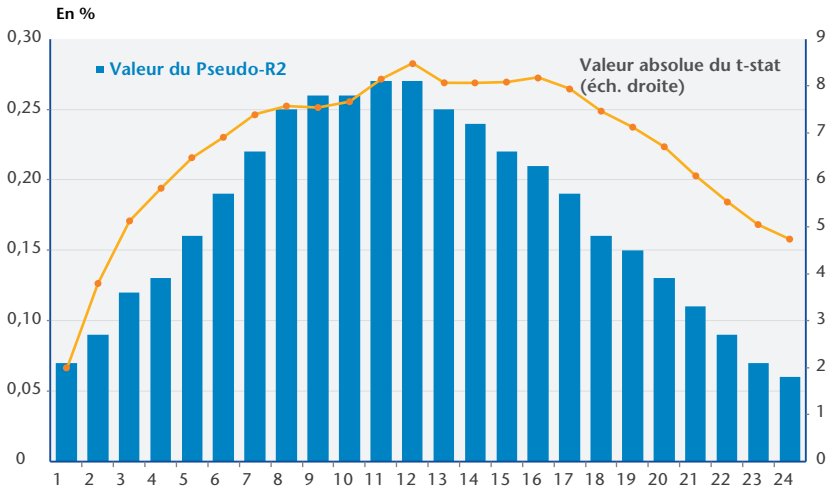
long et le taux court (ici les taux des bons du Trésor à 10 ans et 3 mois ou 2 ans). Le modèle peut ensuite être complété par l'ajout de variables de contrôle telles que l'indice boursier américain (ici le S&P 500) et un indicateur de politique monétaire (ici le taux à trois mois). $F()$ représente la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. Il faut souligner que l'estimation du modèle *Probit* ne renseigne pas directement sur l'ampleur de la récession mais sur sa probabilité. Ainsi on s'attend à ce qu'une baisse de la variable *Spread* soit associée à une probabilité de récession plus élevée, ce qui pourrait indirectement renseigner sur l'ampleur de la récession. Nous estimons le modèle pour des valeurs de $k = 1, \dots, 24$ sur la période avril 195 – décembre 2018. Cette étape permet de déterminer l'horizon auquel le pouvoir explicatif du modèle est le plus important. Sur cette période couvrant près de 66 années, le NBER recense 10 épisodes de récession¹⁰. La valeur du *pseudo-R2*¹¹ estimée pour chaque horizon suggère que le pouvoir explicatif est plus élevé à un horizon d'un an (graphique 3), ce qui correspond aux résultats mis en évidence dans la littérature pour les États-Unis. L'horizon d'un an correspond également à la période où la valeur absolue du *t-statistique* est la plus élevée suggérant une forte significativité du coefficient.

L'effet de l'écart de taux sur la probabilité de récession aux États-Unis est ensuite estimé uniquement à un horizon de 12 mois et pour différents modèles (tableau 1). Dans tous les modèles, sauf celui où la pente des taux est mesurée par l'écart entre le taux à 10 ans et le taux à 2 ans, une réduction de la pente des taux se traduit par une augmentation significative de la probabilité de récession. Le coefficient est plus élevé lorsqu'aucun contrôle n'est pris en compte. L'effet est robuste lorsque l'on tient compte des cours boursiers et si l'indicateur de récession à la date (t) est intégré dans l'équation. Il l'est également sur un échantillon plus court (janvier 1983–décembre 2018) qui exclut notamment la récession de 1982, liée à un important durcissement de la politique monétaire. Le coefficient associé au taux à 3 mois ressort également dans les différentes estimations avec un signe positif indiquant qu'un durcissement de la politique monétaire accroît la

10. Ces 8 épisodes se sont déroulés sur les périodes suivantes : juillet 1953 – avril 1954, août 1957 – mars 1958, avril 1960 – janvier 1961, décembre 1969 – octobre 1970, novembre 1973 – février 1975, janvier 1980 – juin 1980, juillet 1981 – octobre 1982, juillet 1990 – février 1991, mars 2001 – octobre 2001 et décembre 2007 – mai 2009.

11. Le pouvoir explicatif des modèles *Probit* est déterminé par un *pseudo-R2* calculé à partir du rapport de vraisemblance entre le modèle estimé et un modèle où l'ensemble des coefficients, à l'exception de la constante, est contraint à zéro.

Graphique 3. Pouvoir explicatif selon l'horizon



Source : Estimation OFCE.

probabilité de récession à un horizon de 12 mois. De plus, l'intégration d'une variable captant l'effet de la politique monétaire ne réduit pas la significativité de la pente de la courbe des taux. Par conséquent, il y a bien une information contenue dans la structure par terme des taux d'intérêt qui va au-delà de l'effet de la politique monétaire¹². La seule spécification pour laquelle la relation n'est pas statistiquement significative est celle où la pente de la courbe des taux est mesurée par l'écart entre le taux à 10 ans et le taux à 2 ans, disponible sur une période plus courte (à partir de juin 1976).

Le modèle permet ensuite de déterminer la probabilité de récession à un horizon 12 mois pour chaque date. Nous retenons l'estimation issue du modèle 3 (tableau 1) dans la mesure où ce modèle intègre l'ensemble des contrôles et que le Pseudo-R2 qui y est associé est plus élevé. Les résultats suggèrent qu'en décembre 2018, la probabilité de récession pour décembre 2019 s'élève à 22 %, soit un seuil moins élevé que celui observé lors des épisodes récessifs observés effectivement (graphique 4). En effet, les 7 dernières récessions identifiées par le NBER ont bien coïncidé avec une augmentation de la probabilité de récession estimée 12 mois avant. Néanmoins, le seuil critique de la

12. Notons que le coefficient estimé ici ne permet pas de capter l'effet causal de la politique monétaire sur la probabilité de récession. Ce coefficient souffre en effet certainement de nombreux biais. Voir Blot et Hubert (2018) pour une discussion sur ce point.

Tableau 1. Résultats des estimations pour les États-Unis

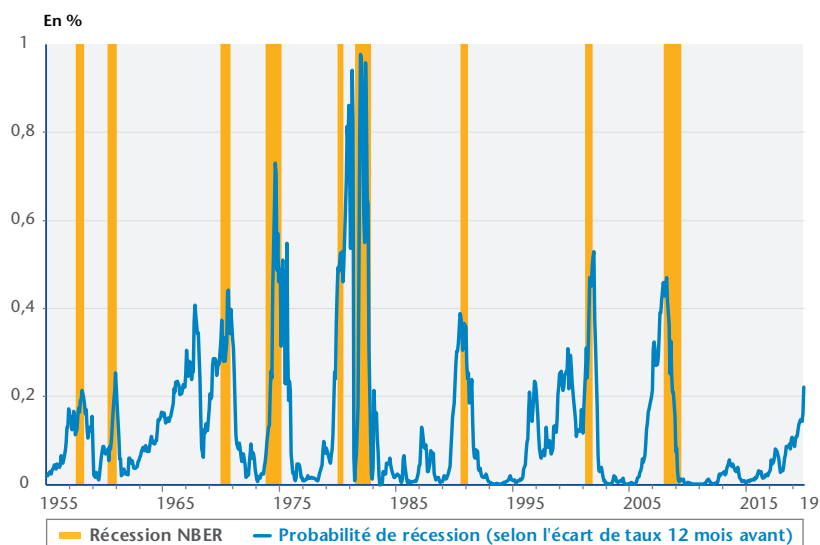
	(1) Récession NBER (t+12)	(2) Récession NBER (t+12)	(3) Récession NBER (t+12)	(4) Récession NBER (t+12)	(5) Récession NBER (t+12)
10 ans – 3 mois	-0,749*** [0,08]	-0,665*** [0,08]	-0,658*** [0,08]	-0,659*** [0,21]	
10 ans – 2 ans					-0,387 [0,24]
S&P 500		0,061 [0,05]	0,055 [0,06]	0,695** [0,34]	0,805*** [0,23]
Taux 3 mois		0,058** [0,03]	0,066** [0,03]	0,190** [0,09]	0,278*** [0,08]
Récession NBER (t)			-0,26 [0,25]		
Constante	-0,384*** [0,09]	-1,076*** [0,34]	-1,046*** [0,35]	-6,074** [2,90]	-7,641*** [2,01]
N	777	777	777	420	499
Pseudo-R2	0,257	0,267	0,27	0,343	0,3

Période d'estimation : avril 1953 – décembre 2018 (modèles [1], [2] et [3] ; janvier 1983 – décembre 2018 pour les modèles [4] et [5]).

Note : Les écart-types sont entre crochets. La matrice des variance-covariance est corrigée afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité.

Source : Estimation OFCE.

Graphique 4. Probabilité de récession aux États-Unis



Sources : NBER, Estimation OFCE.

probabilité à partir duquel la récession est effectivement observée semble plutôt proche de 40 %. Il n'y a que la récession de 1991 pour laquelle le modèle indiquait une probabilité de récession égale à 39 %. Dans les autres cas, la probabilité de récession était plus élevée. Il reste que selon ces estimations, le risque de récession pour les États-Unis en fin de l'année 2019 est limité¹³.

1.2. Une application à la France et à la zone euro

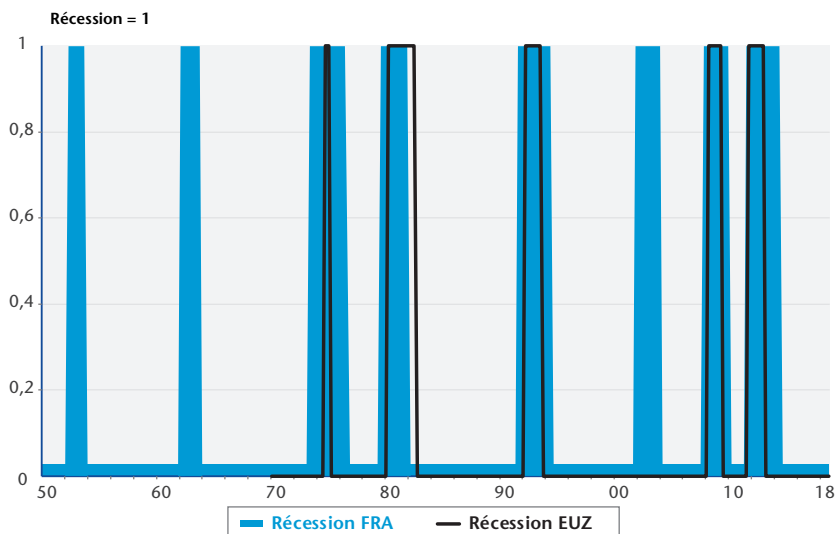
La même méthodologie est ensuite appliquée à la zone euro et à la France. À l'instar de ce qui est fait par le NBER, le CEPR propose¹⁴ une identification des cycles dans la zone euro et suggère cinq récessions depuis 1974. Relativement aux études précédentes sur la zone euro, nos estimations sont réalisées sur un échantillon temporel plus long, ce qui permet de couvrir une plus longue période de politique monétaire commune. Pour la France, il n'y a pas d'indicateurs de récession comparables à ceux du NBER ou du CEPR. Nous définissons une récession lorsque, sur une période de 4 trimestres, 2 trimestres de baisse du PIB sont observés, qu'ils soient consécutifs ou non. Cette méthode suggère alors 8 récessions pour la France depuis 1950 (graphique 5). Les récessions françaises coïncident le plus souvent avec celles identifiées par le CEPR pour la zone euro. Cependant, pour les estimations, l'échantillon est plus court en raison de la contrainte de disponibilité des données de taux à trois mois : 1990-T1 pour la zone euro et 1989-T1 pour la France.

Dans un premier temps, nous déterminons l'horizon auquel le pouvoir explicatif des modèles *Probit* est le plus important. Il ressort alors que celui-ci est différent selon la mesure de la pente des taux. Avec le *spread* entre le taux à 10 ans et le taux à 3 mois, la capacité explicative du modèle pour la France et la zone euro est au trimestre suivant. Si l'écart retenu est celui entre le taux à 10 ans et le taux à 2 ans, l'horizon est de 3 trimestres pour la zone euro et de 2 trimestres pour la France. Mais, dans ce dernier cas, l'effet de la pente des taux est cependant non significatif (tableau 2). Plus généralement, les estimations donnent des résultats moins robustes qu'aux États-Unis. Lorsque

13. Nos prévisions de croissance indiquent bien un ralentissement de l'activité en 2019 mais la croissance annuelle s'établirait néanmoins à 2,2 % sur l'année contre 2,9 % en 2018. En glissement, le ralentissement interviendrait surtout en 2020 avec une croissance de 1,6 % au deuxième trimestre selon nos prévisions.

14. Voir ici : <https://cepr.org/content/euro-area-business-cycle-dating-committee>.

Graphique 5. Récessions en France et dans la zone euro



Sources : CEPR, INSEE, OFCE.

l'on considère l'écart entre le taux à 10 ans et le taux à 3 mois, l'effet n'est plus significatif dès lors que l'on introduit la variable captant les récessions à la date (t). Enfin, si une réduction de l'écart entre le taux à 10 ans et le taux à 2 ans représente un indicateur avancé des récessions en zone euro à l'horizon de 3 trimestres, ce n'est pas le cas pour la France. L'information contenue dans la structure par terme des taux d'intérêt de la France ou de la zone euro serait donc un indicateur moins pertinent qu'aux États-Unis pour prédire les récessions. L'introduction de l'écart de taux américain dans le modèle reproduit dans la colonne 4 n'apporte pas d'information pertinente complémentaire¹⁵. Ces résultats ne confirment donc pas les précédents travaux réalisés sur la France et la zone euro et suggèrent que le pouvoir prédictif de la courbe des taux en termes de croissance doit être nuancé.

15. L'effet est significatif mais avec un signe positif suggérant qu'un accroissement de l'écart se traduit par une probabilité de récession plus élevée. Ces estimations ne sont pas reproduites dans le tableau mais sont disponibles auprès des auteurs.

Tableau 2. Résultats des estimations pour la France et la zone euro

	RECESSION EUZ (t+1)	RECESSION EUZ (t+1)	RECESSION EUZ (t+3)	RECESSION EUZ (t+3)	RECESSION FRA (t+1)	RECESSION FRA (t+1)	RECESSION FRA (t+2)	RECESSION FRA (t+2)
10 ans – 3 mois	-0,833*** [0,22]	-0,489 [0,34]			-0,567*** [0,17]	-0,241 [0,19]		
10 ans – 2 ans			-1,644*** [0,44]	-1,633*** [0,53]			-0,113 [0,31]	-0,118 [0,37]
Indice boursier	-2,451*** [0,86]	-0,463 [0,71]	-0,647 [0,68]	-0,266 [0,66]	-1,624* [0,84]	0,046 [0,65]	-0,14 [0,70]	0,461 [0,79]
3 mois	-0,364*** [0,12]	-0,093 [0,08]	-0,184 [0,12]	-0,154 [0,12]	-0,319** [0,13]	-0,041 [0,07]	-0,012 [0,12]	0,051 [0,13]
RECESSION(t)		2,770*** [0,51]		1,082** [0,44]		2,528*** [0,43]		1,660*** [0,37]
Constante	14,614*** [5,19]	1,589 [4,28]	4,571 [4,28]	2,113 [4,20]	7,364* [3,94]	-1,547 [3,03]	-0,289 [3,49]	-3,406 [3,99]
N	115	115	113	113	119	119	118	118
Pseudo-R2	0,175	0,599	0,354	0,41	0,085	0,493	0,004	0,218

Note : La matrice des variance-covariance est corrigée afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité.

Source : Estimations OFCE.

2. Structure par terme et croissance

Dans la section précédente, nous avons testé le lien entre l'inversion de la courbe des taux et la probabilité pour que l'économie tombe en récession. Si cette méthode est pertinente pour déterminer le risque de récession, elle ne permet pas de quantifier l'ampleur du ralentissement. L'approche dans cette section se différencie en testant directement l'existence d'une relation entre la structure des taux d'intérêt et le taux de croissance de l'économie. Par ailleurs, contrairement à un grand nombre de travaux empiriques sur la question qui testent ce lien à l'aide d'une régression linéaire simple, nous tenterons de prendre en compte l'endogénéité du taux d'intérêt dans notre analyse. Nous nous plaçons pour ce faire dans le cadre des modèles paramétriques VAR (Vector Auto Regressive) et évaluons si un choc sur la structure de taux contribue à la dynamique du taux de croissance de l'économie américaine, européenne et française à long terme. Nous vérifions dans un premier temps l'ordre d'intégration des variables d'intérêt (voir annexe) puis, nous testons la causalité au sens de Granger d'une inversion de la courbe des taux sur le taux de croissance de l'économie. Des fonctions de réponse sont ensuite estimées pour des modèles incluant d'autres variables telles que les prix de consommation et les taux court dans le modèle, ce qui permet de capter les interdépendances entre ces différentes variables.

Comme dans la section précédente, nous menons cette analyse sur données américaines, européennes et françaises. Pour les États-Unis, nous disposons de séries sur longue période (1958-2018). Celles-ci sont plus restreintes pour la France (1989-2018) et surtout pour la zone euro (1996-2018). L'examen de ce lien s'effectuera sur données mensuelles. À cet égard, les séries de PIB issus de la comptabilité en fréquence trimestrielle ont été mensualisées par la méthode de Litterman (1983) à partir de l'Indice mensuel de Production Industrielle. Pour la courbe des taux, nous retenons l'écart entre le taux à 10 ans et le taux à 3 mois (noté *Spread_10a3m*) et l'écart entre le taux à 10 ans et le taux à 2 ans (noté *Spread_10a2a*). Pour ces deux variables, nous avons aussi constitué deux variables indicatrices qui identifient les périodes d'inversion de la courbe des taux, variables prenant la valeur 0 lorsque l'écart est positif et 1 lorsque l'écart est négatif (respectivement *d_Spread_10a3m*, *d_Spread_10a2a*). Enfin, concernant l'indicateur de prix, nous avons retenu le déflateur des prix de consommation sous-jacent pour les États-Unis et l'indice des prix de consommation sous-jacent (IPC core) pour la zone euro et la France.

L'analyse du degré d'intégration des séries fait ressortir que le PIB et le taux court (à 3 mois) sont intégrés d'ordre 1 pour les trois zones concernées. Les *spreads* de taux, 10 ans par rapport à 3 mois ou 10 ans par rapport à 2 ans, sont stationnaires en niveau. Concernant les prix de consommation sous-jacents (*core*), ils ressortent intégrés d'ordre 2 pour les États-Unis et d'ordre 1 pour la zone euro et la France.

2.1. Tests de causalité à la Granger

Une première façon d'illustrer le lien entre l'inversion de la courbe des taux et la croissance économique est de mettre en place, dans le cadre des modèles paramétriques VAR, les tests de causalité au sens de Granger (1969). Rappelons que dans ce cadre d'analyse, une série temporelle Y cause une série temporelle X lorsque la connaissance du passé de Y conduit à améliorer l'estimation de la variable X relativement à une estimation fondée uniquement sur le passé de X .

L'ensemble des résultats pour les trois zones, sur la base de modèles VAR bi-variés sont résumés dans le tableau 3 dont nous rappelons rapidement la règle de lecture des résultats : pour tout couple (X, Y) de séries temporelles, Y cause X au sens de Granger (hypothèse alternative H_1) si et seulement si la p -value correspondante est strictement inférieure à 5 %.

Tableau 3. Tests de causalité au sens de Granger

Sens de la causalité	Obs	F-Statistic	Prob	Causalité au sens de Granger
États-Unis				
$\Delta \log(\text{PIB}) \Rightarrow \text{Spread}_{10a3m}$	710	2,153	0,0124	Accepté
$\Delta \log(\text{PIB}) \Rightarrow \text{Spread}_{10a2a}$	710	3,710	0,0001	Accepté
$\Delta \log(\text{PIB}) \Rightarrow d_ \text{Spread}_{10a3m}$	710	0,741	0,712	Rejeté
$\Delta \log(\text{PIB}) \Rightarrow d_ \text{Spread}_{10a2a}$	710	2,910	0,0006	Accepté
$\text{Spread}_{10a3m} \Rightarrow \Delta \log(\text{PIB})$	710	1,786	0,0471	Accepté
$\text{Spread}_{10a2a} \Rightarrow \Delta \log(\text{PIB})$	710	1,811	0,0429	Accepté
$d_ \text{Spread}_{10a3m} \Rightarrow \Delta \log(\text{PIB})$	710	2,321	0,0065	Accepté
$d_ \text{Spread}_{10a2a} \Rightarrow \Delta \log(\text{PIB})$	710	3,660	0,0001	Accepté
Avant 1982				
$\Delta \log(\text{PIB}) \Rightarrow \text{Spread}_{10a3m}$	264	1,162	0,3115	Rejeté
$\Delta \log(\text{PIB}) \Rightarrow \text{Spread}_{10a2a}$	264	1,356	0,1877	Rejeté
$\Delta \log(\text{PIB}) \Rightarrow d_ \text{Spread}_{10a3m}$	264	0,563	0,8706	Rejeté
$\Delta \log(\text{PIB}) \Rightarrow d_ \text{Spread}_{10a2a}$	264	1,970	0,0276	Accepté

Tableau 3 (suite). Tests de causalité au sens de Granger

Sens de la causalité	Obs	F-Statistic	Prob	Causalité au sens de Granger
Spread_10a3m \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	264	2,005	0,0245	Accepté
Spread_10a2a \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	264	2,745	0,0017	Accepté
d_Spread_10a3m \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	264	2,619	0,0027	Accepté
d_Spread_10a2a \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	264	3,089	0,0004	Accepté
Après 1982				
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ Spread_10a3m	446	2,077	0,0174	Accepté
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ Spread_10a2a	446	2,495	0,0036	Accepté
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ d_Spread_10a3m	446	0,584	0,8560	Rejeté
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ d_Spread_10a2a	446	1,037	0,4132	Rejeté
Spread_10a3m \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	446	3,053	0,0004	Accepté
Spread_10a2a \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	446	2,032	0,0204	Accepté
d_Spread_10a3m \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	446	1,221	0,2657	Rejeté
d_Spread_10a2a \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	446	1,500	0,1208	Rejeté
Zone euro				
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ Spread_10a3m	255	2,119	0,0166	Accepté
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ Spread_10a2a	255	0,999	0,450	Rejeté
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ d_Spread_10a3m	255	0,625	0,8199	Rejeté
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ d_Spread_10a2a	255	0,486	0,922	Rejeté
Spread_10a3m \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	255	0,439	0,9460	Rejeté
Spread_10a2a \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	255	0,033	1,000	Rejeté
d_Spread_10a3m \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	255	0,139	0,999	Rejeté
d_Spread_10a2a \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	255	0,035	1,000	Rejeté
France				
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ Spread_10a3m	326	1,209	0,2760	Rejeté
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ Spread_10a2a	326	1,845	0,0408	Accepté
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ d_Spread_10a3m	326	0,591	0,8994	Rejeté
$\Delta\log(\text{PIB}) \Rightarrow$ d_Spread_10a2a	326	0,966	0,4817	Rejeté
Spread_10a3m \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	326	1,015	0,4351	Rejeté
Spread_10a2a \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	326	1,561	0,1023	Rejeté
d_Spread_10a3m \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	326	0,991	0,4571	Rejeté
d_Spread_10a2a \Rightarrow $\Delta\log(\text{PIB})$	326	0,752	0,6996	Rejeté

Source : Estimations OFCE.

Pour l'économie américaine, sur longue période (1958-2018), les résultats du tableau 3 indiquent que la courbe des taux, quelle que soit la mesure retenue – écart du taux long au taux à 3 mois ou à 2 ans ou en variable indicatrice lorsque l'inversion se produit – cause au sens de Granger le taux de croissance annuelle de l'économie. Par définition de la causalité au sens de Granger, ces tests confirment que la pente des taux est un indicateur pertinent pour prévoir l'évolution de l'activité. Ce test ne permet pas d'établir l'existence d'une causalité structurelle mais d'une antériorité et donc d'une corrélation. On observe également que la réciproque est vérifiée et que le taux de croissance cause au sens de Granger la courbe des taux. Ainsi, si l'économie réelle – à travers le taux de croissance du PIB – influence la sphère financière – *via* la courbe des taux –, cette dernière produit réciproquement un effet sur la sphère réelle.

Il est cependant important de souligner ici la faible stabilité de cette relation aux États-Unis. D'une part, une analyse sur une sous-période allant de 1958 à 1981 montre que si la sphère financière influence au sens de Granger la sphère réelle, la réciproque n'est pas vérifiée. D'autre part, sur la fin de période, allant de 1982 à 2018, nous retrouvons une incidence réciproque de la sphère financière et réelle mais uniquement à travers l'indicateur d'écart de taux et non plus d'indicatrice révélant une inversion de la courbe des taux. Ainsi, à l'instar de Sédillot (2001), ces résultats suggèrent que le lien a pu s'affaiblir au cours des trente dernières années.

En ce qui concerne la France et la zone euro, les résultats nous conduisent à rejeter globalement l'idée d'une relation causale entre le taux de croissance de l'économie et les écarts de taux et ce quel que soit l'indicateur retenu. Il semblerait donc à ce stade de l'analyse que la relation étudiée perde beaucoup de significativité depuis plus de 20 ans.

2.2. Analyse des fonctions de réponse impulsionnelle

Afin de poursuivre l'analyse du lien qui existerait entre la courbe des taux et le taux de croissance économique, nous estimons des fonctions de réponses (IRF) qui permettent de déterminer la réponse d'une variable à un choc d'un écart-type de la variable de courbe de taux. Cette méthode permet de voir quelle est la réponse de l'activité à l'écart de taux lorsque l'on tient compte des interdépendances entre les variables et donc du fait que les variations de l'écart de taux peuvent

elles-mêmes résulter d'une variation de la croissance ou des autres variables incluses dans le modèle aux dates passées. Ces chocs dits structurels sont ici identifiés avec une décomposition de Cholesky. Dès lors, l'objectif n'est plus de vérifier l'existence d'une corrélation – mesurée par la dynamique des retards du modèle – mais de capter un effet de nature plus causale. La courbe des taux est-elle un indicateur pertinent pour prévoir l'activité économique future une fois que l'on tient compte de l'impact de la croissance observée sur les variations de l'écart entre taux long et taux court ?

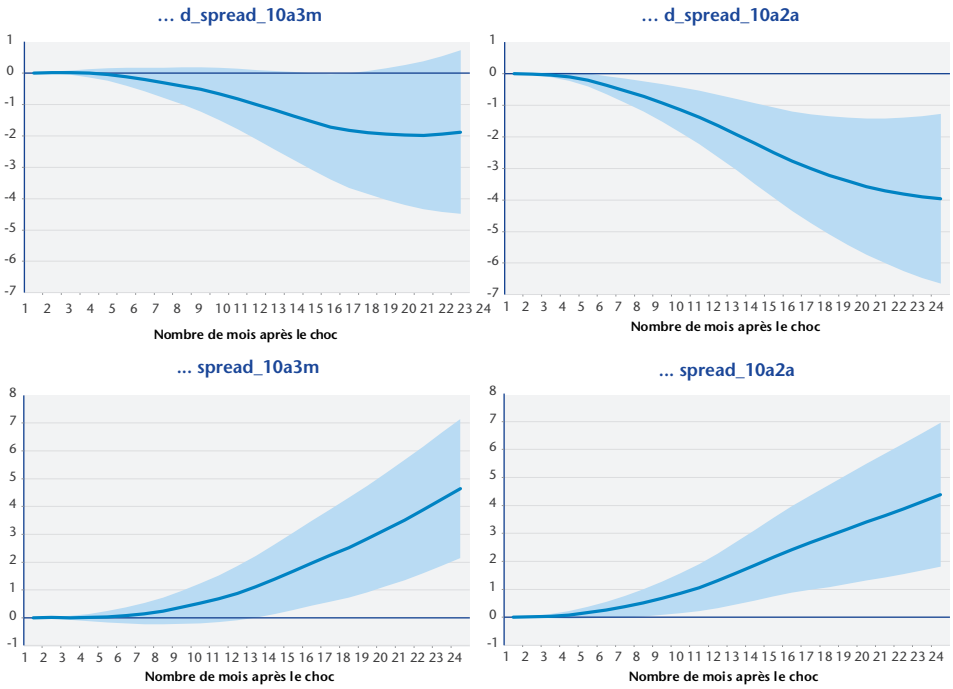
Le taux d'inflation et le taux d'intérêt à court terme viennent compléter le modèle VAR. Ces variables sont couramment introduites dans les travaux empiriques afin de vérifier si la structure des taux contient une information autre que celle de la politique monétaire (Estrella et Mishkin, 1997). La prise en compte de l'inflation, conjointement à celle de la croissance, permet également de mieux représenter la fonction de réaction de la politique monétaire puisque les décisions de taux prises par les banques centrales dépendent de la croissance et de l'inflation passées.

Pour l'ensemble de la période, une fois prise en compte l'incidence des autres variables macroéconomiques du modèle, l'effet de la structure des taux sur le taux de croissance du PIB est moins solide que celui observé dans un VAR bi-varié. Pour les États-Unis, un choc d'inversion de la pente des taux n'est pas suivi d'une baisse de l'activité si l'indicateur de courbe de taux retenu est l'indicatrice *d_spread_10a3m* (graphique 6). L'effet reste par contre significativement négatif pour l'indicatrice *d_spread_10a2a*. Par ailleurs, un choc positif sur l'écart entre le taux long et le taux court se traduit par une hausse significative de l'activité confirmant ainsi l'idée qu'une réduction de l'écart de taux entraîne bien un ralentissement après 12 mois. Le lien entre courbe des taux et activité aux États-Unis aurait cependant tendance à s'atténuer puisque s'il est avéré sur la période 1958-1981, ce n'est plus le cas sur la période 1982-2018 (graphiques 7 et 8).

Sans surprise, l'analyse à l'aide d'un modèle VAR multivarié conclut à la non contribution de la structure des taux sur le taux de croissance du PIB en zone euro et en France (graphiques 9 et 10).

Par ailleurs, l'IRF pour les quatre modèles indique que les taux d'intérêts à court terme et la variation du taux d'inflation ont un impact persistant sur le taux de croissance du PIB (Annexe 2).

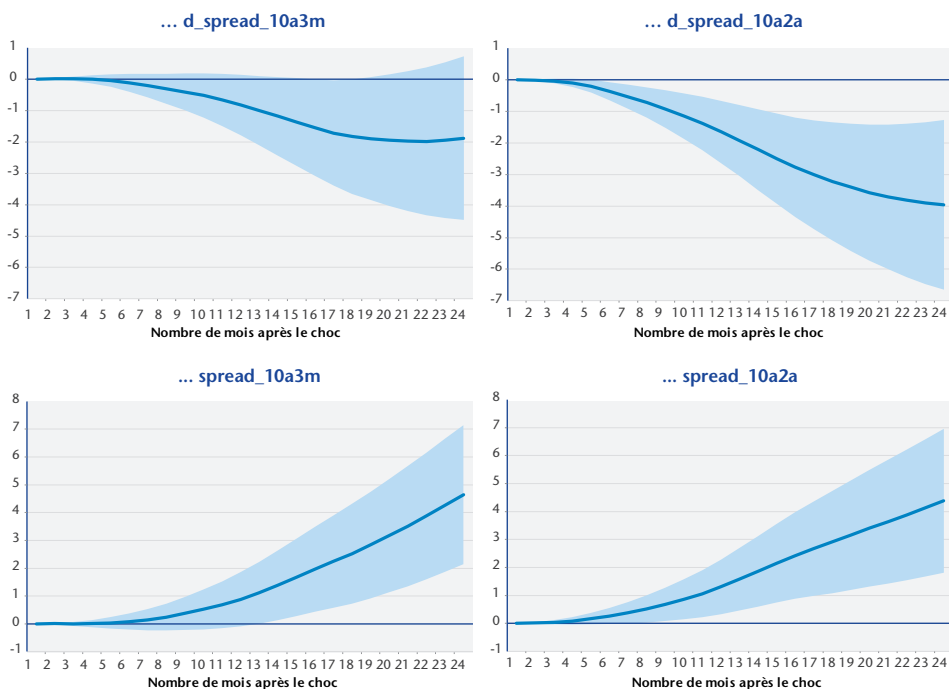
Graphique 6. Réponses du taux de croissance annuelle du PIB américain, pour la période 1958-2018, à la suite d'un choc d'un écart type d'innovation de...



Note de lecture : Ces graphiques retracent la réponse cumulée sur 24 mois d'un choc d'un écart-type de la variable de courbe de taux (ordre de Choleski) issue d'un VAR multivarié sur le taux de croissance annuelle du PIB. Le modèle VAR est estimé ici sur la période 1958-2018. L'aire en bleue représente l'intervalle de confiance à 90 %.

Source : Estimations OFCE.

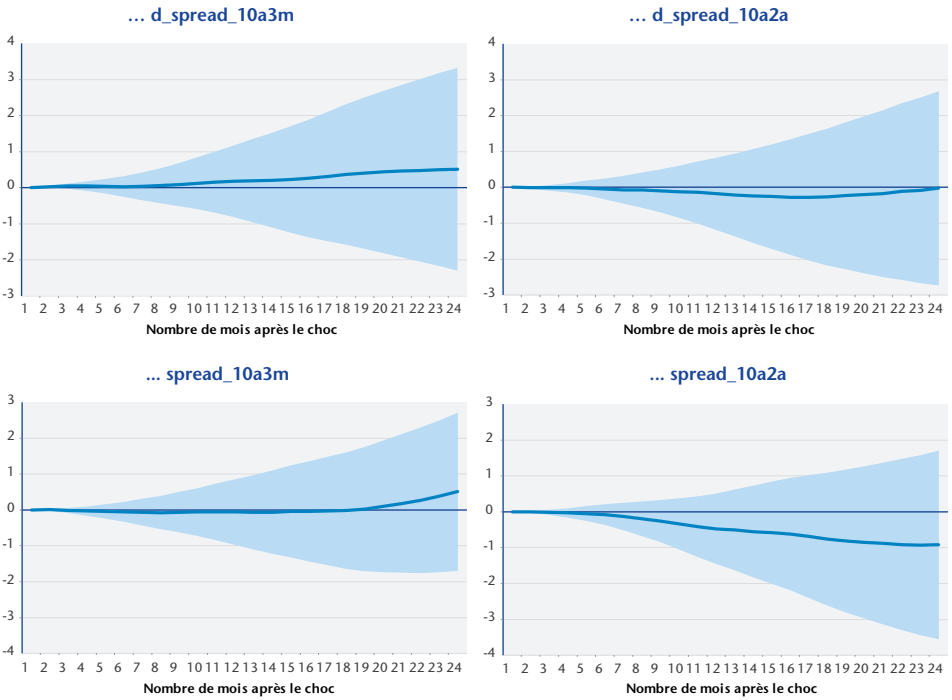
Graphique 7. Réponses du taux de croissance annuelle du PIB américain, pour la période 1958-1981, à la suite d'un choc d'un écart type d'innovation de...



Note de lecture : Ces graphiques retracent la réponse cumulée sur 24 mois d'un choc d'un écart-type de la variable de courbe de taux (ordre de Choleski) issue d'un VAR multivarié sur le taux de croissance annuelle du PIB. Le modèle VAR est estimé ici sur la période 1958-1981. L'aire en bleu représente l'intervalle de confiance à 90 %.

Source : Estimations OFCE.

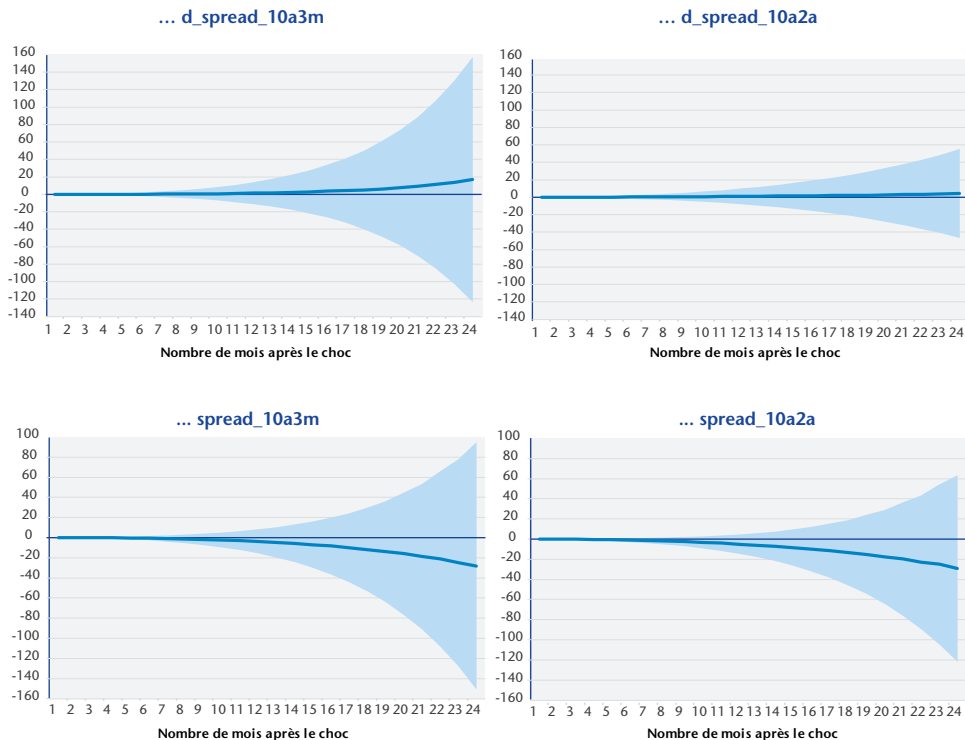
Graphique 8. Réponses du taux de croissance annuelle du PIB américain, pour la période 1982-2018, à la suite d'un choc d'un écart type d'innovation de...



Note de lecture : Ces graphiques retracent la réponse cumulée sur 24 mois d'un choc d'un écart-type de la variable de courbe de taux (ordre de Choleski) issue d'un VAR multivarié sur le taux de croissance annuelle du PIB. Le modèle VAR est estimé ici sur la période 1982-2018. L'aire en bleu représente l'intervalle de confiance à 90 %.

Source : Estimations OFCE.

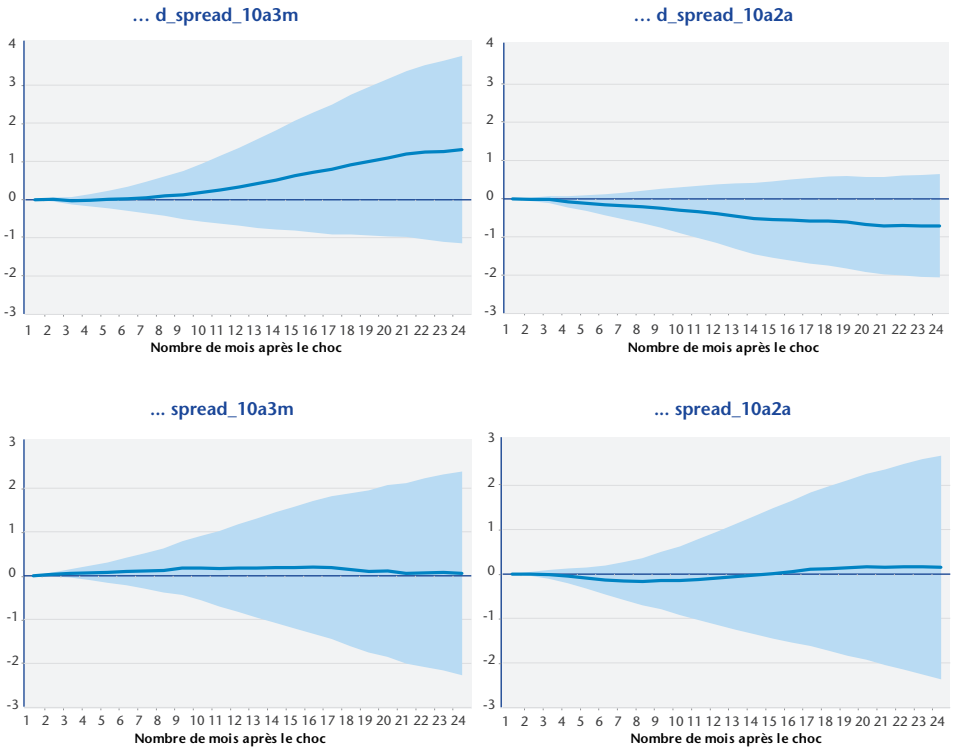
Graphique 9. Réponses du taux de croissance annuelle de la zone euro, pour la période 1982-2018, à la suite d'un choc d'un écart type d'innovation de...



Note de lecture : Ces graphiques retracent la réponse cumulée sur 24 mois d'un choc d'un écart-type de la variable de courbe de taux (ordre de Choleski) issue d'un VAR multivarié sur le taux de croissance annuelle du PIB. Le modèle VAR est estimé ici sur la période 1982-2018. L'aire en bleue représente l'intervalle de confiance à 90 %.

Source : Estimations OFCE.

Graphique 10. Réponses du taux de croissance annuelle du PIB de la France, pour la période 1989-2018, à la suite d'un choc d'un écart type d'innovation de...



Note de lecture : Ces graphiques retracent la réponse cumulée sur 24 mois d'un choc d'un écart type de la variable de courbe de taux (ordre de Choleski) issue d'un VAR multivarié sur le taux de croissance annuelle du PIB. Le modèle VAR est estimé ici sur la période 1982-2018. L'aire en bleue représente l'intervalle de confiance à 90 %.

Source : Estimations OFCE.

3. Conclusion

Une inversion de la courbe des taux d'intérêt n'est pas une situation habituelle. Dans les conditions normales de fonctionnement de l'économie, les investisseurs devraient obtenir un rendement plus élevé s'ils détiennent des obligations à long terme plutôt qu'à court terme de façon à compenser un risque multiple. Historiquement, cette situation inhabituelle a souvent été le signe d'un ralentissement de la croissance économique, voire d'une récession économique à venir. Nos résultats sur données américaines confirment ce lien même si le risque de récession est très limité aujourd'hui.

En revanche, nos estimations effectuées pour la France et la zone euro indiquent que l'information contenue dans la courbe des taux est beaucoup trop faible pour prévoir les récessions ou la croissance. Par ailleurs, sur données plus récentes, ce lien est encore plus faible, voire disparaît, sur données américaines. La stabilité de l'inflation à un faible niveau peut être une des explications à l'affaiblissement de ce lien.

Références

- Artus P. et Kaabi M., 1994, « Structure par terme des taux d'intérêt et reprise économique », *Économie et prévision*, n° 112, 1994-1. pp. 87-99.
- Abdymomunov A., 2013, « Predicting output using the entire yield curve », *Journal of Macroeconomics*, n° 37, 333-344.
- Ang A., Piazzesi M. et Wei M., 2006, « What does the yield curve tell us about GDP growth? », *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 359-403.
- Bernanke B. S., 1990, « On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rates Spread », *New England Economic Review of the Federal Reserve Bank of Boston*, septembre-novembre, p. 51-68.
- Blot, C. et Hubert, P., 2018, « Une analyse de la contribution de la politique monétaire à la croissance économique », *Revue de l'OFCE*, (5), 231-254.
- Chow G. C. et A. Lin 1971, « Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by related Series », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 53, n° 4, p. 372-375.
- Denton F. T., 1971, « Adjustment of monthly or Quarterly Series to Annual Totals : An Approach based on Quadratic Minimization », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 66, n° 333, p. 99-102.
- Duarte A., Venetis I. A. et Paya I., 2005, « Predicting real growth and the probability of recession in the Euro area using the yield spread », *International Journal of Forecasting*, 21(2), 261-277.
- Estrella A. et Hardouvelis G. A., 1991, « The term structure as a predictor of real economic activity », *The journal of Finance*, 46(2), 555-576.
- Estrella A. et Mishkin F. S., 1997, « The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank », *European Economic Review*, 41(7), 1375-1401.
- Estrella A. et Mishkin F. S., 1998, « Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators », *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 45-61.
- Fernández R., 1981, « A Methodological Note on the Estimation of Time Series », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 63, n° 3, 471-76.

- Ginsburgh V. A., 1973, « A Further Note on the Derivation of Quarterly Figures Consistent with Annual Data », *Applied Statistics*, vol. 22, n° 3, p. 368-374.
- Granger C., 1969, « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, vol. 37, n° 3, 424-38.
- Granger C et P. Newbold, 1974, « Spurious regressions in econometrics », *Journal of Econometrics*, vol. 2, n° 2, 111-120.
- Harvey C., 1988, « The Real Term Structure and Consumption Growth », *Journal of financial Economics*, n° 22, pp. 305-333.
- Litterman R., 1983, « A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 1, n° 2, 169-73.
- Liu W. et Moench E., 2016, « What predicts US recessions? », *International Journal of Forecasting*, 32(4), 1138-1150.
- Moneta F., 2005, « Does the yield spread predict recessions in the Euro area? », *International Finance*, 8(2), 263-301.
- Sédillot F., 2001, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? » *Économie et prévision*, 141-157.

ANNEXE 1. Test de non-stationnarité

La première étape économétrique consiste à vérifier l'ordre d'intégration des séries. Le modèle classique de régression exige que les variables dépendantes et indépendantes d'une régression soient stationnaires afin d'éviter le problème de « spurious regression » (Granger et Newbold, 1974).

Nous utilisons trois tests pour vérifier l'ordre d'intégration des séries. Il s'agit du test Augmented Dickey-Fuller (ADF), du test Dickey Fuller GLS (DFGLS) et celui de Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS). Les tests ADF et DFGLS ont comme hypothèse nulle que la variable a une racine unitaire tandis que le test KPSS fait l'hypothèse nulle inverse. Nous décidons de l'ordre d'intégration dès lors que deux des trois tests concordent avec un certain ordre d'intégration. Les résultats des tests de racine unitaire sont résumés dans le tableau A1.

Il ressort de cette analyse que le PIB et le taux court (à 3 mois) sont intégrés d'ordre 1 pour les trois zones concernées. Les *spreads* de taux, 10 ans par rapport à 3 mois ou 10 ans par rapport à 2 ans, sont stationnaires en niveau. Concernant les prix de consommation sous-jacents (core), ils ressortent intégrés d'ordre 2 pour les États-Unis et d'ordre 1 pour la zone euro et la France.

Tableau A1. Ordre d'intégration des séries mobilisées

	Test	Modèle	LM-Stat	Ordre d'intégration
États-Unis				
PIB	ADF	Différence & Drift	-11,816	I(1)
	DFGLS		-4,969	
	KPSS		0,677**	
Déflateur Core	ADF	Double Différence & Drift	-22,523	I(2)
	DFGLS		-20,249	
	KPSS		0,0218	
Taux 3 mois	ADF	Différence & Drift	-6,693	I(1)
	DFGLS		-2,091**	
	KPSS		0,0815	
Spread_10a3m	ADF	Niveau & Drift	-4,876	I(0)
	DFGLS		-4,811	
	KPSS		0,0682	
Spread_10a2a	ADF	Niveau & Drift	-3,517*	I(0)
	DFGLS		-3,298	
	KPSS		0,0604	

Tableau A1 (suite). Ordre d'intégration des séries mobilisées

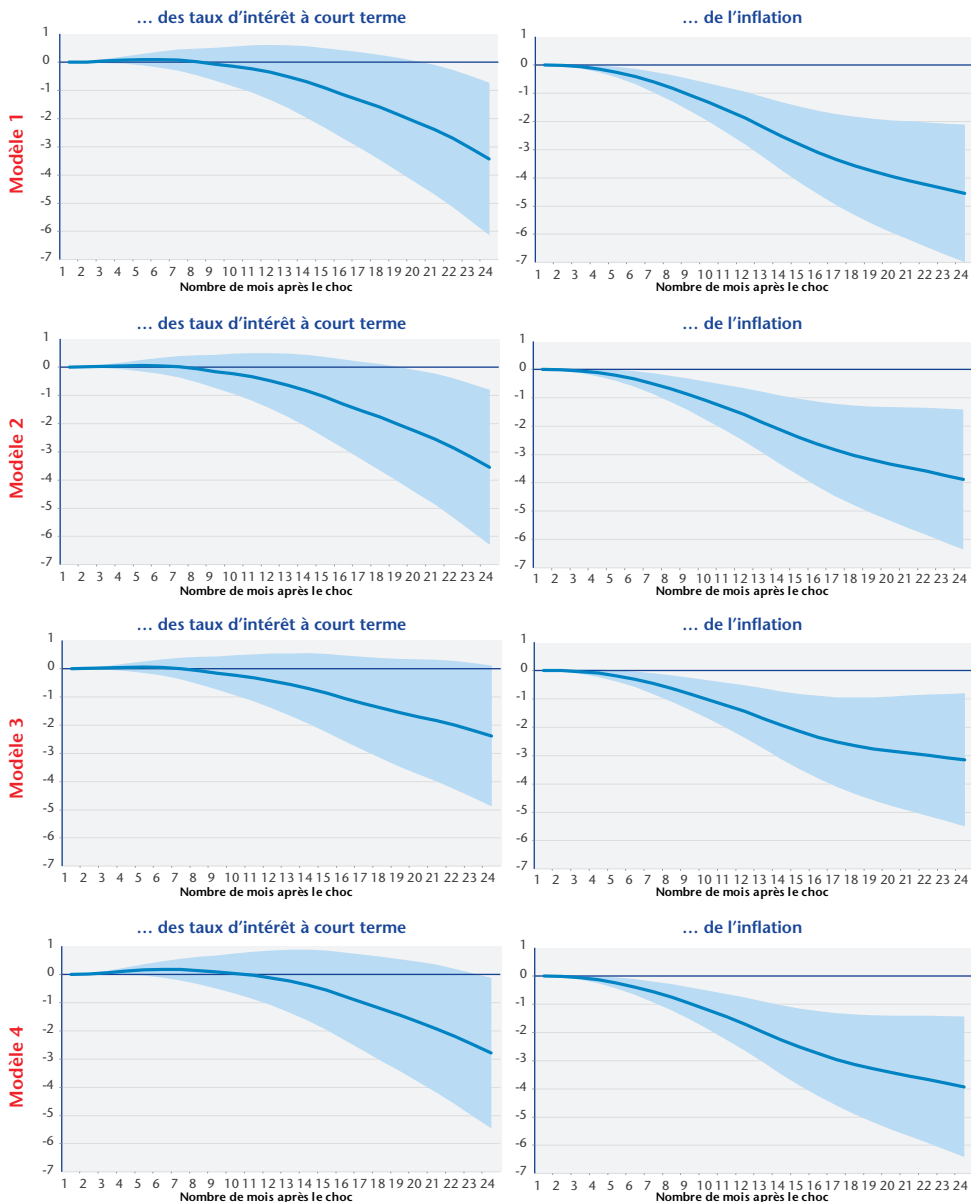
	Test	Modèle	LM-Stat	Ordre d'intégration
Zone euro				
PIB	ADF	Différence & Drift	-16,731	I(1)
	DFGLS		-16,724	
	KPSS		0,373*	
IPC Core	ADF	Double Différence & Drift	-3,289*	I(1)
	DFGLS		-2,198***	
	KPSS		0,2067	
Taux 3 mois	ADF	Différence & Drift	-7,813	I(1)
	DFGLS		-3,137	
	KPSS		0,0492	
Spread_10a3m	ADF	Niveau & Drift	-2,649**	I(0)
	DFGLS		-2,648	
	KPSS		0,0958	
Spread_10a2a	ADF	Niveau & Drift	-5,999	I(0)
	DFGLS		-3,934	
	KPSS		0,0611	
France				
PIB	ADF	Différence & Drift	-7,652	I(1)
	DFGLS		-3,008*	
	KPSS		0,1141	
IPC Core	ADF	Différence & Drift	-3,499	I(1)
	DFGLS		-3,467	
	KPSS		0,1909	
Taux 3 mois	ADF	Différence & Drift	-14,451	I(1)
	DFGLS		-2,417*	
	KPSS		0,0445	
Spread_10a3m	ADF	Niveau & Drift	-3,422*	I(0)
	DFGLS		-3,344*	
	KPSS		0,1950**	
Spread_10a2a	ADF	Niveau & Drift	-2,627**	I(0)
	DFGLS		-2,897*	
	KPSS		0,1491*	

*, **, *** signifie que le test n'est pas significatif à respectivement 1%, 5% et 10%

Source : Estimations OFCE.

ANNEXE 2.

Graphique A2. Réponses impulsionnelles (IRF) sur le taux de croissance annuel du PIB des États-Unis, pour la période 1958-2018, à la suite d'un choc d'un écart type d'innovation de...



Note de lecture : Ces graphiques retracent la réponse cumulée sur 24 mois d'un choc d'innovation d'un écart-type de la variable de taux d'intérêt à 3 mois et de la variation de l'inflation (ordre de Choleski) issue d'un VAR multivarié sur le taux de croissance annuelle du PIB. Le modèle VAR est estimé ici sur la période 1958-2018. L'aire en bleue représente l'intervalle de confiance à 90 %.

Source : Estimations des auteurs.

