
DOSSIER

Quelle croissance de moyen terme après la crise ?

Pierre-Yves Cabannes, Vincent Lapègue,
Erwan Pouliquen, Magali Beffy et Mathilde Gaini*

La crise financière amorcée en 2007 aux États-Unis s'est ensuite propagée à l'ensemble des économies du monde. À l'issue d'une contraction de l'activité d'ampleur historique, les premiers signes de reprise ont été enregistrés dès le courant 2009. Ce rebond peut marquer le début d'une période de normalisation, avec tout à la fois un retour de l'activité à sa tendance et du chômage à ses niveaux d'avant-crise. Mais, à l'aune des expériences passées, ce scénario ne semble pas le plus probable : parce qu'elle constitue un choc macroéconomique majeur, la crise peut avoir en effet un impact négatif durable sur l'emploi, le capital et la productivité globale des facteurs. Elle tend à déprimer simultanément la demande et l'offre. Les leçons de l'expérience passée suggèrent alors que les politiques publiques, notamment structurelles, ont un rôle essentiel à jouer pour retrouver le potentiel perdu.

L'examen des crises bancaires survenues dans les pays de l'OCDE depuis une quarantaine d'années révèle ainsi que leur impact sur la croissance s'est ensuite longuement fait ressentir. Les pertes d'activité ont été en moyenne durables et conséquentes. Elles auraient transité à la fois par une diminution du stock de capital, une augmentation du taux de chômage et une baisse du taux d'activité. En revanche, ces crises bancaires auraient eu peu d'impact sur la productivité globale des facteurs.

En France, la crise de 1992-1993, qui présente certaines caractéristiques communes avec la crise actuelle, a eu également pour conséquence des pertes durables d'activité et un impact négatif sur le chômage. Les pertes de taux d'emploi pour les hommes et les femmes ont été assez proches. Au bout de dix ans le taux de chômage a toutefois retrouvé son niveau d'avant-crise.

Sous différents scénarios typés de sortie de crise, on peut alors illustrer les répercussions *mécaniques* que la crise pourrait avoir à moyen terme sur les grands équilibres des finances publiques, en l'absence de tout ajustement budgétaire à compter de 2012. L'alourdissement automatique de la dette dû à la crise serait alors notable. Même dans un scénario où la perte d'activité enregistrée en 2008 et 2009 serait intégralement comblée en 2018, l'impact sur la dette dépasserait 20 % du PIB sous l'effet de la baisse des recettes et de l'augmentation de la charge de la dette. Cet impact serait encore supérieur dans des scénarios de croissance moins favorables, illustrant ainsi les difficultés d'équilibrage des finances publiques que risque d'entraîner la perte de PIB due à la crise. Ces scénarios ne doivent aucunement être considérés comme des prévisions, puisque, par construction et contrairement, par exemple, au Programme de stabilité présenté par la France, ils n'intègrent aucune action des pouvoirs publics visant à contrecarrer la dégradation des finances publiques induite par la crise.

* L'ensemble des contributeurs à ce dossier appartiennent au Département des Études Économiques d'Ensemble de l'Insee. Pierre-Yves Cabannes, Vincent Lapègue et Erwan Pouliquen sont chargés d'études à la division « Croissance et Politiques Macroéconomiques ». Magali Beffy et Mathilde Gaini appartiennent à la division « Redistribution et Politiques Sociales ».

La crise risque de peser sur le PIB à moyen terme

La crise amorcée sur les marchés financiers à l'été 2007 a plongé l'économie mondiale dans une récession de très grande ampleur. En France, le retour à une croissance positive s'est manifesté dès le deuxième trimestre 2009. Des signes de rebond ont été de même observés dans la plupart des grandes zones économiques. Toutefois, ce rebond laisse l'activité très en dessous de sa tendance d'avant-crise et le chômage très au-dessus de son niveau antérieur. Ce rebond est-il le prélude à un rattrapage du « terrain perdu », comme cela se produit généralement au sortir de récessions plus courantes ? Ou bien la crise, du fait de son ampleur, de son origine bancaire et de sa diffusion simultanée à la plupart des grandes économies mondiales, va-t-elle laisser des traces durables ?

Des effets potentiellement durables sur les facteurs de production et leur productivité

Les déterminants du PIB à moyen et long termes résident du côté de l'offre, donc des facteurs de production et de leur productivité. À l'horizon d'une dizaine d'années, la crise est ainsi susceptible d'influer tant sur le capital que sur la participation au marché du travail, le taux de chômage et la productivité globale des facteurs.

Les origines bancaire, financière et immobilière de la crise risquent tout d'abord de peser sur le rythme d'accumulation du capital. D'une part, la montée de l'aversion pour le risque des prêteurs s'accompagne d'une augmentation des primes de risque sur les crédits aux entreprises et les obligations émises par ces dernières. D'autre part, les pertes subies par les banques les incitent à restreindre la distribution de crédit, pour restaurer leurs ratios prudentiels. Enfin, les actifs financiers et immobiliers pouvant servir de collatéral aux emprunteurs ont perdu de leur valeur après le déclenchement de la crise financière. Ces facteurs contribuent à durcir les conditions de financement des entreprises, ce qui réduit leur capacité à investir dans de nouveaux équipements et donc freine l'activité économique à moyen-long terme. Plus généralement, en période de crise, la diminution des profits réduit les moyens dont disposent les entreprises pour investir. Enfin, la multiplication des faillites accélère la dépréciation du capital existant.

Les effets d'une crise sur la participation au marché du travail sont plus ambigus. D'un côté, la dégradation de la situation du marché du travail tend à décourager les chômeurs de rechercher un emploi. Ce phénomène est connu sous la dénomination d'effet de flexion. Inversement, la diminution du revenu global des ménages en temps de crise peut inciter un membre du ménage auparavant inactif à entrer sur le marché du travail pour chercher à contrebalancer cette perte de revenu.

L'augmentation du taux de chômage en période de crise met en général du temps à se résorber, à un rythme qui varie selon les pays (Ball 2009). Une crise profonde comme la crise actuelle est en outre susceptible de modifier notablement la structure des économies et d'induire des réallocations importantes de main-d'œuvre entre les différents secteurs d'activité, inégalement touchés. Dans l'intervalle de temps nécessaire au rééquilibrage, la proportion de chômeurs de longue durée augmente. Or, ce type de chômage a des répercussions particulièrement néfastes sur l'emploi. Les chômeurs de longue durée ont en effet du mal à conserver leurs compétences et voient progressivement leur expérience se déprécier.

Enfin, l'impact des crises financières sur la productivité globale des facteurs de production est ambigu. Les périodes de crise incitent, voire obligent, les entreprises à restructurer leurs activités ainsi qu'à rechercher une meilleure efficacité. Ce mécanisme favorise un accroissement de la productivité. Inversement, les épisodes de crise se traduisent par une chute des investissements, notamment dans la recherche et le développement (R&D). En effet, les projets de R&D sont souvent des projets à long terme, porteurs de gains de productivité potentiellement très importants mais aussi très incertains. Ils sont donc particulièrement susceptibles

d'être reportés ou annulés en cas de contraintes de financement et d'augmentation de l'aversion au risque. Ceci peut détériorer durablement la productivité. En outre, l'accélération du nombre de faillites d'entreprises conduit à l'abandon de certains facteurs de production et à une réallocation du capital vers d'autres entreprises. Les conséquences macroéconomiques sur la productivité sont, là encore, ambiguës. En effet, d'un côté, la productivité globale des facteurs se trouve augmentée si ce sont les facteurs de production les moins efficaces qui sont abandonnés ou les entreprises les moins productives qui font faillite. Cependant, en cas de crise financière, les faillites concernent aussi des entreprises efficaces conduites à déposer leur bilan par manque de liquidités.

Trois scénarios qualitatifs de sortie de crise sont envisageables

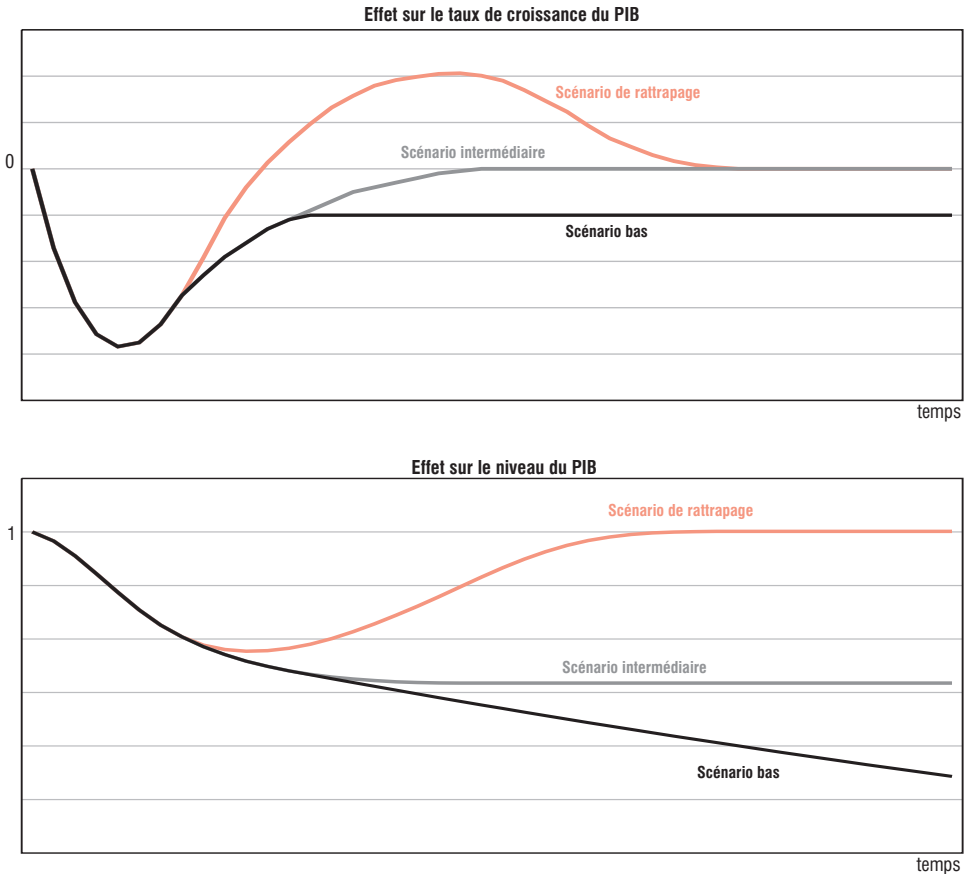
Au vu des crises bancaires passées, trois scénarios de sortie de crise très différents sont envisageables à moyen terme (*figures 1*) :

- un scénario de rattrapage intégral : les pertes de croissance en 2008 et 2009 seraient intégralement contrebalancées les années suivantes, au point de ramener le PIB à un niveau au moins égal à celui qu'il aurait atteint en l'absence de crise. Après la crise financière de décembre 1994, l'économie mexicaine a par exemple connu une reprise de ce type, au point de dépasser durablement son rythme de croissance des années antérieures à la crise.
- un scénario intermédiaire, de retour progressif à un rythme de croissance hors crise mais sur une trajectoire de PIB inférieure en niveau : la croissance du PIB reviendrait progressivement à son rythme en l'absence de crise mais sans rattrapage des pertes enregistrées sur le niveau du PIB en 2008 et 2009. Le niveau du PIB serait donc durablement inférieur à celui qui aurait prévalu en l'absence de crise. Dans cette configuration, l'écart à long terme par rapport au niveau du PIB qui aurait été atteint si la crise n'avait pas eu lieu croît mécaniquement avec l'ampleur des pertes de croissance enregistrées dans les premières années de crise. Touchée par une crise bancaire en 1991, la Suède a ainsi retrouvé son rythme de croissance de moyen terme à partir de 1994, sans pour autant que son PIB ne renoue avec sa trajectoire d'avant-crise.
- un scénario bas, de décrochement durable du rythme de croissance par rapport à un scénario sans crise : la croissance du PIB décrocherait de son rythme en l'absence de crise sans parvenir à le rattraper à moyen terme. Ce scénario a pour exemple type le Japon, qui a connu une longue période de marasme économique après l'éclatement d'une bulle immobilière et boursière au début des années 1990.

Pour tenter d'aller au-delà de ces exemples et essayer d'évaluer quel pourrait être l'impact de la crise actuelle sur l'activité à horizon de 10 ans, la première partie du dossier étudie de manière systématique dans quelle mesure les crises bancaires survenues dans le passé dans les pays de l'OCDE ont plus ou moins durablement et notablement infléchi la trajectoire du PIB dans ces pays.

Certes, la crise actuelle diffère sensiblement des crises bancaires passées. Tout d'abord, elle a touché de nombreux pays, de façon synchronisée. Elle a, en outre, généré des réactions de politique économique en partie inédites. La portée de chiffreages effectués sur la base de crises passées pour estimer l'impact à moyen terme d'une crise spécifique comme la crise actuelle présente donc, évidemment, des limites. La mobilisation de tels chiffreages proposée dans cette partie du dossier apporte néanmoins des ordres de grandeur utiles.

1. Trois scénarios-types de sortie de crise



Lecture : on représente ici l'effet qualitatif de la crise sur le taux de croissance et le niveau du PIB en écart à un scénario virtuel sans crise (dit contrefactuel). L'impact sur le taux de croissance est mesuré en écarts en points de croissance au scénario contrefactuel. Un retour sur l'abscisse 0 s'apparente donc au retour sur la trajectoire du scénario sans crise. L'impact sur le niveau de PIB est mesuré en ratio, la valeur 1 correspondant à un PIB identique à celui qui aurait été observé dans le scénario sans crise.

Source : Insee.

Les évaluations des effets de la crise à moyen terme ne sont pas toutes concordantes

Plusieurs méthodes d'évaluation des conséquences des crises bancaires passées ont été utilisées dans les études publiées ces deux dernières années. La majorité d'entre elles s'accordent à conclure que l'émergence de scénarios de sortie de crise intermédiaires, voire bas, serait plus fréquente que celle de scénarios de rattrapage intégral.

Cependant, les chiffrages quantitatifs des conséquences de la crise diffèrent notablement d'une étude à l'autre. Ainsi, par exemple, reprenant une méthode proposée par Cerra et Saxena (2008), Furceri et Mourougane (2009) suggèrent une perte de PIB potentiel¹ à l'horizon de dix ans comprise entre 1,5 % et 4 % du PIB, selon qu'ils prennent en compte un large éventail de crises bancaires survenues dans le passé dans des pays de l'OCDE ou qu'ils se

1. Le PIB potentiel d'une économie correspond à son niveau maximal de production soutenable, compatible notamment avec la stabilité des prix à long terme.

restreignent aux quelques crises bancaires les plus sévères. En se fondant sur un grand nombre de crises survenues dans des pays très divers, y compris hors OCDE, le FMI (2009) obtient des impacts sur le PIB bien plus prononcés (perte de 10 % du PIB par tête à l'horizon de sept ans). Ces divergences peuvent avoir plusieurs origines : des différences de champ concernant les pays et les crises pris en compte, des divergences dans la datation des crises, l'indicateur d'activité étudié (PIB potentiel ou effectif, en niveau ou par tête), la méthode d'évaluation des pertes, etc.

Dans la suite, on tente de mieux comprendre les origines de ces divergences de résultats en appliquant les méthodes de Cerra et Saxena (2008) et du FMI (2009) à des panels plus homogènes de pays et de crises d'origine bancaire. La robustesse des résultats est évaluée à l'aide d'analyses de sensibilité à divers choix méthodologiques, ainsi que de tentatives de prise en compte d'éléments de contexte ayant pu jouer sur les crises. On examine l'effet des crises bancaires passées sur le PIB, les facteurs de production et la productivité globale des facteurs.

Ces chiffrages résultent d'estimations menées sur des pays de l'OCDE, de niveaux de développement relativement proches de celui de la France. Dès lors, on peut considérer qu'ils apportent des éléments d'information sur le scénario de sortie de crise que ce pays, plus spécifiquement, pourrait connaître à l'issue de la crise actuelle, également d'origine bancaire. Néanmoins, les économies de nombre de pays de l'OCDE diffèrent notablement les unes des autres. On complète donc ces chiffrages par un examen des effets des grands chocs qui ont touché la France depuis les années 1970 : les deux premiers chocs pétroliers et, plus particulièrement, la crise de 1992-1993.

Des interactions complexes entre impact des crises, politiques macroéconomiques et déséquilibres des finances publiques

Les différents chiffrages présentés dans cette première partie du dossier englobent l'impact des crises elles-mêmes, mais aussi celui des réactions des agents, notamment publics. On aurait pu souhaiter isoler en particulier l'influence des plans de relance sur les pertes de PIB post-crise. Malheureusement, les données de finances publiques dont on dispose ne permettent pas d'effectuer une analyse suffisamment précise à cet égard. Sur ce type de question, on se borne donc à rappeler quelques résultats mentionnés par le FMI (2009). En revanche, en s'appuyant sur différents scénarios quantitatifs possibles de sortie de crise tirés des précédents chiffrages, on montrera comment des pertes transitoires ou durables de PIB suite à une crise conduisent mécaniquement à une aggravation des déficits et des dettes publics. Les crises bancaires passées laissent craindre des pertes substantielles durables de PIB, de capital et d'emploi.

Les pays et les crises considérés

On présente ici des chiffrages de l'impact à moyen terme sur le PIB des principales crises bancaires survenues ces trente dernières années dans les pays de l'OCDE, chiffrages obtenus à partir d'un panel regroupant les trente pays actuellement membres de cette organisation. L'approche historique de ces pays permet de se concentrer sur des économies aux caractéristiques relativement proches de la France et de disposer, en outre, d'un nombre suffisant d'observations de crises bancaires afin de s'abstraire le plus possible des cas particuliers. Issues des *Perspectives économiques de l'OCDE* (décembre 2009), les séries, considérées en fréquence annuelle, couvrent au plus les années 1960 à 2008.

Dans la littérature économique, la datation et la caractérisation des crises bancaires diffèrent d'une étude à l'autre. La plupart datent les crises au moment du déclenchement plutôt qu'au paroxysme. Toutefois, la date de déclenchement n'est pas toujours aisée à déterminer. La question se pose en outre de la sélection des crises. Compte tenu de l'intensité de la crise actuelle, il est tentant de se limiter aux crises bancaires passées ayant dépassé une certaine intensité. Toutefois, un arbitrage entre ampleur et nombre de crises retenues s'impose, car les estimations requièrent un nombre suffisant d'épisodes. On se réfère par la suite aux deux articles de référence sur ces sujets : ceux de Laeven et Valencia (2008) et de Reinhart et Rogoff (2008). Dans les deux cas, les crises bancaires sont datées par leur point de départ. Laeven et Valencia considèrent uniquement les crises bancaires systémiques au niveau national (dans les tableaux suivants, on appelle « Crises LV » l'ensemble des crises qu'ils recensent), alors que Reinhart et Rogoff y ajoutent des crises plus modestes comme, par exemple, la crise du Crédit Lyonnais de 1994 en France (dans les tableaux suivants, on appelle « Crises RR » l'ensemble des crises qu'ils recensent).

Laeven et Valencia recensent 17 crises bancaires systémiques sur la période 1960-2007. Cinq d'entre elles, particulièrement sévères, sont parfois traitées à part dans ce dossier (elles sont notées « Crises sévères LV » dans les tableaux). Ces crises ont touché l'Espagne en 1977, la Finlande en 1991, la Norvège en 1991, la Suède en 1991 et le Japon en 1997. Les autres crises systémiques selon ces auteurs ont concerné la Corée du Sud en 1997, les États-Unis en 1988 et 2007, le Mexique en 1981 et 1994, la Turquie en 1982 et 2000, le Royaume-Uni en 2007, la Hongrie en 1991, la Pologne en 1992, la République Tchèque en 1996 et la Slovaquie en 1998.

Sur la même période, Reinhart et Rogoff considèrent 29 crises. Les plus sévères ne sont pas toutes datées de manière identique par Reinhart et Rogoff et Laeven et Valencia (d'où la distinction « Crises sévères RR » et « Crises sévères LV » dans les tableaux). Ainsi, Reinhart et Rogoff font remonter la crise en Norvège à 1987, celle au Japon à 1992 et celle aux États-Unis à 1984. On verra que ces écarts de datation aboutissent à des chiffrages sensiblement différents de l'impact des crises sur le PIB.

Les résultats de deux méthodologies différentes sont comparés

On estime l'impact moyen de ces crises bancaires sur le PIB, puis sur les facteurs de production et la productivité globale des facteurs. Deux méthodologies sont mises en œuvre parmi celles proposées dans la littérature consacrée aux effets des crises (*encadré 1*).

Afin d'évaluer leur robustesse, certaines estimations ont été réalisées sur plusieurs panels de pays. C'est le cas pour l'estimation de l'impact sur le PIB. Trois panels ont ainsi été considérés : un premier panel comprenant l'ensemble de pays le plus large possible (noté « Panel maximal ») ; un deuxième panel (désigné sous la dénomination de « Panel complet ») épuré des observations pour lesquelles il manque au moins l'une des séries parmi celles du PIB, du capital, de l'emploi, de la population active et de la population en âge de travailler (*cf. encadré 3* pour une décomposition du PIB faisant apparaître ces différentes variables) ; un panel (qualifié de « Panel complet avec capital reconstitué ») correspondant au panel précédent complété des observations pour lesquelles des séries de capital non immédiatement disponibles peuvent être reconstituées (plus de détail *infra*). Ces trois panels se distinguent notamment par le nombre d'épisodes de crise qu'ils contiennent.

Par ailleurs, les évaluations des effets de la crise ont été menées sur les données de PIB effectif et non pas les données de PIB potentiel. Certes, le PIB potentiel paraît en théorie la variable la plus pertinente à examiner, car il est purgé des fluctuations de court terme de la demande qui peuvent brouiller l'analyse. Cependant, le PIB potentiel n'est pas renseigné pour plusieurs pays ayant traversé des crises d'ampleur notable, ce qui est susceptible de peser sur l'estimation des effets des crises. Surtout, en pratique, les évaluations disponibles du PIB

potentiel sont construites a posteriori par une méthode de lissage destinée à gommer les effets cycliques de demande pour se focaliser sur les facteurs d'offre, plus structurels. Ceci se conçoit bien en principe mais peut avoir des inconvénients notables au voisinage d'une crise sévère. En effet, lorsqu'une crise survient, le lissage répartit le creux de la crise sur un temps plus long avant et après son déclenchement et jette un certain flou sur la datation du choc. En particulier, il réduit mécaniquement la croissance potentielle avant la crise, ce qui fragilise l'évaluation des effets de la crise elle-même, alors qu'à l'inverse, comme le souligne le FMI (2009), on peut considérer qu'à l'horizon de sept à dix ans, les évaluations menées sur le PIB effectif captent essentiellement des effets d'offre, les effets de demande purement conjoncturels ayant eu le temps de se dissiper².

Encadré 1

Les méthodologies de Cerra et Saxena (2008) et du FMI (2009)

La méthodologie proposée par Cerra et Saxena (2008) et reprise notamment par Furceri et Mourougane (2009) consiste à estimer une équation autorégressive univariée dont la variable dépendante est le taux de croissance¹ annuel, g^x , d'une variable d'intérêt X . Plus précisément, la spécification de base est la suivante :

$$g_{i,t}^x = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \beta_j g_{i,t-j}^x + \sum_{j=0}^4 \gamma_j D_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}^x$$

où i désigne un pays et t une année. α_i représente un effet fixe associé au pays i et $\varepsilon_{i,t}^x$ un terme d'erreur.

L'apparition d'une crise bancaire joue uniquement par l'intermédiaire d'une indicatrice $D_{i,t}$, qui vaut 1 lorsqu'une crise bancaire se déclenche l'année t dans le pays i et zéro sinon. Cette description des crises est schématique et ne prétend pas estimer un effet purement causal de ces dernières.

À l'instar de Cerra et Saxena (2008) et de Furceri et Mourougane (2009), les estimations de cette équation effectuées dans le cadre de ce dossier sont réalisées à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires sur les différents panels décrits dans le corps du texte (il n'est pas nécessaire qu'un des trente pays de l'OCDE ait traversé au moins une crise pour entrer en compte dans les estimations). Le nombre maximal de retards est fixé à 4, comme chez Furceri et Mourougane (2009). Les paramètres associés ne sont pas toujours tous significatifs. Pour certaines des variables testées, un cinquième retard est parfois significatif mais son introduction ne change pas les résultats. La propagation des chocs dépend des paramètres β_j et γ_j .

Dans certaines spécifications, on utilise des variables de contrôle supplémentaires : des indicatrices annuelles communes à tous les pays, le prix du pétrole, la demande mondiale adressée à chaque pays, des indicatrices de crise monétaire².

La méthode de Cerra et Saxena (2008) présente plusieurs avantages :

- C'est une analyse *toutes choses égales par ailleurs*, qui autorise la prise en compte d'un certain nombre de facteurs influençant la dynamique du taux de croissance.
- Elle permet le calcul des fonctions de réponse à la survenue d'une crise bancaire. Le principe est le suivant : si une crise bancaire débute l'année t , la réponse instantanée de g_t^x et $\ln(X_t)$ au choc est γ_0 . Une année après, la réponse de g_{t+1}^x est $\gamma_1 + \beta_1 \gamma_0$, alors que la réponse cumulée de $\ln(X_{t+1})$ est $\gamma_0 + (\gamma_1 + \beta_1 \gamma_0)$. On procède de même année après année.
- On peut obtenir des intervalles de confiance des fonctions de réponse ainsi calculées en utilisant une méthode d'inférence statistique fondée sur des rééchantillonnages où l'on tire avec remise des pays.

1. Le taux de croissance est défini ici comme la différence de logarithmes $g_t^x = \ln(X_t/X_{t-1})$.

2. On utilise alors la datation de ces crises monétaires de Laeven et Valencia (2008). Plus d'explications *infra*.

2. *De facto*, les estimations faites avec le PIB potentiel, tel qu'il est calculé par l'OCDE, conduisent à des effets plus faibles des crises bancaires passées. Pour plus de détail sur ces estimations et leurs limites, le lecteur pourra se reporter à Cabannes *et al.* (2010).

Encadré 1 (suite)

A *contrario*, cette méthode ne tient pas compte de l'endogénéité possible de l'apparition des crises bancaires. Toutefois, les tests conduits par Furceri et Mourougane (2009) sur un panel de pays de l'OCDE proche de ceux considérés dans le présent dossier suggèrent l'absence de biais d'endogénéité.

En outre, le modèle de Cerra et Saxena (2008), très simple, ne prévoit pas de déformation dans le temps de la dynamique du taux de croissance de la variable X . Ceci peut conduire à des biais d'estimation. En sus des estimations du modèle de Cerra et Saxena (2008), des spécifications plus souples ont donc été réalisées pour prendre en compte ce genre de phénomène (encadré 2).

Surtout, cette méthode impose que les effets des crises bancaires ont la même persistance à long terme³ que les autres chocs qui affectent l'économie et donc, en général, que leur effet décroît au bout d'un certain temps. Cette modélisation exclut quasiment l'occurrence d'un scénario bas de perte permanente de croissance à long terme⁴. Cependant, à l'horizon de l'étude, qui est d'une dizaine d'années, un scénario bas peut apparaître. En complément des estimations du modèle de Cerra et Saxena (2008), une spécification légèrement modifiée a été testée, qui envisage plus directement l'occurrence d'un scénario bas à long terme (encadré 2).

Enfin, pour bien comprendre le contenu du chiffrage auquel elle aboutit, soulignons qu'à travers l'indicatrice D de début de crise et ses retards, la méthode de Cerra et Saxena (2008) capte les effets du choc d'une crise donnée, mais aussi des réactions des agents à la crise (dont les effets des mesures de politiques publiques induites et d'éventuelles mesures correctrices ultérieures). De manière plus gênante, elle est susceptible de capter l'effet de tout autre événement exceptionnel spécifique à tel ou tel pays et concomitant à une crise.

La méthodologie du FMI (2009) consiste à comparer l'évolution effective de tout agrégat d'intérêt X à partir du déclenchement d'une crise à celle d'une variable contrefactuelle \tilde{X} censée refléter l'évolution qu'aurait connue l'agrégat en l'absence de cette crise⁵. En pratique, cette variable contrefactuelle évolue sur la trajectoire tendancielle moyenne de l'agrégat X entre 10 ans et 3 ans avant la crise. L'exclusion des deux années précédant le déclenchement de la crise est justifiée par le souci d'éliminer des années coïncidant potentiellement avec l'emballage des marchés qui précède en général une crise (donc non représentatives d'une croissance soutenable à moyen terme)⁶. La « perte » pour l'agrégat X liée à la crise est définie comme l'écart entre la série effective et la série contrefactuelle. Les pertes sont normalisées de façon à être nulles l'année précédant la crise⁷. On obtient ainsi pour chaque variable d'intérêt un jeu de pertes liées aux crises bancaires, jeu à partir duquel on calcule l'évolution dans le temps de la moyenne des pertes. Par construction (et contrairement à la méthode précédente), la méthode du FMI s'appuie donc sur des sous-panels constitués exclusivement de pays ayant traversé au moins une crise depuis 1960.

Cette méthode a l'avantage d'être simple et transparente. En outre, elle ne fait pas l'hypothèse *a priori* que l'effet des crises sur le taux de croissance est nul à long terme. Elle présente cependant elle aussi des inconvénients. Comme la méthode de Cerra et Saxena (2008), elle fournit un chiffrage mêlant l'effet du choc de la crise et des réactions des agents consécutives à cette crise (elle intègre en particulier l'impact des plans de relance). La méthode du FMI (2009) attribue en outre à la crise l'intégralité des écarts d'évolution avant et après son déclenchement. Or, d'autres chocs ont pu intervenir, ainsi que d'éventuels changements de régime de croissance liés à des facteurs structurels sans rapport avec la crise. En d'autres termes, cette méthode ne constitue pas une évaluation *toutes choses égales par ailleurs*.

Au total, compte tenu de leurs différences conceptuelles, il n'est pas étonnant qu'au-delà même de leur application à des panels de données différents, les deux méthodes ne donnent pas toujours des résultats concordants.

3. Cette persistance étant déterminée par les paramètres β_j .

4. La seule possibilité d'apparition d'un scénario bas à très long terme dans cette modélisation irait de pair avec des coefficients associés aux termes de croissance retardés présentant un processus intégré.

5. Toutes les séries sont considérées en logarithmes.

6. Toutefois, l'élimination de ces deux années ne suffit pas si l'économie était en sur-régime durant la décennie précédant la crise.

7. Cette normalisation a pour but de ne pas attribuer à la crise des écarts à la trajectoire tendancielle dans l'immédiat avant-crise (par exemple décrochage de la croissance avant la crise).

En moyenne sur le passé, les crises bancaires ont eu un impact durablement négatif sur le PIB

Sur le plan quantitatif, les méthodes de Cerra et Saxena (2008) et du FMI (2009) conduisent à des résultats très similaires à un ou deux ans. Ensuite, la méthode du FMI aboutit visuellement³ à un impact des crises bancaires plus négatif. C'est particulièrement le cas pour les plus sévères d'entre elles à un horizon supérieur ou égal à cinq ans (*figures 2 et 3*).

2. Impact des crises bancaires passées sur le taux de croissance du PIB : perte moyenne de croissance année après année

	Méthode Cerra et Saxena			Méthode FMI
	en points de %			
	Panel maximal	Panel complet	Panel complet avec capital reconstitué	
Année de la crise				
Crises recensées par Reinhart et Rogoff (RR)	- 1,4	- 1,3	- 1,5	- 1,0
Crises recensées par Laeven et Valencia (LV)	- 0,8 (n.s.)	- 1,9	- 1,1 (n.s.)	- 1,3
Crises sévères RR	- 3,5	- 3,6	- 3,3	- 4,4
Crises sévères LV	- 2,8	- 3,4	- 2,6	- 3,8
Un an après				
Crises RR	- 2,4	- 1,5	- 1,8	- 3,1
Crises LV	- 4,8	- 3,0	- 4,1	- 5,4
Crises sévères RR	- 4,1	- 3,8	- 3,7	- 4,7
Crises sévères LV	- 3,7	- 4,3	- 3,4	- 4,3
Deux ans après				
Crises RR	- 1,4	- 1,6	- 1,1	- 1,4
Crises LV	- 2,0	- 3,0	- 1,6	- 2,0
Crises sévères RR	- 3,5	- 3,3	- 3,2	- 4,2
Crises sévères LV	- 3,3	- 3,6	- 3,1	- 3,9
Cinq ans après				
Crises RR	0,0 (n.s.)	- 0,1 (n.s.)	0,1 (n.s.)	- 0,1
Crises LV	0,0 (n.s.)	- 0,5 (n.s.)	0,2 (n.s.)	- 0,6
Crises sévères RR	- 0,4 (n.s.)	- 0,4 (n.s.)	- 0,1 (n.s.)	- 1,7
Crises sévères LV	- 0,5 (n.s.)	- 0,6 (n.s.)	- 0,2 (n.s.)	- 1,5
Sept ans après				
Crises RR	0,0 (n.s.)	0,1 (n.s.)	0,1 (n.s.)	- 1,0
Crises LV	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	0,1 (n.s.)	- 1,5
Crises sévères RR	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	0,1 (n.s.)	- 0,9
Crises sévères LV	- 0,1 (n.s.)	- 0,1 (n.s.)	0,0 (n.s.)	- 0,6
Dix ans après				
Crises RR	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	0,1
Crises LV	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	- 0,5
Crises sévères RR	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	- 1,1
Crises sévères LV	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	0,0 (n.s.)	- 1,1

Note : à partir de la troisième année après le déclenchement de la crise, la méthode de Cerra et Saxena conclut à la non significativité des effets de la crise sur la croissance.

Lecture : selon la méthode de Cerra et Saxena, les crises bancaires recensées par Reinhart et Rogoff (RR) causeraient un déficit de croissance du PIB compris, selon le panel considéré, entre 1,3 et 1,5 point l'année de la crise, entre 1,5 et 2,4 points l'année suivante, etc. Selon la méthode du FMI, les crises bancaires recensées par Reinhart et Rogoff (RR) causeraient un déficit de croissance du PIB de l'ordre de 1,0 point l'année de la crise, 3,1 points l'année suivante, etc. (n.s.) : non significatif au seuil de 5 %. Les effets sont non cumulés.

Source : Insee.

3. Au sens où on ne dispose pas de tests permettant d'assurer la significativité des écarts entre les deux modes de chiffrages.

À l'horizon de dix ans, la méthode de Cerra et Saxena désigne clairement le scénario intermédiaire de perte permanente en niveau avec retour progressif à la croissance « hors crise » comme le scénario central. L'essentiel de l'impact de la crise sur la croissance est concentré dans l'année du choc et les deux années suivantes. Le scénario bas de perte permanente de croissance ne semble, lui, pas exclu par la méthode du FMI (2009). Cependant, il n'est pas certain que les pertes de croissance encore observées selon cette méthode à l'horizon de dix ans après le déclenchement de la crise soient significatives. Quant au scénario de rattrapage intégral en niveau, ce n'est clairement pas le scénario central (*figure 3*).

3. Impact des crises bancaires passées sur le niveau du PIB : perte moyenne de PIB à 7 et 10 ans

en %

	Méthode Cerra et Saxena : impact à 10 ans			Méthode FMI	
	Panel maximal	Panel complet	Panel complet avec capital reconstitué	Impact à 7 ans	Impact à 10 ans
Crises recensées par Reinhart et Rogoff (RR)	- 5,3	- 4,6	- 3,9	- 5,8	- 8,9
Crises recensées par Laeven et Valencia (LV)	- 7,8	- 9,8	- 6,8	- 9,3	- 15,7
Crises sévères RR	- 13,4	- 11,7	- 11,0	- 16,2	- 22,6
Crises sévères LV	- 11,5	- 12,9	- 9,5	- 13,8	- 18,6

Lecture : les crises bancaires recensées par Reinhart et Rogoff (RR) génèreraient une perte de PIB au bout de dix ans comprise entre 3,9 et 5,3 % selon la méthode Cerra et Saxena, de l'ordre de 8,9 % selon la méthode FMI. L'impact au bout de sept ans (horizon de travail de la publication FMI, 2009) selon la méthode FMI est de 5,8 %. Les effets à cet horizon pour la méthode Cerra et Saxena sont identiques à ceux obtenus au bout de dix ans. La publication du FMI se focalise sur le critère de PIB par tête, tandis qu'ici les évaluations portent toutes sur le niveau du PIB. Toutefois, l'impact à l'horizon de 7 à 10 ans des crises sur la population est suffisamment limité pour que les deux critères puissent être considérés comme à peu près équivalents.

Source : Insee.

La méthode de Cerra et Saxena (2008) paraît un peu plus convaincante que la méthode du FMI dans la mesure où elle n'attribue pas à la crise l'intégralité des écarts entre le taux de croissance moyen avant-crise et le taux de croissance effectif après crise à l'horizon de dix ans. Des analyses de sensibilité sur cette méthode confirment le caractère central du scénario intermédiaire (*encadré 2*). En particulier, les résultats sont robustes à l'exclusion des données sur les PECO et des données portant sur la crise actuelle, pour laquelle le recul est insuffisant. Ils le sont également à l'inclusion de variables de contrôle telles que les prix du pétrole ou la demande étrangère.

4. Impact des crises bancaires passées sur le niveau du PIB : perte moyenne de PIB à 10 ans

en %

	Méthode Cerra et Saxena : avec indicatrices annuelles		
	Panel maximal	Panel complet	Panel complet avec capital reconstitué
Crises recensées par Reinhart et Rogoff (RR)	- 3,6	- 3,3	- 3,4
Crises recensées par Laeven et Valencia (LV)	- 5,3	- 6,7	- 4,9
Crises sévères RR	- 9,3	- 9,0	- 8,5
Crises sévères LV	- 7,4 (n.s.)	- 11,5	- 7,0

Note : l'impact des crises sévères recensées par Laeven et Valencia (LV) sur le niveau de PIB à 10 ans est non significatif au seuil de 5 % (n.s.) mais significatif au seuil de 10 %.

Lecture : les crises bancaires recensées par Reinhart et Rogoff (RR) génèreraient une perte de PIB au bout de dix ans comprise entre 3,3 et 3,6 %.

Source : Insee.

Jusqu'à présent, on s'est attaché à comparer les résultats obtenus en collant au plus près des méthodes originelles de Cerra et Saxena (2008) et du FMI (2009). La spécification de base proposée par Cerra et Saxena peut toutefois être enrichie par l'ajout d'indicateurs annuelles, qui permettent de prendre en compte la baisse tendancielle des taux de croissance observée dans la plupart des pays de l'OCDE sur la période d'estimation. Sur la base de cette nouvelle spécification du modèle, on obtient à nouveau un scénario central intermédiaire, impliquant une perte durable de PIB, d'une ampleur plus faible toutefois (figure 4). La possibilité d'une rupture permanente de croissance à partir du déclenchement d'une crise bancaire a également été testée à l'aide d'une spécification avec indicateurs annuelles légèrement enrichie (encadré 2). Cette hypothèse est rejetée : le scénario intermédiaire ressort ainsi plus nettement comme le scénario central que sur la base du modèle de Cerra et Saxena (2008) strict.

Au total, le scénario central qui ressort est donc un scénario intermédiaire de chute temporaire de croissance associée à une perte en niveau permanente. Dans la suite, on cherche à préciser quels sont les principaux canaux par lesquels passent ces pertes de PIB.

Encadré 2

Des analyses de sensibilité sur les panels multi-pays confirment le caractère central du scénario intermédiaire

On s'attache ici à éprouver la robustesse des estimations obtenues par la spécification économétrique inspirée des travaux de Cerra et Saxena en réalisant trois analyses de sensibilité de types différents.

Parmi les crises étudiées, quatre concernent des pays d'Europe Centrale et orientale (PECO), qui ont connu des transitions spécifiques et pour lesquels l'apparition des crises correspond à peu près à celle des données disponibles. Pour deux autres, qui correspondent au déclenchement de la crise actuelle aux États-Unis et au Royaume-Uni en 2007 (selon la datation « LV »¹), on dispose d'un très faible recul. On teste donc dans un premier temps la robustesse des résultats lorsqu'on ne tient pas compte de ces six épisodes de crises (figure A).

A. Impact des crises bancaires passées sur le niveau du PIB, méthode Cerra et Saxena, sans les épisodes de crise intervenus dans les Pays d'Europe Centrale et Orientale ni ceux de 2007 : perte moyenne de PIB à 10 ans

	Panel maximal	Panel complet	Panel complet avec capital reconstitué
Crises recensées par Reinhart et Rogoff (RR)	- 6,0	- 5,2	- 4,6
Crises recensées par Laeven et Valencia (LV)	- 9,1	- 11,7	- 8,0
Crises sévères RR	- 14,1	- 12,5	- 10,2
Crises sévères LV	- 12,1	- 13,7	- 11,7

Lecture : les crises bancaires recensées par Reinhart et Rogoff (RR) génèreraient une perte de PIB comprise entre 4,6 et 6,0 % au bout de dix ans.
Source : Insee.

Globalement, cette première étude de sensibilité ne remet pas en cause le diagnostic d'un scénario intermédiaire. Le fait d'éliminer les épisodes de crise les plus récents conduit à une estimation un peu supérieure des pertes de PIB dix ans après le déclenchement d'une crise bancaire (sans que la significativité des écarts soit établie). Ceci provient du fait qu'on a moins de recul pour les épisodes de crises datés de 2007, ce qui peut conduire à en sous-estimer l'impact.

1. La datation « RR » ne retient que le déclenchement de la crise aux États-Unis en 2007.

Encadré 2 (suite)

On a présenté jusqu'ici la valeur estimée de l'effet moyen d'un type de crise donné. Or cet effet moyen est mesuré avec une incertitude notable, comme l'atteste la forte amplitude des intervalles de confiance à 95 % des fonctions de réponse² (figure B). En dépit de cette amplitude, on peut néanmoins toujours rejeter à 95 % l'hypothèse d'un effet nul sur le PIB en niveau à un horizon de dix ans. Le scénario de rattrapage apparaît donc improbable et le scénario intermédiaire confirmé comme scénario central par cette deuxième étude de sensibilité.

B. Impact des crises bancaires passées sur le niveau du PIB, méthode Cerra et Saxena : intervalles de confiance à 95 % des pertes de PIB à 10 ans

	Panel maximal	Panel complet	Panel complet avec capital reconstitué
Crises RR	[-9,2 ; -2,6]	[-10,2 ; -1,6]	[-8,1 ; -1,9]
Crises LV	[-13,6 ; -3,0]	[-15,9 ; -6,9]	[-13,0 ; -2,2]
Crises sévères RR	[-16,7 ; -9,9]	[-16,5 ; -9,8]	[-15,1 ; -9,3]
Crises sévères LV	[-18,7 ; -4,0]	[-18,6 ; -9,2]	[-16,7 ; -3,1]

Lecture : pour l'estimation réalisée sur le panel maximal, l'intervalle de confiance à 95 % pour l'effet moyen sur le PIB au bout de dix ans des crises bancaires recensées par Reinhart et Rogoff (RR) est [-9,2 % ; -2,6 %].

Source : Insee.

Par ailleurs, jusqu'à présent, seules la trajectoire passée de la croissance et les variables indicatrices de l'occurrence des crises bancaires ont été considérées comme susceptibles d'affecter la dynamique de croissance. Or, des chocs n'ayant pas pour origine des crises bancaires pourraient être plus ou moins concomitants à certaines d'entre elles, ce qui risquerait de biaiser les estimations. Pour tester la robustesse des résultats, on introduit comme contrôles dans une spécification à la Cerra et Saxena des variables représentatives de certains chocs ayant affecté les pays de l'OCDE sur les quarante dernières années : une indicatrice de crise monétaire construite selon la même logique que l'indicatrice de crise bancaire, une variable de demande mondiale adressée à chaque pays (destinée à capter des chocs de conjoncture mondiale) et le prix du pétrole³. En outre, on ajoute à la spécification des effets fixes temporels afin de contrôler des chocs pouvant affecter simultanément l'ensemble des pays considérés dans les panels et de tenir compte de la baisse tendancielle des rythmes de croissance dans les pays de l'OCDE sur la période d'estimation.

C. Impact des crises bancaires passées sur le niveau du PIB, méthode Cerra et Saxena avec effets fixes temporels et contrôles sur le prix du pétrole, la demande mondiale adressée aux pays et l'occurrence de crises monétaires : perte moyenne de PIB à 10 ans

	Panel maximal	Panel complet	Panel complet avec capital reconstitué
Crises RR	-4,0	-4,2	-3,9
Crises LV	-4,9	-5,5 (n.s.)	-4,7 (n.s.)
Crises sévères RR	-8,0	-8,1	-8,6
Crises sévères LV	-5,1 (n.s.)	-8,8	-5,3 (n.s.)

Lecture : les crises bancaires recensées par Reinhart et Rogoff (RR) génèreraient une perte de PIB comprise entre 3,9 et 4,2 % au bout de 10 ans. (n.s.) : non significatif au seuil de 5 %.

Source : Insee.

2. Rappelons que les intervalles de confiance ont été calculés par une méthode d'inférence statistique fondée sur des rééchantillonnages où l'on tire des pays.

3. Une partie des variations de cette variable traduit de fait des variations de change, du fait que le prix du pétrole est exprimé en monnaie locale.

Encadré 2 (suite)

Sans surprise, l'ajout de ces variables de contrôle a pour effet de diminuer l'ampleur de l'impact des crises bancaires sur l'activité (figure C). La perte estimée de PIB est moins forte qu'en l'absence de contrôle d'autres chocs pouvant survenir de façon simultanée. Plus précisément, les chiffrages utilisant les datations à la Laeven et Valencia apparaissent plus sensibles à un changement de contexte des estimations que ceux tirés des datations à la Reinhart et Rogoff. Dans le cas de crises systémiques à la Laeven et Valencia, on observe à l'occasion une perte de significativité des effets de la crise à l'horizon de dix ans. Au seuil de 5 %, le scénario de rattrapage comme le scénario intermédiaire ne sont pas rejetés. Par contre, au seuil de 10 %, le scénario intermédiaire reste accepté, alors que le scénario de rattrapage est rejeté. Dans le cas des crises à la Reinhart et Rogoff, en revanche, le diagnostic n'est pas modifié : le scénario central reste le scénario intermédiaire et l'ampleur des effets est assez comparable à ce qu'elle était en l'absence de variables de contrôle avec, ici, une perte d'un peu moins de 10 % du PIB à l'horizon de dix ans pour les crises les plus sévères.

Il convient de bien comprendre ce que signifie la dernière étude de sensibilité. Celle-ci a du sens particulièrement vis-à-vis des crises bancaires nationales qui sont prises en compte dans les différents panels. De telles crises à portée géographique réduite étaient peu susceptibles d'induire une baisse du prix du pétrole, une chute de la demande mondiale ou des contagions en chaîne à d'autres pays dans l'année de leur déclenchement. Pour ce qui est de la crise financière récente, il en va tout différemment. Il s'agit d'une crise mondiale qui a eu un impact dans l'année de son déclenchement tant sur les cours pétroliers, dont elle a indéniablement provoqué le retournement, que sur le commerce mondial dont elle a causé la contraction brutale. Dans l'idée de tenter d'inférer des estimations sur les crises bancaires passées un diagnostic de l'effet probable sur le PIB de la crise financière récente, l'ajout de ces variables de contrôle apparaît plus de nature à biaiser cet effet par défaut qu'à corriger un éventuel biais par excès. En revanche, l'ajout d'indicatrices annuelles semble devoir être maintenu car il permet de capter la baisse tendancielle des taux de croissance sur la période d'étude. Ne pas prendre en compte cette baisse moyenne pourrait biaiser les estimations. Pour cette raison, il semble préférable d'ajouter à la spécification de référence de Cerra et Saxena (celle de l'encadré 1) des indicatrices annuelles, représentées ci-dessous par les effets fixes temporels μ_t :

$$g_{i,t}^{PIB} = \mu_t + \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \beta_j g_{i,t-j}^{PIB} + \sum_{j=0}^4 \gamma_j D_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}^{PIB}$$

Enfin, à partir de cette dernière spécification légèrement enrichie, on étudie la possibilité d'occurrence d'un scénario bas. Jusqu'à présent, une telle possibilité reposait uniquement sur la présence possible d'une racine unitaire dans la dynamique auto-régressive du taux de croissance. Ceci n'était pas forcément très satisfaisant car n'importe quel choc aurait alors également des effets permanents sur le taux de croissance. Une autre manière, plus satisfaisante, de modéliser l'occurrence d'un scénario bas consiste à introduire une rupture de constante $\delta < 0$ à partir du début d'une crise bancaire. Le taux de croissance expurgé de l'évolution temporelle commune à tous les pays est ainsi supposé stationnaire avant et après le choc, mais avec des valeurs moyennes potentiellement différentes. Ceci correspond au modèle suivant :

$$g_{i,t}^{PIB} = \mu_t + \delta C_{i,t} + \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \beta_j g_{i,t-j}^{PIB} + \sum_{j=0}^4 \gamma_j D_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}^{PIB}$$

où la variable $C_{i,t}$ vaut n si le pays i a connu n crises bancaires avant l'année t dans le panel. Les résultats de l'estimation par la méthode des MCO de cette spécification conduisent à rejeter la présence d'une telle marche. En effet, l'hypothèse nulle ($\delta = 0$) n'est jamais rejetée au seuil de 10 %. Cela permet d'écarter avec un peu plus de force le scénario bas comme scénario central.

Au total, ces exercices de robustesse indiquent que le scénario central est un scénario intermédiaire, avec des pertes permanentes de PIB non négligeables à moyen terme.

Un impact marqué des crises bancaires sur le capital et l'emploi, mais pas d'effet significatif sur la productivité globale des facteurs

Les deux méthodes d'évaluation des effets des crises peuvent être appliquées aux principales composantes du PIB modélisé en fonction de la productivité globale des facteurs et des facteurs de production que sont le capital⁴ et le travail. La série de productivité globale des facteurs (PGF) est construite comme le résidu de la fonction de production sous-jacente (*encadré 3*).

Les résultats suggèrent que les crises bancaires ont un impact fort et durable sur l'accumulation de capital, ainsi que sur les taux de chômage et d'activité (*figure 4 et encadré 3*). Ces crises n'auraient en revanche pas d'impact significatif à dix ans sur la productivité globale des facteurs.

Selon la méthode de Cerra et Saxena⁵, dix ans après le déclenchement d'une crise, la perte de capital serait comprise entre 4^{1/2} % et 7^{1/2} % pour une crise bancaire telle que recensée par Reinhart et Rogoff et entre 7^{1/2} % et 10^{1/2} % pour une crise de l'ampleur des cinq plus graves crises qu'ont connues les pays de l'OCDE. La méthode utilisée par le FMI conduit à une estimation plus pessimiste de cet impact. Le capital accumulé au bout de dix ans serait inférieur d'environ 10 % à celui qui aurait été accumulé sans la survenue d'une crise bancaire à la Reinhart et Rogoff. Soulignons que l'impact sur le coefficient de capital, défini comme le ratio entre le stock de capital et le PIB, est non significatif. La dynamique de l'accumulation du capital semble donc bien résulter principalement de celle du PIB, sans effet propre sur le capital.

Les crises bancaires auraient aussi un impact significatif durable sur l'emploi. On examine ici le ratio de l'emploi sur la population active, qui donne une mesure relative du volume d'emploi et qui varie comme l'opposé du taux de chômage. En appliquant la méthode de Cerra et Saxena, il apparaît qu'au bout de dix ans, le volume relatif d'emploi serait inférieur de 2 % après une crise à la Reinhart et Rogoff, de 4^{1/2} à 6 % après une crise bancaire systémique à la Laeven et Valencia, et de 5^{1/2} à 8 % après une crise de l'ampleur des plus sévères. Selon la méthode du FMI, les pertes à dix ans sur l'emploi s'élèveraient à 1 % pour les crises systémiques et à 4 - 5 % pour crises les plus fortes. Cependant, la méthode du FMI prévoit un effet sur l'emploi relatif en « U », avec un impact plus fort cinq ans que dix ans après le déclenchement des crises.

Les crises bancaires entraîneraient en outre une baisse significative et durable du taux d'activité. Les deux méthodes d'évaluation suggèrent que ce taux serait érodé d'environ 2 % dix ans après l'éclatement d'une crise bancaire à la Reinhart et Rogoff et de 4 % à 6^{1/2} % dans le cas des crises les plus sévères.

En revanche, d'après la méthode de Cerra et Saxena, les crises bancaires passées, quelle qu'en soit la gravité, n'auraient pas eu d'effet significatif sur la productivité globale des facteurs à un horizon de dix ans. La méthode du FMI suggère quant à elle un impact modéré, éventuellement plus marqué dans le cas des crises les plus sévères telles que datées par Reinhart et Rogoff. Toutefois, rien ne permet d'affirmer la significativité de ces effets en l'absence de test idoine.

Enfin, deux éléments renseignent sur les degrés d'imprécision des deux méthodes. D'une part, comme on l'avait anticipé (*encadré 3*), l'impact à dix ans des crises bancaires passées sur la population en âge de travailler apparaît d'ampleur limitée. Il est néanmoins parfois

4. Pour certains pays, les données de stock de capital n'étaient pas disponibles. Celles-ci ont été construites à partir des séries d'investissement en utilisant la méthode de l'« inventaire permanent », avec une hypothèse de constance à 5 % du taux de dépréciation du capital.

5. La référence à la méthode de Cerra et Saxena désigne désormais l'application du modèle de Cerra et Saxena strict modifié par l'ajout d'indicateurs annuelles. Les résultats obtenus sans ajout d'indicateurs annuelles (modèle de Cerra et Saxena strict) sont similaires.

significatif. On ne peut exclure l'existence d'un effet migratoire, une crise pouvant décourager certains migrants de venir ou de rester dans un pays touché par une crise ou, plus probablement, susciter une réaction des pouvoirs publics dans le sens d'un durcissement des politiques d'accueil. Toutefois, il est probable que les pertes les plus fortes suggérées par la méthode du FMI englobent des évolutions démographiques structurelles n'ayant aucun rapport avec les crises. D'autre part, l'application de la méthode de Cerra et Saxena aboutit à des écarts raisonnables entre l'impact estimé des crises sur le PIB (figure 4) et l'agrégation des effets estimés sur ses composantes (figure 5). Ils sont en effet de l'ordre de 1 point pour le panel complet et de 2 points pour le panel avec capital reconstitué.

Encadré 3

Décomposition du PIB fondée sur une fonction de production de Cobb-Douglas

On suppose que le PIB Y résulte d'une fonction de production de type Cobb-Douglas à rendements constants¹ :

$$Y = PGF \cdot K^\alpha \cdot L^{1-\alpha}$$

où PGF représente la productivité globale des facteurs, K le capital, L le travail (au sens du niveau d'emploi) et α la part de la production consacrée à la rémunération du capital, calibrée à 0,35 (qui est une valeur standard en macroéconomie également reprise par le FMI, 2009). Le PIB, le stock de capital et le niveau d'emploi étant observés, la PGF est définie comme le résidu assurant cette égalité.

En introduisant P la population en âge de travailler (population entre 15 et 64 ans) et $Popactive$ la population active, on peut ré-exprimer l'équation précédente en isolant le taux de chômage (ou, plus précisément, sa différence à l'unité) et le taux de participation au marché du travail ou taux d'activité :

$$\log(Y) = \underbrace{\alpha \cdot \log(K)}_{\text{capital}} + (1-\alpha) \left[\underbrace{\log\left(\frac{L}{Popactive}\right)}_{1-\text{taux de chômage}} + \underbrace{\log\left(\frac{Popactive}{P}\right)}_{\text{taux d'activité}} + \underbrace{\log(P)}_{\text{population en âge de travailler}} \right] + \underbrace{\log(PGF)}_{\text{productivité globale des facteurs}}$$

À l'horizon de dix ans après le déclenchement d'une crise, la population en âge de travailler n'est pas affectée, hormis à travers les phénomènes migratoires. Comme on ne s'attend pas à des effets spontanés massifs à cet égard, on serait tenté d'interpréter un effet notable estimé sur cette composante du PIB comme un indice du degré d'imprécision de la méthode qui aboutirait à un tel résultat. Néanmoins, il n'est pas exclu qu'une crise ait effectivement un impact non négligeable sur les migrations, à travers un durcissement des politiques d'accueil (comme cela s'était produit en France après le premier choc pétrolier). Toutes les autres composantes du PIB sont a priori susceptibles d'être affectées sensiblement.

Enfin, notons que les estimations des effets des crises sur chaque composante du PIB en appliquant les modèles de Cerra et Saxena (2008) sont effectuées séparément et sans imposer de contraintes inter-équations sur les paramètres. Il en résulte que la somme des impacts estimés des crises sur chaque composante peut différer quelque peu de l'effet global estimé directement sur le PIB. En pratique, cet écart est faible.

1. L'analyse menée ici resterait valide avec une fonction de production plus générale, à condition qu'elle soit à rendements constants et de faire évoluer chaque année α comme la part de la rémunération du capital dans la valeur ajoutée.

5. Impact des crises bancaires sur les facteurs de production : perte moyenne à 10 ans

en %

	Méthode Cerra et Saxena avec indicatrices annuelles		Méthode FMI
	Panel complet	Panel complet avec capital reconstitué	Panel complet avec capital reconstitué
Capital			
Crises recensées par Reinhart et Rogoff (RR)	- 4,3	- 7,6	- 10,4
Crises recensées par Laeven et Valencia (LV)	- 5,9	- 9,7	- 22,9
Crises sévères RR	- 7,4	- 10,3	- 25,7
Crises sévères LV	- 10,3	- 8,5	- 22,6
Emploi (ratio Emploi/Population active)			
Crises RR	- 2,3	- 2,1	0,7
Crises LV	- 5,7	- 4,6	- 1,2
Crises sévères RR	- 6,5	- 5,9	- 4,9
Crises sévères LV	- 7,7	- 5,5	- 4,1
Taux d'activité (ratio Population active/ Population en âge de travailler)			
Crises RR	- 1,9	- 1,9	- 2,4
Crises LV	- 4,1	- 3,1	- 4,9
Crises sévères RR	- 5,4	- 5,8	- 4,2
Crises sévères LV	- 5,8	- 4,8	- 6,5
Productivité globale des facteurs (PGF)			
Crises RR	0,8 (n.s.)	0,5 (n.s.)	- 1,5
Crises LV	1,5 (n.s.)	2,4 (n.s.)	- 0,6
Crises sévères RR	0,1 (n.s.)	0,0 (n.s.)	- 6,3
Crises sévères LV	0,0 (n.s.)	2,2 (n.s.)	- 2,6
Démographie (population en âge de travailler)			
Crises RR	- 0,7 (n.s.)	- 0,4 (n.s.)	- 3,2
Crises LV	- 1,2	- 1,2 (n.s.)	- 3,3
Crises sévères RR	- 0,4 (n.s.)	- 0,6 (n.s.)	- 2,3
Crises sévères LV	- 1,0 (n.s.)	- 0,7 (n.s.)	- 1,8

Lecture : les crises bancaires recensées par Reinhart et Rogoff (RR) génèreraient une perte de stock de capital au bout de dix ans de 4,3 à 7,6 % d'après la méthode de Cerra et Saxena et de 10,4 % d'après la méthode du FMI. La population en âge de travailler est la population d'âges compris entre 15 et 64 ans. (n.s.) : non significatif au seuil de 5 %.

Les crises historiques françaises suggèrent un impact lourd et durable en termes d'investissement et d'emploi

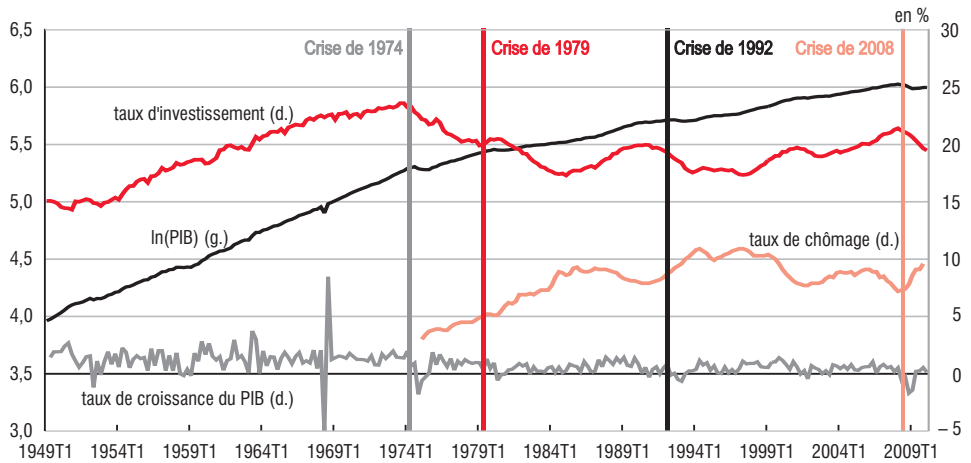
Retour sur trois crises sévères : 1974, 1979 et 1992

À titre de complément, on examine l'impact de trois chocs macroéconomiques qui ont touché l'économie française : les deux premiers chocs pétroliers (crises dont le déclenchement est daté de 1974 et 1979) et la crise de 1992⁶. La nature de ces chocs est assez différente de ceux à l'œuvre avec la crise actuelle, notamment en ce qui concerne les deux premiers. Cependant, ils peuvent fournir quelques indications utiles sur la manière dont l'économie française réagit à des chocs macroéconomiques internationaux importants.

6. On désigne les crises par leur année de déclenchement, qui précède d'un an une phase de récession dans les cas de ces trois crises (ainsi par exemple, la crise de 1992 s'est traduite par une récession en 1993).

Le PIB a connu une inflexion nette coïncidant avec le premier choc pétrolier. L'année de ce choc correspond visiblement à une transition entre deux régimes de croissance mais on ne saurait quantifier la part prise par cette crise dans le changement de régime. En 2008, faute de recul historique, on ne peut dire si la forte baisse du PIB est l'annonce d'une inflexion durable. En revanche, on relève, comme pour les trois crises précédentes, une baisse notable du taux d'investissement et une hausse marquée du taux de chômage. En particulier, le taux d'investissement n'a à ce jour jamais retrouvé son niveau de 1973. Après les crises de 1979 et 1992, ce taux a mis au moins cinq ou six ans pour retrouver ses valeurs d'avant-crise. La crise de 1992 a été suivie d'une forte hausse du chômage, dont le taux est alors resté à un niveau élevé durant de nombreuses années (figure 6).

6. PIB, investissement et chômage en France de 1949 au premier trimestre 2010



Lecture : Les séries vont du premier trimestre 1949 (deuxième trimestre 1949 pour le taux de croissance du PIB) au premier trimestre 2010 (quatrième trimestre 2009 pour le taux de chômage). Les séries de PIB sont des volumes, respectivement exprimées en logarithme et en taux de croissance. Le taux de chômage est celui au sens du BIT, issu de l'enquête Emploi. Le taux d'investissement est le ratio de l'investissement sur le PIB en volume. Il porte sur l'ensemble de l'économie.
 Source : Insee, comptes nationaux trimestriels ; enquête Emploi corrigée de la rupture de série en 2003.

La crise de 1992 partage avec la crise actuelle un certain nombre de caractéristiques. Elle a eu en effet une origine financière, puisqu'elle a été en grande partie imputable à la hausse des taux d'intérêt réels, occasionnée par les tensions monétaires au sein du Système monétaire européen. Une certaine restriction de l'offre de crédit bancaire a également pu être à l'œuvre à cette époque, comme aujourd'hui, suite au retournement du marché immobilier français du début des années 1990. Revenir sur les effets de cette crise sur le marché du travail français peut donc permettre de mettre en lumière une partie des mécanismes susceptibles de jouer dans la crise actuelle. C'est l'objet des sections suivantes.

Appréhender 2008 à la lumière de 1992

La récession de 1992-1993 a été précédée de nombreux trimestres de baisse du PIB dès le quatrième trimestre 1990, avec des effets massifs sur l'emploi. De 1991 à 1993, 505 000 emplois⁷ ont été perdus et il a fallu attendre 1997 pour retrouver un niveau d'emploi supérieur à celui de 1990. À titre comparatif, 491 000 emplois ont été perdus entre le premier

7. D'après les estimations d'emploi de l'Insee.

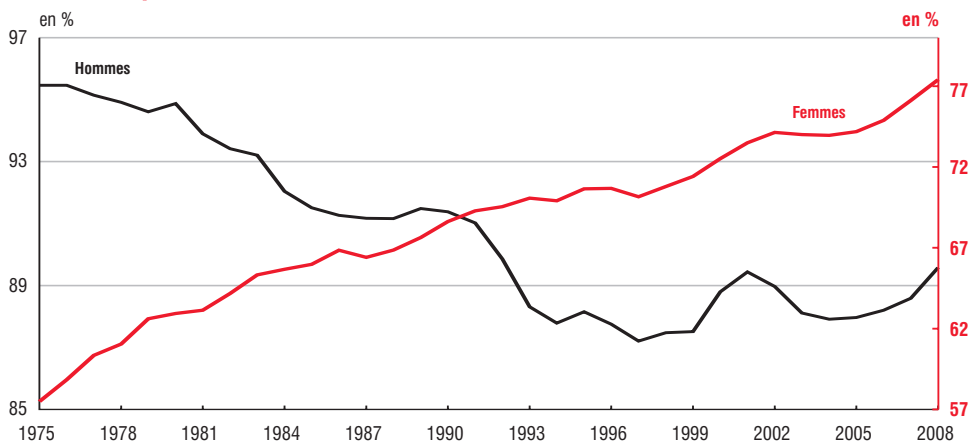
trimestre 2008 et le quatrième trimestre 2009. La récession de 2008 a été plus marquée que celle de 1992 mais sur un laps de temps plus court à ce jour. La similarité des contextes macroéconomiques de ces deux périodes ainsi que celle des premières conséquences de la crise sur le marché du travail rendent pertinente la comparaison des deux crises.

Analyser les effets conjoncturels du ralentissement économique de 1992 sur le marché du travail demande de se restreindre aux catégories d'âges intermédiaires, soit les 25-49 ans. En effet, les plus jeunes et les seniors ont connu dans cette période des changements structurels qui rendent très difficile la détection de chocs conjoncturels. Plus précisément, depuis 1985 et jusqu'à 1995, l'accès au baccalauréat s'est généralisé et la poursuite d'études dans le supérieur démocratisée. L'insertion professionnelle des 16-24 ans a donc été fortement modifiée par l'allongement de la durée de leurs études, avec un taux d'activité en nette baisse. Il ne peut pas être exclu que la mauvaise conjoncture des années 1990 ait poussé certaines générations à rester plus longtemps dans le système scolaire : les générations avec les durées de scolarisation les plus élevées sont en effet les générations 1976 et 1977, qui ont eu 18-20 ans au moment des pics de chômage entre 1994 et 1997, ces durées ayant diminué pour les générations suivantes. Pour les seniors, la réforme des retraites du privé en 1993 peut avoir incité certains à demeurer actifs, tandis que les mesures favorisant le retrait du marché du travail comme les préretraites ont joué en sens contraire.

Des pertes importantes sur le taux d'emploi des 25-49 ans

Le taux d'emploi⁸ des 25-49 ans a une tendance structurelle qui diffère selon le sexe et une composante conjoncturelle qui joue à la baisse dans les périodes de ralentissement économique, que ce soit dans la première moitié des années 1980 ou 1990 (*figure 7*). Ainsi, le taux d'emploi des hommes poursuit une tendance à la baisse depuis 1975, avec une accélération de cette tendance en conjoncture basse. À l'inverse, le taux d'emploi des femmes est en hausse constante depuis 1975, en raison d'une augmentation continue de la participation. Cependant, il a ralenti fortement du début des années 1990 jusqu'en 1998, avec une

7. Taux d'emploi des 25-49 ans en France, de 1975 à 2008



Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes de 15 ans ou plus (âge au 31 décembre) ayant un emploi.

Source : Insee, enquêtes Emploi, données corrigées de la rupture de série en 2003.

8. Le taux d'emploi d'une classe d'âges est la proportion des actifs occupés parmi la population de cette classe d'âges.

stagnation entre 1993 et 1997, avant de repartir à la hausse avec la reprise économique. Au total, les « pertes » en taux d'emploi des hommes et des femmes par rapport à une situation sans crise et évaluées en 1997 auraient été du même ordre. Si l'on prolonge la tendance moyenne des années 1980 au-delà de 1990, la « perte » pour le taux d'emploi peut être évaluée à 1,7 point pour les hommes et 2,1 points pour les femmes. Le même exercice, en ne retenant que les années 1987 à 1991, conduit à des pertes de l'ordre de 3,5 points de taux d'emploi pour les deux sexes.

L'analyse de l'évolution du taux d'emploi peut être enrichie par l'étude du taux de chômage et du taux d'activité. En effet, le taux d'emploi se décompose comme le produit du taux d'activité par un moins le taux de chômage. Les effets sur le taux d'emploi d'un ralentissement économique peuvent donc transiter par deux canaux, *via* le taux de chômage ou *via* le taux d'activité.

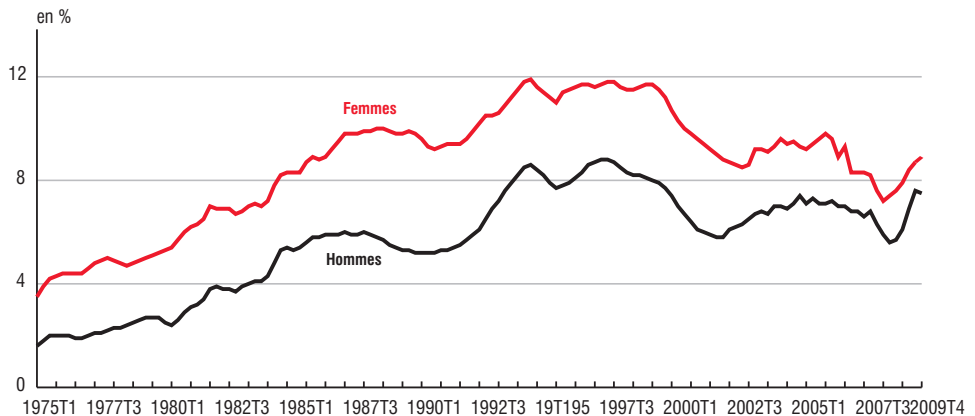
Dans le passé, dix années nécessaires pour retrouver un niveau de chômage d'avant-crise

Les profils des taux de chômage des hommes et des femmes partagent certaines caractéristiques : une hausse permanente de ce taux de 1975 à 1983, à laquelle font suite des allers-retours vers un seuil apparent (*figure 8*). Après chaque ralentissement économique, le taux de chômage a augmenté, puis s'est stabilisé, avant de diminuer pour atteindre un niveau plancher correspondant peu ou prou au taux de chômage du milieu des années 1980. Il semblerait donc y avoir eu persistance du chômage pendant dix ans.

Le taux de chômage des hommes est plus réactif au cycle économique que ne l'est celui des femmes. Le taux de chômage des hommes âgés de 25 à 49 ans a augmenté très fortement dès le début des années 1990, passant de 5,2 % au troisième trimestre 1990 à 8,6 % au deuxième trimestre 1994, soit une augmentation de 3,4 points en moins de quatre ans. Seule la reprise économique de la fin des années 1990 a permis une réelle diminution du taux de chômage des hommes. Ce n'est qu'au bout de dix ans que le taux de chômage retrouve un niveau analogue à celui d'avant la crise (soit celui du quatrième trimestre 1991).

Concernant les femmes, leur taux de chômage a été en constante augmentation de 1975 à 1989 et supérieur de près de deux points au taux de chômage des hommes jusqu'à la fin des

8. Un taux de chômage des 25 - 49 ans persistant à moyen terme suite aux ralentissements économiques

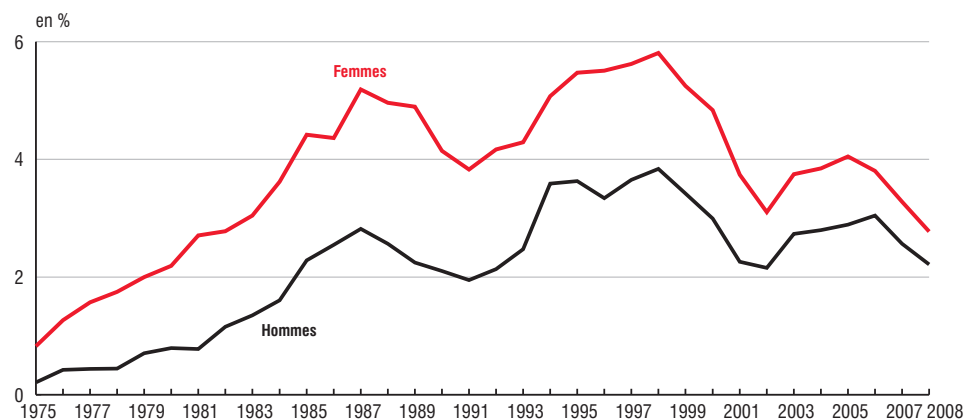


Note : taux de chômage trimestriel au sens du BIT du 1er trimestre 1975 au 3e trimestre 2009, par sexe et âge - Données CVS en moyenne sur le trimestre. Champ : France métropolitaine, population des ménages, personnes de 15 ans ou plus (âge au 31 décembre) ayant un emploi. Source : Insee, enquêtes Emploi, données corrigées de la rupture de série en 2003, calculs Insee.

années 1990. La crise de 1992 a inversé la tendance à la baisse du début des années 1990. Déjà élevé, le taux de chômage des femmes est passé de 9,2 % au troisième trimestre 1990 à 11,9 % au deuxième trimestre 1994, soit + 2,7 points, une augmentation plus faible que celle des hommes. En revanche, l'embellie de la fin des années 1990 semble leur avoir été plus profitable et les taux de chômage des deux sexes se sont mis à converger. Comme pour les hommes, une décennie a été nécessaire pour retrouver le niveau d'avant la crise : au deuxième trimestre 2001, le taux de chômage des femmes est repassé à 9,2 %.

La persistance du chômage a résulté notamment de la hausse du chômage de longue durée, qui a pu entraîner une perte de capital humain des individus concernés. La part de chômeurs de longue durée parmi les actifs de 25 à 49 ans présente le même profil que le taux de chômage (*figure 9*). Suite à la crise de 1992, elle a dépassé pendant six ans, de 1994 à 1999, 5,0 % pour les femmes et 3,3 % pour les hommes. Pour retrouver le niveau d'avant la crise, dix ans ont là aussi été nécessaires.

9. Une forte hausse du chômage de longue durée parmi les actifs de 25 à 49 ans de 1975 à 2008



Source : enquêtes Emploi, données non corrigées de la rupture de série en 2003, calculs auteurs.

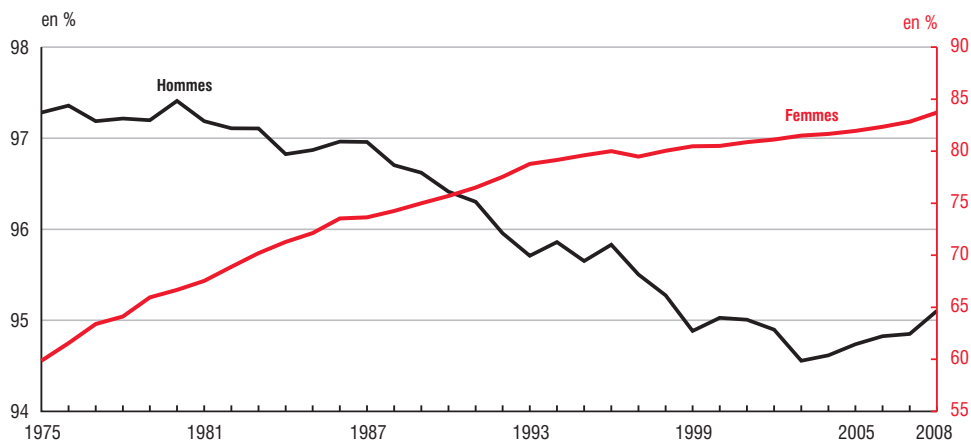
Peu d'effets sur l'activité des 25-49 ans

Le taux d'activité des hommes de 25 à 49 ans est moins sensible que le taux de chômage aux fluctuations conjoncturelles et présente une baisse lente mais quasi continue de 1975 à 2003 (*figure 10*). Le taux d'activité des femmes de 25 à 49 ans, contrairement à celui des hommes du même âge, est en constante augmentation. Une inflexion de tendance est nette à compter de 1993, avec un ralentissement sensible jusqu'en 2007 de la progression de la participation féminine au marché du travail. Cette rupture peut-elle s'expliquer en partie par la crise de 1992 ?

Les effets possibles d'un ralentissement économique sur l'activité féminine sont a priori ambigus. D'un côté, les difficultés économiques peuvent jouer à la baisse sur la participation des femmes. En effet, certaines d'entre elles pourraient être incitées à sortir du marché du travail plutôt que de se trouver au chômage, et d'autres seraient découragées d'entrer sur le marché du travail. Inversement une mauvaise conjoncture, qui touche aussi bien les hommes que les femmes, est susceptible d'encourager les femmes en couple à compenser les pertes de revenu du conjoint en cherchant du travail.

9. Le profil du taux d'activité est identique lorsqu'on le calcule comme la moyenne des taux d'activité par âge, éliminant le problème potentiel de taille des cohortes.

10. Taux d'activité des 25-49 ans de 1975 à 2008



Source : Insee, enquêtes Emploi, données corrigées de la rupture de série en 2003, calculs Insee.

Pour identifier l'effet de la crise de 1992, il est nécessaire d'éliminer de possibles effets structurels (plafonnement du taux d'activité des femmes pour les cohortes les plus récentes par exemple) ou des effets liés à la mise en place de politiques publiques⁹, comme l'extension de l'Allocation Parentale d'Éducation (APE) pour les mères de deux enfants (dont un de moins de trois ans) en 1994, dont on sait qu'elle a fortement diminué la participation de ces femmes. Il faut noter que les politiques mises en œuvre lors de difficultés économiques majeures ne sont pas complètement indissociables d'un effet crise. Ainsi, dans les années 1980 et 1990, des politiques de lutte contre le chômage, dites « passives », ont conduit à faire sortir du marché du travail, temporairement ou définitivement, un certain nombre de personnes, comme les seniors à travers les préretraites ou les femmes avec l'extension de l'APE.

En utilisant des données individuelles, on a modélisé de façon logistique l'activité des femmes en contrôlant des effets d'âge et de cohorte. Deux méthodes ont été retenues pour capter des effets de date. La première est une approche à la Deaton (1997), selon laquelle les effets temporels se compensent en moyenne et n'ont pas d'impact durable sur l'activité. La seconde est une approche à la Beaudry et Lemieux (1999), dans laquelle on a introduit le taux de croissance du chômage des hommes comme proxy de la situation macroéconomique. Différentes spécifications ont été testées, avec ou sans variables familiales et de diplômes, et avec ou sans profil par âge différencié selon les générations. Les estimations ont été menées sur les enquêtes emploi de 1975 à 2008, pour les femmes âgées de 25 à 49 ans, couvrant ainsi les générations nées entre 1926 et 1983. Cependant, les résultats de ces différentes spécifications ne conduisent pas à estimer un effet marqué de la crise sur la participation des femmes.

Quels enseignements peut-on tirer de la crise de 1992 ?

Concernant la participation, l'effet de la crise de 2008 est difficile à anticiper et dépendra, dans une large mesure, de la qualité des politiques publiques mises en œuvre dans les années à venir. À plus court terme, la progression des taux de chômage six trimestres après le déclenchement de la crise est du même ordre de grandeur pour 2008 que pour 1992. Entre le quatrième trimestre 1992 et le deuxième trimestre 1994, le taux de chômage des hommes de 25 à 49 ans a augmenté de 1,7 point, celui des femmes de 1,4 point. Entre le deuxième trimestre de 2008 et le quatrième trimestre 2009, le taux de chômage des hommes a crû de 2,8 points et celui des femmes de 1,6 point.

Effets de la crise sur les finances publiques

Les interactions entre ampleur des déficits publics, politiques macroéconomiques et impact des crises sont complexes. D'une part, des déséquilibres des finances publiques initialement limités donnent *a priori* aux autorités budgétaires nationales de précieuses marges de manœuvre pour réagir efficacement au moment du déclenchement d'une crise. *A contrario*, des déficits publics de grande ampleur avant une crise peuvent contraindre l'étendue de la réponse publique à la crise. Or, à l'état des finances publiques avant la crise et gravité de la crise donnés, des plans de relance volontaristes et coordonnés par les autorités budgétaires des pays touchés, associés à des politiques monétaires accommodantes, sont susceptibles de limiter les pertes de PIB ultérieures et de rapprocher l'horizon de la reprise. Au contraire, une réponse insuffisante des autorités publiques peut conduire à une situation semblable à celle du Japon dans les années 1990, où les pertes s'accumulent et la crise s'éternise.

Les finances publiques, quant à elles, sont touchées directement par les crises (moins d'activité donc moins de rentrées fiscales, plus de dépenses publiques liées aux plans de relance et à l'indemnisation du chômage).

Politiques macroéconomiques et impact des crises

Ainsi qu'on l'a souligné dans l'encadré 1, les chiffrages des pertes de PIB consécutives aux crises passées découlant des méthodes de Cerra et Saxena (2008) et du FMI (2009) englobent l'ensemble de ces enchaînements pour chaque pays et crise pris en compte¹⁰. On aurait souhaité pouvoir isoler l'impact des plans de relance. Toutefois, les données de finances publiques dont on dispose (séries de soldes structurels notamment), trop limitées en raison de nombreuses valeurs manquantes, ne permettent pas d'effectuer une analyse fiable à cet égard. Le FMI (2009) a tenté une étude plus générale des impacts des conditions pré-crise et post-crise à partir d'un panel de pays et de crises plus large (donc moins homogène). Il en tire plusieurs conclusions plus ou moins nettement établies :

- Certaines conditions d'avant-crise joueraient un rôle significatif sur l'ampleur des pertes de PIB post-crise. Ainsi, les pays caractérisés par un taux d'investissement pré-crise élevé enregistrent en moyenne des pertes de PIB post-crise plus fortes que les autres. Des résultats qualifiés de plus mitigés suggèrent que les économies faisant face avant une crise à des déséquilibres importants de compte courant, une inflation en hausse ou une détérioration de leurs finances publiques tendent également à subir des pertes d'activité plus profondes.
- Concernant l'influence des réponses publiques sur les conséquences des crises, des plans de relance volontaristes (mesurés à travers de fortes augmentations de la consommation publique) seraient associés à des pertes de PIB plus limitées à moyen terme. L'efficacité des réactions de politique monétaire et des réformes structurelles décidées en réponse à la crise est moins clairement établie.
- Enfin, les conditions d'après crise dans les pays partenaires auraient un impact important sur les pertes de PIB national. Ainsi une très faible croissance post-crise des pays partenaires se traduirait par des pertes plus fortes dans les économies nationales.

10. Concernant la méthode de Cerra et Saxena (2008), ces enchaînements sont directement pris en compte jusqu'à quatre années après le déclenchement des crises à travers les effets courant et retardés de l'indicatrice des crises. Ensuite, des effets indirects continuent à transiter par les termes retardés de la variable expliquée elle-même.

Une analyse des répercussions des crises sur les finances publiques...

On se focalise ici sur les répercussions mécaniques des crises sur les finances publiques. L'objectif n'est en aucun cas de fournir des prévisions mais d'illustrer schématiquement les effets sur le déficit et la dette des administrations publiques (APU) que génère une perte plus ou moins durable de PIB mécaniquement, c'est-à-dire en l'absence de toute mesure correctrice à compter de 2012, que ce soit pour relancer l'économie ou pour réduire les déséquilibres des finances publiques (encadré 4). Dans cet exercice, aucune réaction budgétaire et fiscale spécifique n'est en effet introduite pour répondre à la perte de PIB et à la détérioration progressive des finances publiques. Il s'agit en effet essentiellement de mettre en évidence les difficultés accrues en matière d'équilibrage des finances publiques susceptibles de découler automatiquement des pertes de PIB post-crise selon différents scénarios possibles.

Encadré 4

Calcul de l'impact des différents scénarios de pertes de PIB sur les finances publiques

On évalue l'impact sur les finances publiques de chacun des trois scénarios de perte de PIB envisagés à l'aide d'un modèle où la totalité des recettes publiques et au mieux une part seulement des dépenses publiques représentent une fraction constante du PIB en valeur.

La crise se traduit non seulement par un impact sur le PIB en volume mais également par un effet sur les prix qu'il est nécessaire de prendre en compte. De manière très simple, l'inflation en l'absence de crise est supposée constamment égale à la cible de 2 % de la BCE. Les pertes d'inflation liées aux crises sont fixées pour chacun des trois scénarios à 1 % en 2009 et 2010 puis à 0,5 % à partir de 2011. Il existe donc une dérive du niveau des prix par rapport au monde sans crise sur la période étudiée. En particulier le scénario de rattrapage intégral prévoit une perte de PIB en valeur à long terme malgré le rattrapage intégral en volume atteint en 2018.

Dans un premier temps, on note Y le PIB en valeur, R les recettes des APU, ρ la part de ces recettes dans le PIB et D les dépenses hors charge de la dette. Ces dépenses sont composées d'une part D_0 indépendante de l'activité, du moins à moyen terme (éducation, retraites, etc.) et d'une autre part D_1 proportionnelle au PIB (on note δ la part de ces dernières dépenses dans le PIB). On envisage deux cas de figure. Dans le premier, la part des dépenses indépendantes de l'activité atteint 50 % des dépenses totales en 2007, année précédant le déclenchement de la crise. Cette hypothèse correspond à une situation où la moitié des dépenses s'ajuste à moyen terme sur les pertes de PIB, transitoires ou permanentes du fait de changements de comportement des agents économiques (par exemple : diminution des dépenses de santé des ménages du fait de leur perte de revenu). Dans le second cas, plus pessimiste, l'ensemble des dépenses sont supposées indépendantes de l'activité ($D_1 = 0$). Dans ce cas, les dépenses croissent sur leur tendance d'avant-crise et augmentent donc en part de PIB. En l'absence de crise, les dépenses D_0 indépendantes de l'activité sont prolongées sur la période 2008-2018 selon le taux de croissance annuel moyen de la dépense publique sur la période 1995-2007, augmenté d'une prise en compte du vieillissement de la population (chiffrée à +0,2 % par an), soit au total +2,1 % par an. Dans les trois scénarios de crise, les dépenses D_0 sont diminuées des effets de la crise sur l'inflation. Les relations : $R = \rho Y$ et $D = D_0 + D_1 = D_0 + \delta Y$ se combinent pour donner l'expression du solde primaire en valeur :

$$SP = R - D = (\rho - \delta)Y - D_0$$

$$\text{et en points de PIB : } sp = \frac{SP}{Y} = \rho - \delta - \frac{D_0}{Y}.$$

Encadré 4 (suite)

Concrètement, les parts δ sont prolongés à leur valeur de 2008 dans le scénario contrefactuel sans crise entre 2009 et 2018¹. On suppose que la crise dégrade les finances publiques à court terme toutes choses égales par ailleurs à travers la forte variation de ces deux parts de 2009 à 2011, sous l'effet des stabilisateurs automatiques et des plans de relance. Pour tous les scénarios de sortie de crise, p baisse de 1,5 % et δ augmente de 1,5 % en 2009 et 2010². Ces chocs sont réduits de moitié en 2011 puis annulés au-delà. Cette détérioration est par construction commune à tous les scénarios, bien que des pertes de PIB différentes puissent induire une dégradation plus ou moins marquée des finances publiques à court terme. Il est toutefois fait le choix de refléter l'impact à court terme de la crise actuelle dans l'ensemble des scénarios retenus. Les impacts de ces derniers se différencient donc essentiellement à moyen terme.

À partir de 2012, les conséquences de la crise n'affectent le solde primaire en points de PIB qu'à travers le ratio des dépenses indépendantes de l'activité $\frac{D_0}{Y}$.

En notant avec un astérisque les valeurs avec crise, l'écart de solde primaire dû à la crise est en effet égal à :

$$sp^* - sp = \frac{D_0}{Y} - \frac{D_0^*}{Y^*}.$$

Cet écart dépend à la fois de la perte de PIB en valeur Y et de la diminution des dépenses due à l'impact de la crise sur l'inflation. Compte tenu des ordres de grandeur de ces deux facteurs dans les différents scénarios, l'effet « volume » de la perte de PIB l'emporte nettement sur l'effet « prix » sur D_0 .

Ayant étudié les impacts en termes de solde primaire, on s'intéresse dans un second temps aux effets sur le déficit et la dette publics.

On note ici S le solde public, c'est-à-dire le solde primaire (SP) auquel est ajoutée la charge des intérêts de la dette publique notée B , i le taux d'intérêt nominal apparent sur la dette publique et g^Y le taux de croissance du PIB en valeur.

L'équation d'évolution de la dette en valeur s'écrit, pour chaque année a :

$$B_{a+1} = (1 + i_{a+1})B_a - SP_{a+1} = B_a - S_{a+1},$$

soit, en points de PIB :

$$b_{a+1} = \frac{B_{a+1}}{Y_{a+1}} = \frac{1 + i_{a+1}}{1 + g_{a+1}^Y} \frac{SP_{a+1}}{Y_{a+1}} = \frac{1 + i_{a+1}}{1 + g_{a+1}^Y} b_a - sp_{a+1}.$$

La dégradation du solde primaire dès les premières années après le choc de la crise accentue l'effet « boule de neige » de l'accumulation de dette à travers l'augmentation de la charge des intérêts. On suppose ici de manière sans doute excessivement simpliste le taux d'intérêt apparent sur la dette égal à 4 % avec ou sans crise. L'effet de la crise sur le taux d'intérêt est en effet ambigu. À court terme, une plus forte aversion des investisseurs pour le risque conduit ces derniers à se diriger vers les titres publics et donc à faire baisser le taux des obligations publiques. La baisse de l'inflation supposée dans les trois scénarios peut également induire une diminution des taux d'intérêt sur la dette, partiellement indexés sur l'inflation. Cependant, à plus long terme, le retour des taux d'intérêt directs à leur niveau moyen et l'accumulation de la dette peuvent pousser à la hausse les taux d'intérêts publics.

À l'opposé, un taux de croissance du PIB en valeur élevé permet de freiner, voire d'annuler, cette accumulation de dette. C'est ainsi le cas dans le scénario 1 : lors de la phase de rattrapage entre 2011 et 2018, g^Y devient supérieur à i , ce qui inverse l'effet « boule de neige ».

1. Sur les séries observées, ces deux parts connaissent une forte variation en 2009.

2. Dans le cas de figure où l'on suppose toutes les dépenses indépendantes de l'activité, la part δ est par définition égale à 0. Elle ne subit aucun choc.

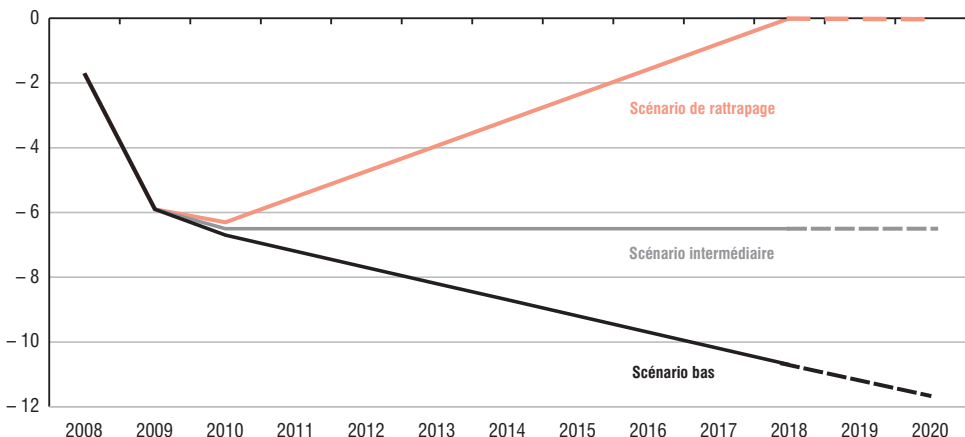
Une perte durable de PIB se manifeste sur les finances publiques à travers deux types de mécanismes :

- Les recettes publiques, sensibles à la croissance, diminuent ; la réduction des recettes est même à court terme amplifiée, car nombre d'entre elles (impôt sur les sociétés notamment) ont une sensibilité importante à la conjoncture (une « élasticité » supérieure à 1). Les dépenses publiques (à l'exception des dépenses d'indemnisation du chômage) sont, elles, assez peu sensibles à l'activité. Par conséquent, les recettes sont nettement plus affectées que les dépenses par le repli de l'activité. Le solde primaire en est donc dégradé.
- Le jeu des mécanismes précédents contribue à une augmentation de la dette publique et, partant, de la charge des intérêts de la dette. Un effet « boule de neige » est d'autant plus probable et important que les taux d'intérêt sur la dette sont plus élevés.

On se propose dans la suite d'illustrer le jeu de ces mécanismes selon les différents scénarios qualitatifs envisageables de sortie de crise. Pour ce faire, trois scénarios quantitatifs de sortie de crise bien typés sont retenus à la lumière des chiffrages de la première partie du dossier. Ces scénarios présentent en 2008 et 2009 des pertes de PIB en volume identiques, calculées en rapportant le PIB français des années 2008 et 2009 à un PIB contrefactuel « sans crise » correspondant à la poursuite d'une croissance tendancielle supposée de 2 % par an (*figure 11*). Ces scénarios commencent à se différencier à partir de 2010. Pour chaque scénario, on étudie les conséquences de deux hypothèses concurrentes sur la dépense publique, selon que cette dernière s'ajuste partiellement ou pas du tout aux pertes de PIB transitoires ou permanentes (*encadré 4*).

- Un premier scénario, de rattrapage intégral, est envisagé, avec une perte de PIB de 6,3 % en 2010, qui se résorbe progressivement jusqu'à son annulation complète en 2018. En effet, l'analyse des crises passées n'exclut pas complètement un scénario de ce type, même s'il n'apparaît clairement pas comme scénario central.
- Le scénario de type intermédiaire est un scénario où la perte de PIB en niveau se stabilise à 6,5 % à partir de 2011. Il peut être considéré comme un scénario moyen dans la mesure où, suivant les résultats de la méthode de Cerra et Saxena (2008), les pertes de croissance ne sont plus significatives en moyenne trois années après le déclenchement de la crise.
- Un troisième scénario, bas, est construit en supposant que la croissance est durablement affaiblie, de l'ordre de 0,5 %. Ainsi les pertes de PIB atteignent environ 11 % en 2018. Cette perte à dix ans se situe dans le bas de l'intervalle de confiance de l'effet des crises (*cf. tableau B de l'encadré 2*).

11. Les différents scénarios retenus de pertes de PIB en volume



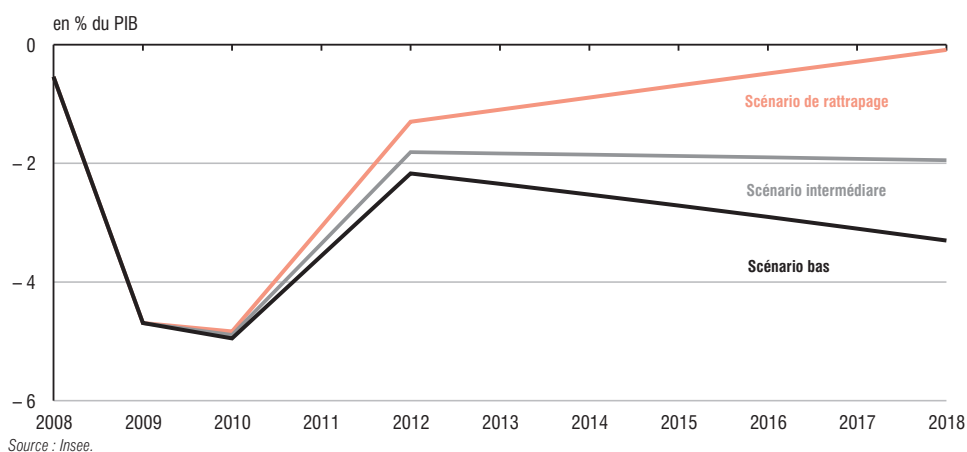
Source : Insee.

...met en évidence une aggravation mécanique du déficit et de la dette publics plus ou moins forte selon le scénario de sortie de crise envisagé

Compte tenu des hypothèses retenues (encadré 4), le déclenchement des stabilisateurs automatiques et les mesures discrétionnaires sont à l'origine de la totalité de la dégradation du solde primaire due à la crise jusqu'en 2011.

À partir de 2012, le solde primaire est déformé comme le ratio des dépenses non liées à l'activité rapportées au PIB en valeur. L'ampleur de cette déformation est proportionnelle à la part des dépenses publiques indépendantes de l'activité (encadré 4). Lorsque ces dépenses sont supposées ne représenter que la moitié des dépenses totales, l'effet sur le solde primaire est stabilisé à 2 % du PIB à l'horizon 2018 dans le scénario intermédiaire. Dans le scénario de rattrapage, l'effet sur le solde primaire revient à 0 à cet horizon. À l'opposé, la dérive sur le taux de croissance du PIB dans le scénario bas a un impact progressivement accru sur le solde primaire et qui atteint plus de 3 % en 2018 (figure 12). Si l'on suppose que l'ensemble des dépenses croissent au taux moyen précédant la crise (cas $D_1 = 0$), ces effets sont mécaniquement doublés par rapport à ceux observés dans la figure 12.

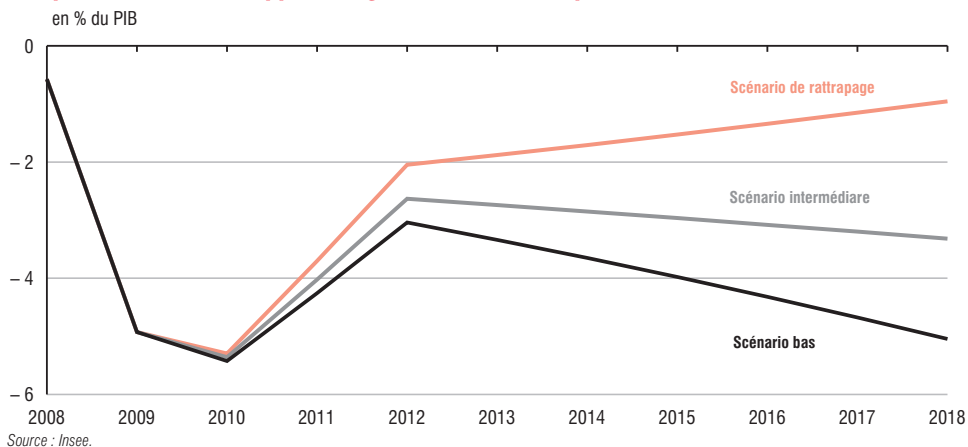
12. Impact des différents scénarios de sortie de crise sur le solde primaire, dépenses indépendantes du PIB supposées égales à 50 % des dépenses totales



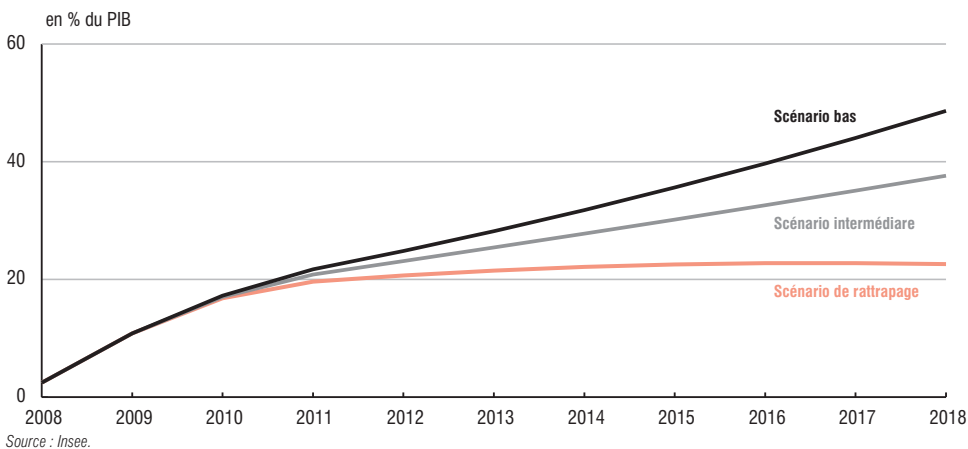
Alors que les profils des impacts sur le solde primaire sont assez proches de ceux des pertes de PIB à partir de 2012 selon les différents scénarios, l'effet sur le solde public se trouve quelque peu modifié par la prise en compte de la charge des intérêts sur la dette (figure 13). Dans les scénarios intermédiaire et bas, l'impact sur le solde public contient notamment une dérive par rapport à la dynamique des effets sur le solde primaire. Cette dérive est plus homogène d'un scénario à l'autre, en lien avec la détérioration sur le solde primaire les premières années de la crise, d'égale ampleur pour l'ensemble des scénarios retenus. Dans le scénario de rattrapage, le retour du PIB à son niveau en l'absence de crise ainsi que la constance du taux d'intérêt apparent sur la dette permet de réduire l'impact sur le déficit à -1 % du PIB sans le résorber entièrement dix ans après le déclenchement de la crise. On retrouve les mêmes résultats qualitatifs lorsque les dépenses sont supposées entièrement indépendantes de l'activité, l'ampleur des effets étant cependant plus marquée.

Au total, l'impact des différents scénarios de perte de PIB sur la dette publique s'avère élevé à l'horizon 2018, de près de 40 % du PIB pour le scénario intermédiaire à près de 50 %

13. Impact des différents scénarios de sortie de crise sur le solde public, dépenses indépendantes du PIB supposées égales à 50 % des dépenses totales



14. Impact des différents scénarios de sortie de crise sur la dette publique, dépenses indépendantes du PIB supposées égales à 50 % des dépenses totales



du PIB pour le scénario bas lorsque les dépenses indépendantes du PIB sont supposées atteindre 50 % des dépenses totales¹¹ (figure 14). Dans le cas d'un retour progressif au sentier de PIB de long terme (scénario de rattrapage), l'impact serait plus faible mais encore de plus de 20 % du PIB à cet horizon, en raison des déficits élevés subis les premières années suivant le déclenchement de la crise. Toutefois, le retour au sentier du PIB hors crise stabilise *in fine* l'impact sur la dette.

Si l'on suppose maintenant que la totalité des dépenses croissent à leur taux de croissance moyen précédant la crise (cas D1 = 0), les impacts sur la dette sont plus élevés à l'horizon 2018, de l'ordre de 30, 50 et 70 % du PIB respectivement dans les scénarios de rattrapage, intermédiaire et bas. Les effets mécaniques de la crise sur les finances publiques seraient donc très importants à moyen terme en l'absence totale d'ajustement budgétaire à compter de 2012.

11. Ces résultats paraissent assez compatibles avec les évaluations de Heyer *et al.* (2010).

Ces scénarios illustrent donc les difficultés accrues en matière d'équilibrage des finances publiques que risque d'entraîner la perte de PIB due à la crise. Ils ne doivent aucunement être considérés comme des prévisions puisque, par construction et contrairement par exemple au Programme de stabilité présenté par la France, ils n'intègrent aucune action des pouvoirs publics visant à contrecarrer la dégradation des finances publiques induite par la crise. ■

Bibliographie

Ball L. (2009), Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence, NBER Working Paper No. w14818.

Beaudry P. et Lemieux T. (1999), Évolution du taux d'activité des Canadiennes de 1976 à 1994 : une analyse par cohortes, W-99-4F, Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada.

Blanchard O. et Summers L. (1987), Hysteresis and the European Unemployment Problem, NBER Working Paper No. W1950.

Cabannes P.-Y., Lapègue V., Pouliquen E., Befy M. et Gaini M. (2010), Quelle croissance de moyen terme après la crise ?, Document de travail de l'Insee-Dese, à paraître.

Cerra V. et Saxena S.C. (2008), Growth Dynamics: The Myth of Economic Recovery, American Economic Review, vol. 98, n°1, p.439-457.

Champsaur P. et Cotis J.-Ph. (2010), Rapport sur la situation des finances publiques, Insee (http://www.insee.fr/fr/publications-et-services/dossiers_web/finances-publiques/rapport-finances-publiques.pdf).

Deaton A. (1997), The Analysis of Household Survey. A Microeconometric Approach to Development Policy, The Johns Hopkins University Press.

FMI (2009), What's the Damage? Medium-Term Output Dynamics after Financial Crises, World Economic Outlook, chapitre 4.

Furceri D. et Mourougane A. (2009), The Effect of Financial Crises on Potential Output: New Empirical Evidence from OECD Countries, OCDE, référence ECO/WKP(2009)40.

Heyer É., Plane M. et Timbeau X., Quelle dette publique à l'horizon 2030 en France ?, Revue de l'OFCE, n° 112, janvier 2010.

Klenow P. et Rodriguez-Clare A. (1997), The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?, NBER Macroeconomics Annual 1997.

Laeven L. et Valencia F. (2008), Systemic Banking Crises: A New Database, IMF Working Paper No. WP/08/224.

Lemoine M. et Pavot J (2009), Les effets de la crise sur la croissance à long terme, questions actuelles n° 2, Banque de France.

OCDE (2009), Beyond the Crisis: Medium-Term Challenges Relating to Potential Output, Unemployment and Fiscal Positions, OECD Economic Outlook 85, chapitre 4.

Reinhart C.M. et Rogoff K.S. (2008), This Time is Different: A Panoramic View of Eight Centuries of Financial Crises, NBER Working Paper No. 13882.
