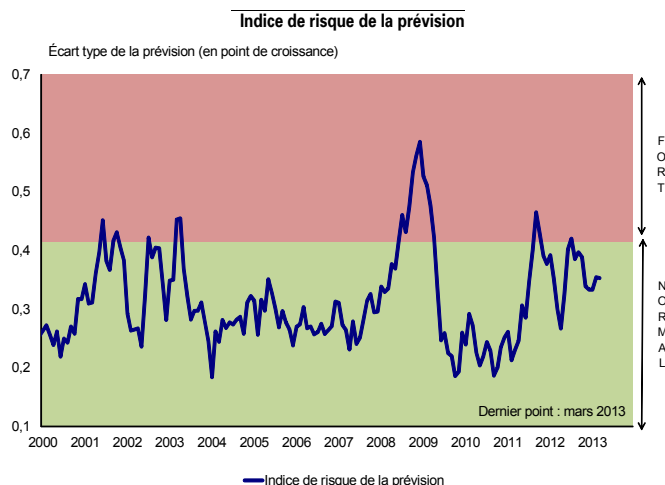


Incertitude conjoncturelle : comment la mesurer ?

Ce document a été élaboré sous la responsabilité de la direction générale du Trésor et ne reflète pas nécessairement la position du ministère de l'Économie et des Finances et du ministère du Commerce Extérieur.

- L'activité économique des grandes économies de l'Union Européenne et des États-Unis a été fortement affectée à plusieurs reprises depuis 2008 par la dégradation de la confiance des acteurs économiques. Le niveau d'incertitude sur les marchés financiers, mesuré par des indices de volatilité boursiers ou par les *spreads* des obligations d'état, a en effet fortement augmenté au cours de l'été 2011 et de l'été 2012.
- Or la croissance économique de court terme est souvent difficile à prévoir lors des périodes de retournement conjoncturel au moyen des méthodes traditionnellement mobilisées par les prévisionnistes, les étalonnages sur les enquêtes de conjoncture. Ces modèles ont fortement sous-estimé la probabilité d'observer de très fortes évolutions de la croissance trimestrielle en début et en fin de la crise de 2008-2009.
- Un modèle alternatif est présenté ici, basé sur les régressions de quantiles, qui capte en temps réel l'incertitude.
- Il permet d'évaluer en rythme mensuel les effets joints des évolutions du climat des affaires et des tensions sur les marchés financiers, non seulement sur le niveau d'activité, mais aussi sur l'incertitude conjoncturelle.
- Un pic d'incertitude a été identifié par ce modèle au mois de juillet 2012. Depuis, l'incertitude s'est amenuisée progressivement, en lien probable avec la gestion de la crise des dettes souveraines de la zone euro.



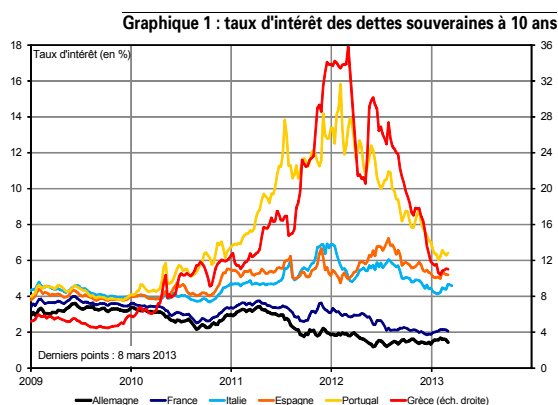
Source : Calculs DG Trésor.

1. Un contexte conjoncturel marqué par de fortes incertitudes financières

1.1 Depuis l'été 2011 les économies avancées sont soumises à une succession de chocs de confiance

Parmi les grandes économies, seuls l'Allemagne et les États-Unis avaient retrouvé leur niveau d'activité antérieur à la crise de 2008-2009 au 2^e trimestre 2011. Le processus de rattrapage du niveau de PIB d'avant crise, dont la vitesse varie entre les pays, s'est estompé au cours de l'été 2011. Ce retournement conjoncturel est largement attribué à la dégradation de la confiance des acteurs financiers, que ce soit concernant l'endiguement de la crise de la dette dans certains pays de la zone euro, ou concernant la capacité des institutions à trouver un accord budgétaire aux États-Unis.

Le choc de défiance s'est immédiatement propagé aux marchés des dettes souveraines de la zone euro. Ainsi, la divergence des taux d'intérêt parmi les pays membres s'est accentuée au cours de l'été 2011. Les pays de la zone euro, qui avaient accumulé des possessions extérieures nettes les plus négatives, contreparties de déficits courants persistants, notamment le Portugal et la Grèce, ont supporté une nouvelle hausse de la prime de risque sur leur dette publique. L'Espagne et l'Italie ont été à leur tour, quoique dans une moindre mesure, victimes de tensions sur leur dette souveraine (cf. graphique 1). La pression sur les taux des obligations d'État s'est relâchée en octobre 2012 depuis l'annonce de la BCE qu'elle se tient prête à mobiliser un outil innovant de gestion de crise, l'*Outright Monetary Transactions* (OMT). Ce programme prévoit le rachat de titres sur le marché secondaire d'un montant *ex-ante* sans limite et portant sur les maturités courtes, conditionnel à une assurance financière FESF/MES.



Les places boursières ont subi la contagion du choc et ont fortement reculé au cours de l'été 2011, notamment en Europe. En outre, le choc n'a pas simplement eu un impact sur le niveau des cours boursiers, il a aussi fortement

augmenté leur volatilité, générant un environnement de forte incertitude.

1.2 L'incertitude économique modifie le comportement des acteurs...

La dégradation des indicateurs conjoncturels observée au cours de l'été 2011 signale que les tensions financières se sont aussi transmises à l'économie réelle. En France, l'indice de climat des affaires calculé par l'Insee s'établit en forte baisse et en dessous de sa moyenne historique depuis le mois de septembre 2011.

La théorie économique identifie différents canaux à travers lesquels un choc d'incertitude pourrait peser sur le comportement des acteurs économiques. En particulier, selon Bloom¹, si la réalisation des projets d'investissement entraîne des coûts fixes irrécouvrables, le niveau d'incertitude constituera un des déterminants de leur réalisation, même à profit espéré inchangé. Une hausse du niveau d'incertitude incite les entrepreneurs avertis au risque à attendre avant de lancer de nouveaux projets. Les firmes retardent ou annulent l'embauche de nouveaux salariés et la concrétisation de leurs projets d'investissement.

En France, selon Zakhartchouk (2012)², un pic d'incertitude, identifié par une hausse mensuelle significative de la volatilité mensuelle du CAC 40, pèserait sensiblement sur le niveau de la production manufacturière et cet effet ne se dissiperait qu'au bout de 14 mois.

1.3 ... ce qui peut dégrader la qualité des modèles de prévision

Si les chocs d'incertitude modifient le comportement des acteurs économiques, les relations statistiques existantes entre les variables économiques suivies par le prévisionniste peuvent être modifiées.

Dans la pratique courante, le prévisionniste réalise ses anticipations à l'aide de modèles statistiques. Le degré d'incertitude lié à une prévision statistique dépendra donc de la qualité de la modélisation retenue. Toutefois, le niveau d'incertitude associé aux modèles usuellement utilisés ne dépend pas du contexte conjoncturel (cf. encadré 1).

Selon Cornec (2011)³ les méthodes classiques ont connu des difficultés pour prévoir l'activité au cours de certains trimestres, notamment en début de crise (4^e trimestre 2008) et pendant le rebond ultérieur (2^e trimestre 2009). Par ailleurs, ces modèles ont sous-estimé la probabilité d'observer des réalisations extrêmes de la croissance trimestrielle. Ceci suggère que ces modèles ne prennent pas suffisamment en compte l'incertitude conjoncturelle et qu'il est nécessaire de construire des nouveaux outils pour améliorer l'appréciation de l'incertitude.

(1) N. Bloom (2009, "The impact of uncertainty shocks", *Econometrica*, Vol. 77, pp. 623-685.

(2) A. Zakhartchouk (2012) « Les chocs d'incertitude freinent l'activité » *Note de conjoncture de l'Insee*, mars 2012.

(3) M. Cornec (2011), "Constructing a conditional GDP fan chart with an application to French business survey data", <http://www.tresor.economie.gouv.fr/File/334878>.

Encadré 1 : L'incertitude dans la pratique courante des étalonnages

Dans la pratique courante, le prévisionniste cherche à anticiper la réalisation d'une variable d'intérêt à un horizon h à partir d'un modèle statistique, appelé étalonnage, de la forme suivante :

$$y_{t+h} = X_t' \beta + u_{t+h}$$

y_{t+h} désigne la variable à prévoir ; X_t le vecteur des indicateurs avancés disponibles ; β est un coefficient inconnu et u_{t+h} est une variable aléatoire qui synthétise l'ensemble des éléments inobservés.

Les hypothèses qui fondent ces modèles statistiques sont : (1) u_{t+h} est supposé indépendant de X_t et (2) u_{t+h} est distribué suivant une loi gaussienne de moyenne nulle et de variance constante égale à σ^2 .

Sous ces hypothèses, la meilleure prévision disponible est égale à : $\hat{y}_{t+h} = X_t' \hat{\beta}$

$\hat{y}_{t+h}$ représente la prévision de la variable pour la date $t+h$ et $\hat{\beta}$ est l'estimation du coefficient β , généralement obtenue à partir de la méthode des moindres carrés ordinaires.

Cette prévision est soumise à une erreur (notée e_{t+h}) : $e_{t+h} = y_{t+h} - \hat{y}_{t+h} = u_{t+h} + X_t'(\beta - \hat{\beta})$ (1)

Cette dernière équation permet de séparer deux sources d'erreur de prévision : d'une part le terme u_{t+h} est inobservé à la date de prévision, d'autre part, $X_t'(\beta - \hat{\beta})$ reflète les erreurs liées à l'estimation du coefficient β .

Sous les hypothèses précédentes l'erreur de prévision est distribuée suivant une loi gaussienne avec les propriétés suivantes :

- L'espérance de l'erreur de prévision est nulle : $E(e_{t+h}) = 0$
- La variance de l'erreur est égale à : $V(e_{t+h}) = \sigma^2 [1 + X_t'(X'X)^{-1}X_t]$ où, X représente la matrice de l'ensemble des observations des indicateurs avancés pendant la période d'estimation du modèle.

Formulé autrement, l'incertitude associée à la prévision réalisée par étalonnage dépend de l'ampleur des chocs inobservés (premier terme de l'équation n°1) et de la précision des estimations (deuxième terme de l'équation n°1, qui dépend de la taille de l'échantillon d'estimation).

2. Les enquêtes de conjoncture de l'Insee fournissent des informations sur le niveau de l'activité, mais aussi sur le niveau d'incertitude

Les enquêtes de conjoncture publiées par l'Insee constituent une des sources d'information les plus utiles pour le conjoncturiste afin de réaliser des prévisions de court terme. Ces enquêtes sont disponibles rapidement, autour du 20^e jour de chaque mois, alors que les principaux indicateurs quantitatifs (« données dures ») concernant le mois en question sont publiés deux mois plus tard (consommation des ménages en biens, production industrielle, échanges internationaux), voire trois (chiffres d'affaires dans le commerce de détail). Par ailleurs, les soldes d'opinion publiés sont très peu révisés après leur publication, permettant d'éviter des erreurs de prévision simplement liées à une mauvaise mesure de l'état conjoncturel (cf. encadré 2).

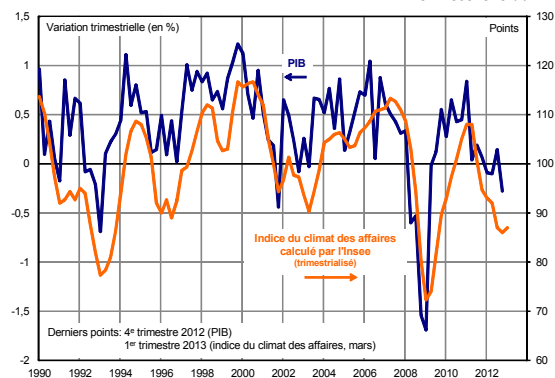
2.1 L'indice de climat des affaires calculé par l'Insee est corrélé avec le niveau de l'activité...

L'indice du climat des affaires (ICA) de l'Insee, publié avec les enquêtes de conjoncture mensuelles, constitue un indicateur avancé de qualité pour la prévision de l'activité économique, comme l'ont montré Bardaji, Clavel, Minodier et Tallet (2008)⁴ (cf. graphique 2). La corrélation entre la croissance du PIB et la moyenne trimestrielle de l'indice est de 0,63.

Pendant la période 1990-2009, la moyenne du taux de croissance trimestriel s'établit à environ 0,4 % (cf. tableau 1). L'information de la position de l'ICA par rapport à sa moyenne de long terme permet d'avoir une estimation plus précise du niveau de la croissance. Dans le cas où l'indice est au-dessus de sa moyenne, la croissance moyenne s'établit à environ 0,6 % alors qu'elle ne serait que

de l'ordre de 0,1 % dans le cas contraire. Cet exemple simple montre qu'un lien existe entre le niveau de l'ICA et la croissance trimestrielle, variables entre lesquelles il semble y avoir une relation croissante.

Graphique 2 : climat des affaires (France) calculé par l'Insee et croissance trimestrielle du PIB



Sources : Insee, calculs DG Trésor.

La croissance trimestrielle dépend non seulement du niveau de l'indice mais également de son évolution : un indice supérieur à 100 laisse présager un taux de croissance élevé et ceci d'autant plus que l'indice est orienté à la hausse (croissance trimestrielle moyenne de l'ordre de +0,7 %). À l'inverse, lorsque l'indice est inférieur à 100 et en baisse, les taux de croissance sont souvent négatifs. Enfin, les situations où les signaux sont de sens contraire sont associées avec un niveau de croissance proche de la croissance moyenne historique.

(4) Bardaji, Clavel, Minodier et Tallet (2008), « Deux nouveaux indicateurs pour aider au diagnostic conjoncturel en France », *Note de conjoncture de l'Insee*, décembre 2008, pp. 23-44.

Tableau 1 : statistiques descriptives du PIB (1990-2009) en fonction de l'ICA

	Observations	Moyenne	Écart type	Écart inter-quartile
PIB	80	0,38	0,52	0,58
si le niveau de l'ICA est supérieur ou égal à sa moyenne historique ...	44	0,60	0,35	0,43
... et sa variation est positive ou nulle	26	0,73	0,26	0,35
... et sa variation est négative	18	0,43	0,38	0,39
si le niveau de l'ICA est inférieur à sa moyenne historique ...	36	0,11	0,58	0,61
... et sa variation est positive ou nulle	17	0,42	0,30	0,52
... et sa variation est négative	19	-0,18	0,63	0,67

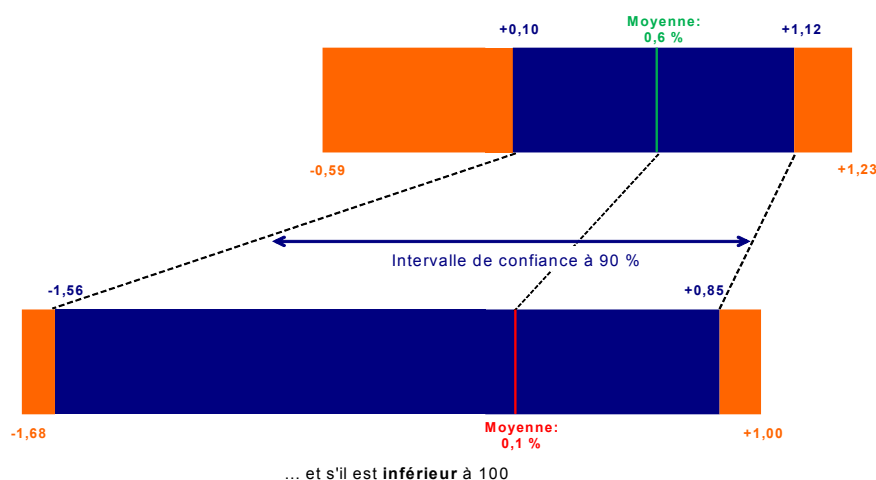
Source : Insee.

2.2 mais ce lien varie selon la position dans le cycle

Si le niveau de l'ICA fournit un signal concernant le niveau de l'activité, la précision de ce lien varie en fonction du niveau de l'indice. Lorsque l'indice est supérieur à sa moyenne de long terme, la croissance trimestrielle s'étale dans un intervalle d'une amplitude de 1,8 point (entre -0,6 % et +1,2 %),

alors que l'amplitude de cet intervalle est de 2,7 points (entre -1,7 % et +1,0 %) pour des valeurs de l'indice inférieures à sa moyenne historique. Ainsi, le lien entre l'évolution trimestrielle du PIB et le niveau de l'indice du climat des affaires semble plus faible en phase de conjoncture basse (cf. graphique 3).

Graphique 3 : étalement de la croissance trimestrielle (1990-2009) en fonction du niveau de l'indice de climat des affaires (France) publié par l'Insee

Étalement historique de la croissance trimestrielle du PIB si le climat des affaires est supérieur à 100...

Note de lecture : si le climat des affaires s'est établi en dessus de 100, entre 1990 et 2009, la croissance trimestrielle du PIB s'est étalée entre -0,59 % et +1,23 % et dans 90 % des cas il s'est établi entre +0,10 % et 1,12 %.

Source : Insee.

2.3 L'exploitation de plusieurs vagues d'enquêtes permet d'identifier des chocs sur l'activité

L'indice de climat des affaires fournit une première information concernant le niveau de l'activité à un moment donné. Toutefois, cet indice n'est que la synthèse d'un ensemble plus large d'information. Les chefs d'entreprise interrogés par l'Insee donnent un avis qualitatif⁵ sur un vaste ensemble de questions (activité récente, perspectives d'activité, niveau des carnets de commandes, etc.). Afin de tirer le meilleur profit de cet ensemble d'information, et plus particulièrement, en ce qui concerne la mesure de l'incertitude conjoncturelle, il est possible de vérifier si les réponses des entrepreneurs sont cohérentes dans le temps. En particulier, les soldes d'opinion publiés permettent de vérifier si le niveau de l'activité constaté par les chefs

d'entreprise est en ligne avec leurs prévisions réalisées auparavant.

Le solde relatif à l'activité récente est fortement corrélé avec les perspectives personnelles exprimées dans le passé. Ceci suggère que les entrepreneurs anticiperaient très bien leur niveau d'activité à un horizon d'un trimestre⁶ (corrélation de 0,85 dans l'industrie). Les écarts constatés peuvent alors être interprétés comme des chocs non anticipés, qui peuvent être qualifiés de « surprise conjoncturelle ». L'ampleur de ces surprises apparaît importante en période de retournement conjoncturel, que ce soit en début de périodes de conjoncture basse (2001 et 2008) ou en sortie (2010).

(5) Plus précisément, ils donnent une réponse sur trois modalités possibles : positive, neutre ou négative. À partir de ces réponses, l'Insee calcule la différence entre les avis favorables et défavorables et publie les soldes.

(6) Michaux (2005), « Les anticipations des entrepreneurs industriels de la zone euro sont-elles rationnelles ? », *Économie et prévisions*, n.168, montre que les prévisions personnelles des industriels français sont légèrement biaisées. La prise en compte du niveau des carnets de commandes permettrait d'améliorer les prévisions du niveau de production future et fournirait une meilleure mesure de la surprise conjoncturelle.

3. Les régressions de quantiles permettent d'appréhender l'effet du contexte conjoncturel sur la prévision de croissance

Afin de quantifier le niveau d'incertitude au mois le mois, et pouvoir suivre l'évolution de ce niveau dans le temps, il est souhaitable de réunir deux conditions dans le choix des modèles utilisés :

1. utiliser des modèles dont les prévisions soient comparables chaque mois. Ceci implique que les données disponibles en fin de trimestre ne soient pas intrinsèquement plus informatives que celles disponibles aux horizons plus loin-

tains. Cela devrait assurer que tout changement de la prévision provienne exclusivement d'une variation du niveau des indicateurs avancés (cf. encadré 2).

2. utiliser une technique de modélisation dont l'estimation du niveau d'incertitude soit dépendante de l'ensemble d'information disponible, condition non vérifiée par les méthodes classiques de prévision (cf. encadré 1).

Encadré 2 : Construction d'un étalonnage comparable au mois le mois

Dans le but d'obtenir des modèles fournissant une information comparable de mois en mois, la première condition que l'on cherche à remplir est que les variables utilisées chaque mois soient les mêmes.

Toutefois, cette condition n'est pas suffisante pour assurer que les prévisions soient comparables. Selon la méthodologie des enquêtes publiées par l'Insee^a, les questions posées dans les enquêtes de conjoncture portent généralement sur des évolutions observées au cours des trois derniers mois. Ainsi, au troisième mois du trimestre, les soldes sur lesquels l'indice de climat des affaires repose portent sur des questions qui ne tiennent compte que des évolutions observées au cours du trimestre à prévoir, tandis qu'au premier mois les réponses contiendraient théoriquement un mois d'information sur le trimestre cible et deux sur le trimestre précédent.

Nous considérons ici des modèles comprenant comme variables explicatives : l'indice du climat des affaires global calculé par l'Insee, sa variation trimestrielle, la surprise conjoncturelle sur la production déduite des soldes prospectifs retardés et de production passée de l'enquête mensuelle de l'Insee dans l'industrie, ainsi que la volatilité du CAC 40.

Si la formulation des questions modifie le champ d'information disponible à chaque enquête, alors on pourrait penser que les trois modèles mensuels suivants aient des capacités prédictives qui s'améliorent au fur et à mesure qu'une nouvelle enquête est publiée :

$$\Delta \ln(PIB)_t = \alpha_i + \beta_i ICA_t^i + \gamma_i \Delta ICA_t^i + \delta_i Surprise_t^i + \theta_i Volatilite_t^i + \varepsilon_t^i \text{ au mois } i \text{ de } t$$

Or cette intuition est invalidée par le test développé par Diebold et Mariano, qui permet de comparer la qualité des prévisions réalisées à partir de ces trois modèles : empiriquement, l'hypothèse d'égalité de performance prédictive de ces trois modèles ne peut pas être rejetée avec une confiance de 95 % (cf. tableau 2).

Tableau 2 : comparaison de la performance prédictive de l'étalonnage classique présenté ci-dessus à différents horizons de prévision

	Mois 1	Mois 2	Mois 3
Moyenne (1)	-0,29	-0,34	-0,30
Écart type (2)	0,46	0,44	0,41
RMSE (3)	0,54	0,55	0,50
MAE (4)	0,39	0,39	0,38
Capacité prédictive (5)	-0,10		0,30

Source : Insee.

Note de lecture : statistiques de la performance prédictive hors période d'estimation (1990-2005). (1) Moyenne des erreurs ; (2) écart type des erreurs ; (3) racine carrée de la moyenne des erreurs quadratiques ; (4) moyenne des erreurs absolues ; (5) statistique du test d'égalité de capacité prédictive des modèles. La capacité des modèles est jugée équivalente avec une confiance de 95 % si la statistique est inférieure, en valeur absolue, à 1,96.

Pour assurer que toute différence de prévision soit explicable par l'innovation conjoncturelle des indicateurs avancés, il faut aussi s'assurer que les paramètres $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i, \delta_i, \theta_i$ soient égaux quel que soit le mois du trimestre. Ceci est vérifié par un test de Wald, qui, avec une probabilité de 95 %, ne rejette pas l'hypothèse d'égalité des paramètres.

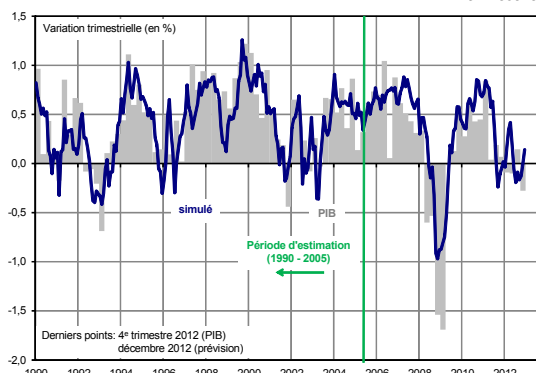
a. Par exemple pour l'enquête dans l'industrie: www.insee.fr/fr/indicateurs/ind11/method_idconj_11.pdf

3.1 Des modèles de prévision comparables de mois en mois

Il est possible de construire un modèle mensuel permettant de réaliser une prévision de la croissance du trimestre en cours, à partir de trois variables explicatives : (i) l'indice de climat des affaires France publié par l'Insee, en niveau et en variation trimestrielle, (ii) la surprise conjoncturelle observée dans l'industrie et (iii) la volatilité mensuelle du CAC 40. Ces variables explicatives sont très corrélées avec le niveau de l'activité, ses retournements et à l'incertitude économique (cf. section 2).

Le signe des coefficients est conforme à l'intuition : la croissance trimestrielle dépend positivement du climat des affaires et de sa variation trimestrielle. Par ailleurs, une surprise conjoncturelle favorable augmente la prévision de croissance. En revanche, une hausse de la volatilité du CAC 40 ampute la croissance trimestrielle.

Graphique 4 : ajustement du modèle de prévision de la croissance trimestrielle



Sources : Insee, calculs DG Trésor.

L'ajustement statistique du modèle (cf. graphique 4) est satisfaisant au vu du critère de sélection des variables employé⁷. Ce modèle simple explique 60 % de la variance de la croissance trimestrielle. À titre de comparaison Bessec (2010)⁸ présente des modèles qui optimisent le contenu d'information et qui expliquent 53 % de la variabilité de la croissance au premier mois du trimestre et 74 % au dernier mois.

3.2 Des modèles qui peuvent être étendus pour mieux prendre en compte l'incertitude

Au cours des dernières années, les avancées statistiques, la disponibilité accrue de données et l'amélioration de la puissance de calcul informatique ont permis l'émergence d'un nouveau paradigme de modélisation permettant d'estimer l'ensemble des réalisations plausibles d'une variable en fonction d'un ensemble d'information. En particulier, la méthode des régressions de quantiles (cf. encadré 3) permet d'estimer, à partir d'hypothèses peu restrictives, l'ensemble des quantiles de la distribution de la croissance trimestrielle.

Encadré 3 : Les régressions de quantiles

La technique des régressions de quantiles, développée à partir de l'article fondateur de Koenker et Basset (1978)^a, permet de se renseigner sur l'ensemble des quantiles d'une variable Y_t conditionnellement aux valeurs prises par X_t .

Le quantile conditionnel d'ordre τ de la variable Y_t est défini, comme la valeur y pour laquelle il existe une probabilité τ d'observer une valeur inférieure:

$$Q_\tau(Y_t|X_t) = \inf\{y; F_y(y|X_t) \geq \tau\}$$

Cette quantité peut être obtenue à partir du problème de minimisation suivant (pour une présentation technique détaillée voir Koenker (2005)) :

$$Q_\tau(Y_t|X_t) = \arg \min E[\rho_\tau(Y_t - q(X_t))]$$

Où, $\rho_\tau(u)$ est une fonction, appelée *check-function*, qui pondère de façon asymétrique les erreurs qu'elles soient positives ou négatives :

$$\rho_\tau(u) = 1(u > 0) \cdot \tau \cdot |u| + 1(u \leq 0) \cdot (1 - \tau) \cdot |u|$$

Toutefois, cet exercice de minimisation peut s'avérer complexe si X_t est constitué d'un grand nombre de variables ou si celles-ci sont de nature continue. Afin de simplifier la procédure, il est usuel dans la littérature de remplacer $q(X_t)$ par un modèle linéaire qui permet de réduire la dimensionnalité du problème^b :

$$\beta_\tau = \arg \min_b E[\rho_\tau(Y_t - X_t' b)]$$

L'estimateur de $\hat{\beta}_\tau$ qui minimise le problème dans l'échantillon de données disponible, résulte de la solution d'un problème de programmation linéaire, facilement réalisable avec les outils informatiques disponibles^c.

Ainsi, une fois que l'ensemble des quantiles conditionnels sont connus, il est possible de retrouver la distribution conditionnelle grâce à la relation qui lie les quantiles à la fonction de distribution d'une variable :

$$F[Q_\tau(Y_t|X_t)] = \tau$$

a. Koenker et Basset (1978), « Regression quantiles », *Econometrica*, vol. 46, pp. 33-50.

b. Angrist, Chernozhukov et Fernandez Vial (2006) montrent que même en présence d'une erreur de spécification, c'est-à-dire que le 'vrai' processus liant le quantile conditionnel à X_t n'est pas bien résumé par $q(X) = X'\beta$, cette formulation fournira la meilleure approximation linéaire disponible.

c. Les logiciels statistiques plus utilisés disposent d'une commande permettant de réaliser des régressions de quantile (pour SAS proc qreg, pour Gauss la librairie Qreg, pour Stata la fonction qreg).

L'impact du niveau du climat des affaires change en fonction du quantile : toutes choses égales par ailleurs, les réalisations les plus basses de la croissance sont plus sensibles à cette variable que les quantiles d'ordre supérieur. Ainsi, une baisse de l'ICA réduit plus fortement les quantiles plus faibles que les supérieurs. Ceci a pour conséquence d'amplifier l'étalement des réalisations possibles de la croissance, signe d'une hausse de l'incertitude

(cf. tableau 3). Ce résultat est concordant avec les conclusions de Bachmann, Elstner et Sims (2010)⁹ obtenues à partir des données d'enquêtes américaines et allemandes : les chocs sur le niveau de l'activité sont associés à des chocs sur le niveau d'incertitude. De même, la volatilité boursière pèse plus fortement sur le bas de la distribution que sur le haut, montrant que les risques de croissance faible s'accroissent en période de tension financière.

(7) En guise de rappel, les variables n'ont pas été choisies dans le but de maximiser l'utilisation de l'information issue des enquêtes mais dans celui d'avoir des modèles performants dont les prévisions soient comparables quel que soit l'horizon de prévision.

(8) Bessec (2010), « Étalonnages du taux de croissance du PIB français sur la base des enquêtes de conjoncture », *Économie et prévisions*, n. 193.

(9) Bachmann, Elstner et Sims (2010), "Uncertainty and economic activity: evidence from business survey data", *NBER working paper*, n. 16 143, juin.

Tableau 3 : résultats des estimations de l'étalonnage classique et des régressions de quantile à quelques quantiles prédéterminés

	Étalonnage classique	Quantile 5	Quantile 50	Quantile 95
Indice du Climat des affaires (France)	0,26 9,81	0,35 10,96	0,21 19,97	0,20 5,10
VT Indice du Climat des affaires (France)	0,43 8,24	0,60 3,64	0,35 3,37	0,25 19,52
Surprise conjoncturelle (industrie)	0,04 1,97	0,04 0,79	0,06 8,22	0,03 1,11
Volatilité CAC 40	-0,02 -2,11	-0,02 -1,01	-0,01 -5,29	-0,01 -29,34
Constante	0,43 16,14	-0,13 -12,85	0,42 10,35	0,89 39,84
R ²	0,60			
Observations	252 (1990T1 - 2010T4)			

Source : Insee.

Note de lecture : le chiffre sur la ligne du nom de la variable correspond au coefficient de la variable dans l'équation. En dessous est indiqué la statistique t du test de significativité du coefficient, si celle-ci est supérieure à 1,96 en valeur absolue, le coefficient est significativement différent à 0 avec une confiance de 95 %.

4. Un indicateur d'incertitude de la prévision

L'information fournie par l'ensemble de la distribution de probabilité de la croissance trimestrielle est difficile à interpréter en tant que telle, et il est nécessaire de la synthétiser. En suivant Cornec (2011), nous choisissons de le faire à l'aide de l'écart-type des réalisations potentielles de la croissance trimestrielle obtenues grâce à l'estimation des régressions de quantile.

4.1 Un indicateur qui complète d'autres mesures du risque conjoncturel...

Pendant la période d'estimation du modèle (1990-2010), la moyenne de l'indicateur ainsi obtenu s'établit à 0,31. Ce chiffre est légèrement supérieur au niveau d'incertitude associé aux meilleurs modèles de prévision usuellement utilisés. Toutefois, contrairement à l'écart-type des prévisions issues d'un étalonnage cet indicateur fluctue sensiblement en fonction du contexte conjoncturel (cf. graphique 5).

Les variations de l'indicateur de risque sont corrélées avec d'autres indicateurs d'incertitude, notamment financiers : par exemple sa corrélation contemporaine avec l'indice de volatilité boursière VIX s'établit à 0,56. Toutefois, la volatilité boursière semble précéder l'incertitude estimée à partir du modèle simple. Sous les hypothèses de rationalité souvent étayées, les bourses réagissent immédiatement aux nouvelles alors que les réponses aux enquêtes peuvent avoir un certain retard, imputable en partie aux délais de transmission des chocs dans le secteur réel.

Tableau 4 : corrélation de l'indice de risque de prévision avec d'autres indicateurs d'incertitude (1997-2012)

	T-3	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3
VIX (US)	0,35	0,47	0,56	0,56	0,50	0,45	0,41
Volatilité CAC 40	0,35	0,44	0,46	0,44	0,27	0,22	0,22
Spread France - Allemagne (10 ans)	0,25	0,29	0,32	0,34	0,34	0,34	0,33
Spread Espagne - Allemagne (10 ans)	0,16	0,19	0,20	0,20	0,19	0,18	0,16
France Uncertainty Index (Bloom et al.)	0,17	0,22	0,29	0,34	0,34	0,37	0,40

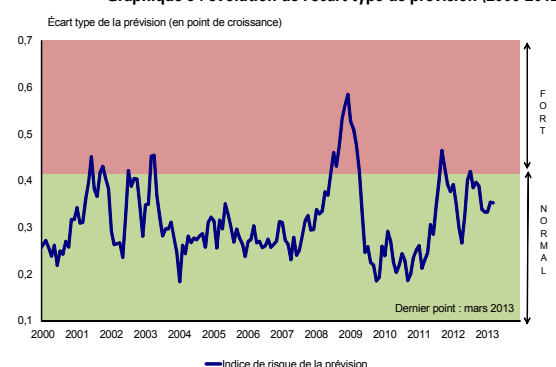
Source : Insee.

Note de lecture : l'indice VIX de la période T-3 a une corrélation de 0,35 avec l'indice d'incertitude calculé pour les prévisions de PIB en France du trimestre T à partir des régressions de quantile de la période T.

4.2 ... mais qui est à confronter à d'autres

Si l'indicateur de risque de prévision obtenu à partir des enquêtes de conjoncture est corrélé à des indices déjà existants, celui-ci présente l'avantage d'identifier en temps réel

Graphique 5 : évolution de l'écart type de prévision (2000-2012)



Source : calculs DG Trésor.

Note de lecture : l'indice de risque de la prévision correspond à l'écart type de la distribution des réalisations plausibles de la croissance trimestrielle, obtenue à partir des régressions des quantiles. L'indice est considéré comme s'établissant en zone de forte incertitude si son niveau est significativement supérieur à son niveau historique (0,31).

Par ailleurs, l'indicateur d'incertitude semble anticiper les variations des *spreads* de taux d'intérêt des obligations d'État à 10 ans entre la France et l'Allemagne. L'indice d'incertitude économique en France construit par Baker, Bloom et Davis (2011)¹⁰ réagit avec 3 mois de retard aux évolutions de l'indice d'incertitude construit à partir des enquêtes de conjoncture.

les chocs d'incertitude pesant sur l'activité réelle. En se basant sur la méthode proposée par Zakhartchouk¹¹, les chocs identifiés par notre indicateur ne sont pas les mêmes que ceux identifiés au travers d'indices qui réagissent exclusivement aux tensions boursières (cf. tableau 5).

(10) Pour les détails concernant la construction de cet indicateur voir Baker, Bloom et Davis (2011), "Measuring economic policy uncertainty". Les observations mensuelles pour la France sont disponibles en ligne : www.policyuncertainty.com.

(11) Un épisode est identifié comme un choc d'incertitude si : (1) l'écart type dépasse un seuil ϵ choisi afin que celui-ci reflète un niveau historiquement rare (niveau de significativité à 5 %) et (2) qu'aucun épisode de cette nature aurait été observé au cours des trois derniers mois.

En particulier, l'indicateur capture des pics d'incertitude plus nombreux que les variables financières. Ainsi, entre 1990 et 2009, l'indicateur identifie 29 mois de forte incertitude alors que l'indicateur boursier n'en compte que 13. En outre, ces pics d'incertitude sont plus souvent associés à des fortes erreurs de prévision. Par exemple, parmi les 10 % des plus fortes erreurs de prévision en valeur absolue de l'étalonnage présenté dans la section 3, l'indicateur prenant en compte les enquêtes aurait signalé le fort risque de prévision dans 10 cas sur 24, alors que la volatilité du CAC 40 l'aurait fait 4 fois.

En revanche, certains chocs peuvent être identifiés avec un certain retard, comme par exemple la crise irakienne de 2003. Celle-ci se serait répercutée sur les cours boursiers dès le mois de janvier, alors que l'indicateur construit à partir des enquêtes de conjoncture capture le choc au mois de mars. Ce même décalage a été observé au moment de la

réapparition de difficultés de financement de certains états de la zone euro au cours de l'été 2011.

Pendant la crise de 2008, les indicateurs de tension boursière ont fortement évolué au mois d'octobre 2008. En revanche, l'indicateur présenté ici a permis d'identifier la montée de l'incertitude dès le mois de juin 2008. Ainsi, les données d'enquête se sont dégradées depuis le début de l'année 2008 et à partir du mois de juin l'ICA ne se situait plus au-dessus de son niveau moyen historique. Cette dégradation des données qualitatives se traduit par l'identification d'un pic d'incertitude au mois de juin. En outre, signe de la persistance des tensions économiques au cours de cette période, l'indicateur s'est établi en zone d'incertitude forte sans interruption entre juin 2008 et avril 2009.

Sur la période récente, le modèle estimé à partir des régressions de quantiles signale une très forte hausse de l'incertitude pendant le mois de juillet 2012, date depuis laquelle elle s'amenuise progressivement.

Tableau 5 : chocs d'incertitude identifiés en fonction de la méthode retenue entre 1990 et 2011

DG Trésor à partir des enquêtes de conjoncture de l'Insee	Note de conjoncture de l'Insee à partir de la volatilité du CAC 40	Motif	Type
	01/08/1990	Guerre du golfe	Géopolitique
01/10/1990		Mouvement social	Politique
01/02/1991		Manifestations dans les pays de l'ancien bloc de l'est	Géopolitique
01/08/1992		Tensions monétaires en Europe	Financier
01/10/1995		Début mouvement social	Politique
	01/09/1998	Krach russe	Financier
01/05/2001		Retournement du Nasdaq	Financier
01/09/2001	01/09/2001	Attentats États-Unis	Géopolitique
01/07/2002	01/07/2002	Crise Worldcom	Financier
	01/01/2003	Crise Irak	Géopolitique
01/03/2003		Crise Irak, Mouvement social	Géopolitique
	01/01/2008	Baril Brent à 100\$	Pétrolier
		Craintes de récession aux US	Financier
01/06/2008	01/10/2008	Faillite Lehman Brothers	Financier
	01/07/2009	Incertitude récession	Financier
01/09/2011	01/08/2011	Crise des dettes souveraines zone euro	Financier

Source : Insee.

Raul SAMPOGNARO

Éditeur :

Ministère de l'Économie et des Finances et Ministère du Commerce Extérieur

Direction générale du Trésor
139, rue de Bercy
75575 Paris CEDEX 12

Directeur de la Publication :

Claire Waysand

Rédacteur en chef :

Jean-Philippe Vincent
(01 44 87 18 51)
tresor-eco@dgtrésor.gouv.fr

Mise en page :

Maryse Dos Santos
ISSN 1777-8050

Derniers numéros parus

Mars 2013

n°110. Réformes Hartz : quels effets sur le marché du travail allemand ?
Flore Bouvard, Laurence Rambert, Lucile Romanello, Nicolas Studer

Février 2013

n°109. L'Asie à l'horizon 2020 : modèles de croissance et déséquilibres
Stéphane Colliac

Janvier 2013

n°108. Le financement du commerce international lors de la crise de 2008 : constats et perspectives
Arthur Sode

Novembre 2012

n°107. Chômage partiel, activité partielle, *Kurzarbeit* : quelles différences entre les dispositifs publics français et allemand ?
Perrine Fréhaut

<http://www.tresor.economie.gouv.fr/tresor-eco>