

Liens entre chômage de longue durée et croissance tendancielle

Catherine Bruneau
Jean-Paul Nicolai
avec la contribution de Christel Gilles



FRANCE STRATÉGIE
ÉVALUER. ANTICIPER. DÉBATTRE. PROPOSER.

Les documents de travail de France Stratégie présentent les travaux de recherche réalisés par ses experts, seuls ou en collaboration avec des experts extérieurs. L'objet de leur diffusion est de susciter le débat et d'appeler commentaires et critiques. Les documents de cette série sont publiés sous la responsabilité éditoriale du commissaire général. Les opinions et recommandations qui y figurent engagent leurs auteurs et n'ont pas vocation à refléter la position du Gouvernement.

Sommaire

Résumé.....	3
Introduction	5
1. Trois mesures de l'hystérèse du chômage en France	9
1.1. Évolution du chômage de longue durée dans huit pays industrialisés	9
1.2. Liens entre les dynamiques des deux séries de taux de chômage des 25-64 ans et du chômage de longue durée	11
1.2.1. Dynamique auto-régressive du nombre de chômeurs.....	11
1.2.2. Amplification du chômage par le chômage de longue durée.....	11
1.2.3. Modèle linéaire bivarié.....	12
2. Estimations des liens entre chômage et croissance à long terme en France	15
2.1. Spécifications des relations de long terme	15
2.1.1. Loi d'Okun	15
2.1.2 Présentation du système	16
2.2. Résultats des estimations des relations long terme	20
2.3. Spécification et estimation des équations de court terme.....	21
2.3.1. Équation de DgaqpiB	22
2.3.2. Équation de Dd4tcho1564	22
2.3.3. Équation de Dd4tchold	23
2.4. Lien entre chômage de longue durée et croissance tendancielle	25
3. Estimations des liens entre chômage de longue durée, population active et croissance tendancielle dans le cas de la France	27
3.1. Chômage de longue durée et population active en France	27
3.2. Effets du chômage de longue durée sur la croissance tendancielle <i>via</i> les effets sur la population active	28
Conclusion	29
Annexes	31
Bibliographie	63

Résumé

Comparé au niveau atteint en 2007, le chômage a progressé dans la plupart des pays de l'Union européenne à l'exception notable de l'Allemagne et, outre Atlantique, des États-Unis. La part des chômeurs de longue durée a par ailleurs augmenté quasiment partout, très nettement aux États-Unis comme en zone euro où il a doublé. En France, elle est passée de 3 % à 4,3 % de la population active, où elle concerne, au premier trimestre de l'année 2016, 1,2 million de personnes selon les statistiques du BIT. Déclarée priorité nationale par le président de la République lors de la conférence sociale en juin 2014, la lutte contre le chômage de longue durée a pris la forme d'un plan majeur présenté en février 2015, comparable par son ampleur à celui présenté par le ministre du Travail en avril 1992, face aux 900 000 chômeurs de longue durée de l'époque¹. Au-delà du défi social immédiat, l'objectif est de contrer les effets délétères de la forte dégradation de l'emploi et du capital humain sur la croissance de moyen et long terme afin d'éviter un effet en retour sur l'emploi et la situation sociale.

Le phénomène d'hystérèse du chômage a été largement étudié dans le cadre de travaux tant micro- que macroéconomiques. L'étude présentée dans ce document de travail s'inscrit dans le prolongement de cette littérature ; elle adopte une approche macroéconomique et aborde trois questions : quelles mesures des effets de l'hystérèse proposer ? Quelle relation entre le chômage de longue durée et la croissance tendancielle ? Comment expliquer une telle relation, en particulier en liaison avec les mécanismes de découragement ?

Ce travail porte essentiellement sur la France mais présente également des éléments de comparaison pour huit pays industrialisés, sur la période 1980Q1-2013Q4. Du point de vue de la méthode économétrique utilisée, des relations de long terme sont estimées avec ruptures structurelles non imposées *a priori*. Les liens de causalité à court et moyen terme sont ensuite mesurés en tenant compte des effets possibles de retour vers des niveaux d'équilibre de long terme de la croissance et du chômage.

Les résultats confirment l'existence du phénomène d'hystérèse dans les huit pays étudiés. On observe également le rôle central que joue le chômage de longue durée dans la détermination de la dynamique de la croissance tendancielle pour ces pays. En outre, dans le cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis notamment, le chômage de longue durée semble avoir un impact causal sur la croissance tendancielle plus fort après qu'avant la récente crise financière. On montre que cet effet est lié au découragement des demandeurs d'emploi, ce qui peut être mesuré directement dans le cas des États-Unis, et, indirectement en France, par la diminution de la population active.

Mots clés : chômage ; hystérèse ; loi d'Okun ; croissance ; chômage de longue durée ; croissance potentielle ; taux de chômage naturel ; taux d'activité

¹ <http://discours.vie-publique.fr/notices/926003589.html>

Liens entre chômage de longue durée et croissance tendancielle

Catherine Bruneau

Jean-Paul Nicolaï

Avec la contribution de Christel Gilles²

Introduction

L'étude présentée ici s'inscrit dans le prolongement des travaux réalisés sur l'ajustement de l'emploi au cours de la récession qui a suivi la crise financière³. Ceux-ci montrent notamment l'existence de ruptures structurelles dans l'évolution de la productivité apparente du travail dans certains pays et secteurs d'activité, ce qui justifie cette recherche qui vise à proposer une mesure de l'hystérèse du chômage et à apprécier les effets du chômage de longue durée sur la croissance tendancielle. Si la mesure de la croissance potentielle n'est pas abordée, l'étude pose indirectement la question de ses liens avec le niveau du chômage, en particulier du chômage de longue durée. On propose par la suite une mesure statistique de la croissance d'équilibre de long terme qui est considérée comme une proxy de la croissance potentielle.

Depuis 2008, le chômage a progressé dans la plupart des pays de l'Union européenne (UE) à l'exception notable de l'Allemagne et, outre Atlantique, des États-Unis. Cette évolution s'est accompagnée d'une forte progression du chômage de longue durée, défini par le Bureau international du travail (BIT) comme celui d'une durée supérieure à un an. Depuis le second trimestre 2008, le taux de chômage de longue durée (au sens du BIT) dans l'UE et dans la zone euro (à 18) est passé respectivement de 2,6 % à 4,2% et de 3 % à 5,8 % de la population active. En France, le taux de chômage de longue durée est passé de 2,8 % à 4,3 % entre le second trimestre 2008 et le second trimestre 2016. La structure du chômage selon la durée s'est ainsi déformée de manière significative, la part des chômeurs de longue durée représentant dans l'UE et dans la zone euro (à 18) près de la moitié de l'ensemble des demandeurs d'emploi en 2016 contre respectivement 37 % et 40 % en 2008. En France, la progression est moins nette, de 36 % à 41% sur la période, la part des demandeurs d'emploi depuis plus d'un an étant relativement stable dans le temps. Selon le BIT, au deuxième trimestre 2016, le chômage de longue durée représente 4,3 % de la population active pour

² Catherine BRUNEAU, Université Paris I, centre d'Économie de la Sorbonne et France Stratégie.

Jean-Paul NICOLAÏ, France Stratégie lors de la rédaction de cette étude.

Christel GILLES, France Stratégie.

³ Cf. notamment Gilles et Nicolaï (2013).

un taux de chômage de 10,5 %. À la même période, on compte 8,6 % de chômeurs dans l'Union européenne, et 4,2% de chômeurs de longue durée, à comparer aux 5 % et 1,2 % enregistrés pour les États-Unis (OCDE)⁴.

Le chômage de longue durée, ou encore la persistance du chômage, traduit ce que les économistes appellent les effets d'hystérèse du chômage. À un niveau microéconomique, de nombreux travaux ont tenté d'apprécier les facteurs explicatifs du chômage de longue durée, par exemple, en étudiant les effets des caractéristiques individuelles, (démographiques, socio-économiques, ancienneté au chômage), de la conjoncture économique, des règles de l'indemnisation du chômage (conditions d'accès, taux de remplacement, durée d'indemnisation) et enfin des flux de main-d'œuvre sur le marché du travail (Fortin *et al.*, 1999).

Certaines études menées sur données individuelles ont tenté d'expliquer le phénomène de « dépendance temporelle » et celui d'ancienneté au chômage. En France, les travaux empiriques pionniers de Cases et Lolivier (1994) ont confirmé les résultats obtenus pour des pays étrangers : ils ont montré que la probabilité individuelle de sortie du chômage diminue avec l'ancienneté au chômage. Ce résultat s'explique par la diminution de l'employabilité des demandeurs d'emploi avec le temps en raison à la fois de la perte progressive des aptitudes, d'un découragement et enfin du comportement sélectif des employeurs (Blanchard et Diamond, 1994).

D'autres travaux ont en revanche souligné que l'effet du temps passé au chômage sur le risque de sortie du chômage s'explique par le caractère hétérogène des cohortes d'entrées au chômage⁵.

Quoi qu'il en soit, les études sur l'impact du cycle économique sur la durée au chômage restent rares dans le cas de la France. Van Den Berg et Van der Klaauw (2001) soulignent que l'incidence de la conjoncture sur le chômage demeure principalement étudiée à partir de séries temporelles macroéconomiques, sans que l'information sur l'hétérogénéité des cohortes d'entrées au chômage soit prise en compte. Les données microéconomiques,

⁴ Les chiffres du chômage de longue durée ne tiennent pas compte des travailleurs qui ne perçoivent plus d'indemnités et disparaissent des statistiques, écartés de l'emploi. Or, un chômeur américain peut être indemnisé jusqu'à 55 semaines mais plusieurs États ont réduit la durée jusqu'à moins de 20 semaines, alors qu'en France, un chômeur perçoit une indemnité pendant 162 semaines ou plus.

⁵ Selon Di Paola et Moullet (2003), la non-prise en compte de l'hétérogénéité existant entre les individus conduit à une dépendance temporelle négative du risque de sortie du chômage. Étant donné deux sous-groupes d'individus soumis à des risques constants (modèle exponentiel) mais de valeurs différentes pour chacun des sous-groupes. Les personnes ayant les probabilités les plus élevées sortent rapidement de l'ensemble à risque, alors que les autres restent dans l'ensemble soumis à risque. En général, il n'est pas possible de distinguer entre ces deux sous-populations selon des critères observables. Il en résulte une fonction de risque apparemment décroissante sur l'ensemble de la population. L'interprétation économique consiste alors à dire que tous les individus ont de moins en moins de chances de sortir de l'état (de chômage). La non-prise en compte de l'hétérogénéité crée donc une dépendance temporelle négative du risque (Heckman et Singer, 1984). Ce phénomène est connu sous le nom de « *movers-stayers* ». Il montre que le contrôle de l'hétérogénéité individuelle est déterminant.

souvent restreintes à un horizon temporel court, ne permettent pas, *a contrario*, d'appréhender les effets de la conjoncture.

Dans l'analyse présentée dans ce document de travail, l'objectif n'est pas tant de proposer des explications du phénomène d'hystérèse que de le mesurer et d'étudier ses répercussions sur la croissance à long terme. C'est une approche macroéconomique qui est adoptée. Distantes des problématiques liées à la courbe de Philips et aux politiques monétaires (cf. Blanchard et Summers [1986] puis Ball [2009]), cette étude rejoint en revanche les travaux récents notamment ceux de l'Insee (Cabannes *et al.*, 2010), qui analysent les effets de la crise sur la croissance de long terme : Cabannes *et al.* abordent la question des effets de *feedback* de la dégradation des facteurs de production et de leur productivité sur la croissance.

Dans une première partie, le document de travail expose des méthodes de mesure de l'hystérèse en France ; puis sont étudiés les liens entre chômage et croissance tendancielle en France et pour un ensemble de huit pays, à titre de comparaison internationale. Une estimation des liens entre chômage de longue durée, population active et croissance tendancielle en France apporte ensuite des éléments d'explication pour ceux qui existent entre chômage de longue durée et croissance. Les données utilisées sont celles de l'OCDE et couvrent la période 1980-2013 (encadré 1).

Encadré 1

Séries et variables utilisées

Les données

Les séries sont issues de l'OCDE. Elles sont *cvs-cjo*, de fréquence trimestrielle (par interpolation linéaire pour les données du marché du travail). Les définitions des variables du marché du travail (chômage total, chômage de longue durée, nombre d'actifs etc.) sont celles du BIT.

Période d'étude

1980 : Q1-2013 : Q4

Définition des variables

Les variables observées

1^{ère} partie : étude de la relation entre chômage global et chômage de longue durée (le chômage de longue durée étant une composante du chômage global), pour analyser le phénomène d'hystérèse ; on regarde les effectifs (pris en logarithme).

Parties suivantes : on raisonne en taux de chômage (avec une référence notamment à la loi d'Okun).

On utilise les taux (chômage ou croissance du PIB) dont on prend les variations annuelles comme séries introduites dans les relations de long terme :

$D4tcho1564 = tcho - tcho(-4)$, noté aussi $\Delta^4 u$;

$D4tchold = tchold - tchold(-4)$, noté aussi $\Delta^4 uld$

$gaqpib =$ glissement annuel du PIB en volume $(PIB - Pib(-4))/PIB(-4)$, noté aussi $\Delta^4 y$.

On introduit les taux de variation de ces taux (ou différences premières) lorsqu'on étudie les dynamiques dites de court terme : $\Delta \Delta^4 y$, $\Delta \Delta^4 u$ et $\Delta \Delta^4 uld$.

NOTA : on considère les glissements annuels pour renforcer la persistance (par lissage) afin d'identifier plus facilement les composantes permanentes dans les relations de long terme.

Les variables structurelles

On ne définit pas explicitement les variables structurelles non observables que sont :

- a) la croissance potentielle ;
- b) le taux de chômage structurel.

On parle de croissance tendancielle, en faisant référence à la composante permanente du taux de croissance au sens suivant : dans le système retenu, un choc sur l'une des séries a un effet durable sur cette composante – et non sur la composante « cyclique » inscrite dans le court terme.

On parle aussi de composante tendancielle du taux de chômage avec la même signification c'est-à-dire en désignant la composante affectée de manière durable par des chocs frappant le système.

La composante tendancielle est simplement obtenue à partir d'une décomposition cycle-tendance ; il est alors usuel de parler de composantes tendancielles/transitoires sans forcément leur donner une caractérisation structurelle (comme pour la croissance "potentielle" par exemple) (voir encadré 5).

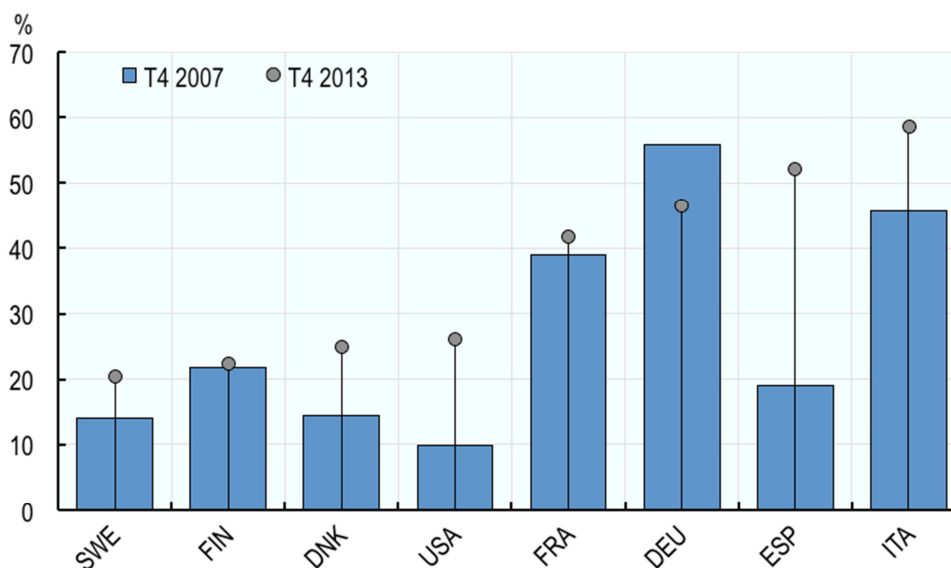
1. Trois mesures de l'hystérèse du chômage en France

Une augmentation du chômage amplifie durablement le chômage, c'est le phénomène d'hystérèse qui est en partie expliqué par l'augmentation du chômage de longue durée. C'est ce que nous vérifions dans cette partie à partir de trois analyses empiriques. Nous mettons d'abord en évidence le mécanisme autorégressif dans la dynamique du chômage en estimant un simple modèle de type AR pour caractériser l'évolution du nombre de chômeurs (pris en logarithme). Puis nous examinons le rôle d'amplification joué par le chômage de longue durée dans cette dynamique autorégressive. Enfin, nous analysons conjointement les évolutions des deux séries de taux de chômage (chômage global des 15-64 ans et chômage de longue durée). Auparavant, nous rappelons quelques faits relatifs au chômage de longue durée.

1.1. Évolution du chômage de longue durée dans huit pays industrialisés

Dans l'ensemble des pays étudiés, la part des chômeurs de longue durée dans le chômage total a progressé depuis 2007, à partir de niveaux initialement très distincts, en fonction notamment des caractéristiques institutionnelles des marchés du travail (graphique 1). La progression a été particulièrement forte aux États-Unis et en Espagne. En zone euro (à 18), le taux de chômage de longue durée a été multiplié par deux.

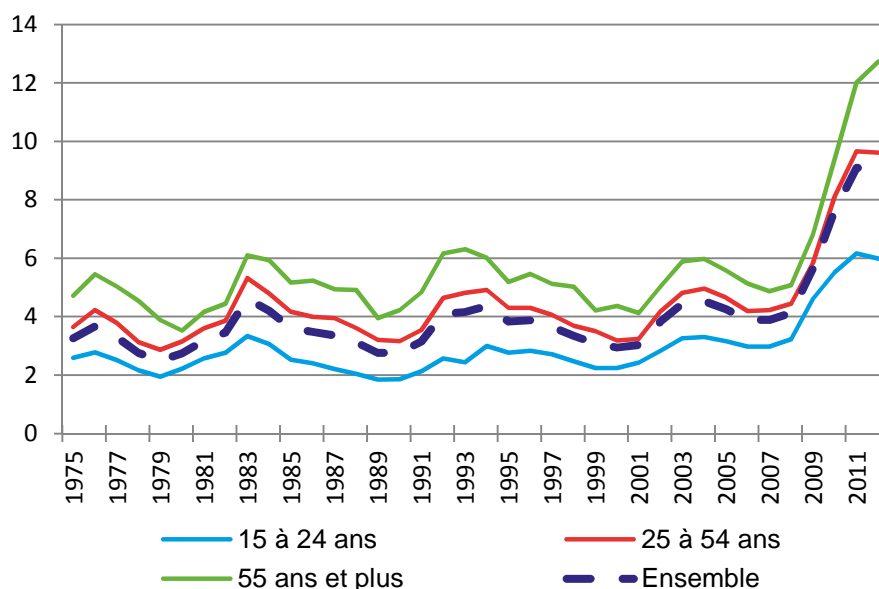
Graphique 1
Part des chômeurs de longue durée dans le chômage total



Source : OCDE

Le graphique 2 montre l'évolution de la durée moyenne au chômage aux États-Unis en fonction des classes d'âge.

Graphique 2
Durée moyenne du chômage aux États-Unis
(en nombre de mois)



Source : OCDE

Plusieurs explications peuvent être proposées au phénomène d'hystérèse qui se produit après une crise de grande ampleur. Nous nous concentrons ici sur l'effet de la durée du chômage. Il est assez simple de comprendre que la raréfaction des postes en cas d'augmentation du chômage a tendance à défavoriser ceux qui sont les plus éloignés de l'outil de production, ce qui est le cas lorsqu'ils sont au chômage depuis plus d'un an. La probabilité de retrouver un emploi décroît en effet en fonction de la durée de chômage. On imagine sans difficulté que l'écart s'amplifie avec le temps. Or la crise, par sa durée, pousse mécaniquement à grossir les rangs des chômeurs « longue durée ».

Dans ce qui suit, nous quantifions d'abord les caractéristiques autorégressives de la dynamique du nombre total de chômeurs dans la population active des 15-64 ans (en logarithme), avant de mesurer l'effet amplificateur du chômage de longue durée sur ces caractéristiques, dans une approche « single equation », puis en considérant la dynamique jointe des deux séries.

Nous présentons ici les résultats obtenus dans le cas français.

1.2. Liens entre les dynamiques des deux séries de taux de chômage des 25-64 ans et du chômage de longue durée

1.2.1. Dynamique auto-régressive du nombre de chômeurs

Nous validons un modèle auto-régressif d'ordre 4 pour caractériser la dynamique de la variation trimestrielle du nombre de chômeurs pris en logarithme ($\Delta \log(\text{cho1564})$)⁶. L'autorégressivité de la dynamique est établie, avec des coefficients positifs (tableau 1). Ce résultat est une première caractérisation de l'hystérèse.

Tableau 1
Dynamique autorégressive du taux de croissance
du nombre de chômeurs parmi les 15-64 ans

$\Delta \log(\text{cho1564})$	$\Delta \log(\text{cho1564})_{-1}$	$\Delta \log(\text{cho1564})_{-2}$	$\Delta \log(\text{cho1564})_{-4}$
	0,4696944***	0,3108978***	-0,1457939*

$R^2=0,43$

*, **, *** signifie que le coefficient correspondant est significatif au niveau respectivement de 10 %, 5 % et 1 %.

Source : Calculs France Stratégie

Puis nous évaluons l'effet amplificateur du chômage de longue durée sur le chômage global.

1.2.2. Amplification du chômage par le chômage de longue durée

Nous estimons une équation non linéaire en introduisant la variable V produit des deux taux ($V=\log(\text{cho1564})*\log(\text{chold})$). Le premier retard de cette variable est associé à un coefficient positif significatif ce qui montre l'effet amplificateur du chômage de longue durée. Lorsque celui-ci augmente, le coefficient autorégressif du taux de chômage augmente.

Tableau 2
Dynamique autorégressive du taux de croissance
du nombre de chômeurs de longue durée

Variable expliquée : $\Delta \log(\text{cho1564})$	$\Delta \log(\text{cho1564})_{-1}$	$\Delta \log(\text{cho1564})_{-2}$	$\Delta \log(\text{cho1564})_{-4}$	V_{-1}
	0,6478025***	0,213031**	-0,2220037***	0,0659***

$R^2=0,46$

Source : Calculs France Stratégie

⁶ Pour un taux faible, la différence du logarithme est une bonne approximation du taux de croissance (du nombre de chômeurs).

Cependant, dans l'approche précédente, on suppose implicitement l'exogénéité du chômage de longue durée, ce qui n'est sans doute pas le cas. C'est pourquoi nous reprenons l'étude de la dynamique des deux types de chômage à partir d'un modèle VAR sans *a priori* d'exogénéité.

1.2.3. Modèle linéaire bivarié

Nous établissons d'abord l'existence d'une relation de cointégration entre les deux séries : $lcho1564 (= \log(cho1564))$ et $lchold (= \log(chold))$ ⁷. Ce résultat montre que le chômage de longue durée augmente le niveau du chômage de manière durable, à des fluctuations transitoires près. Cette caractérisation complémentaire du phénomène d'hystérèse montre que le niveau du chômage de longue durée impacte de manière durable le niveau du chômage, et donc par là le niveau du chômage structurel (Blanchard et Katz, 1996).

Plus précisément, on valide l'existence d'une relation de cointégration entre les deux taux de chômage.

Tableau 3
Équation de long terme reliant
le nombre de chômeurs entre 15 et 64 ans (en logarithme)
au nombre de chômeurs de longue durée (en logarithme)

lcho1564	constante	lchold
	-0,7342	1,03 ^(***)

Source : Calculs France Stratégie

En simplifiant, on peut dire que la différence des deux séries est stationnaire ($1,03 \approx 1$).

L'effet de la variable Z ⁸, écart à la relation d'équilibre, sur l'évolution des deux taux révèle un mécanisme de correction d'erreur dans les deux équations de court terme (voir tableau 4 et détail en Annexe 1) : lorsqu'ils s'écartent trop l'un de l'autre, les taux de chômage (global et longue durée) s'ajustent à court terme de façon à ce que l'écart Z soit réduit à la période suivante.

En revanche, on ne peut pas mettre en évidence un lien de causalité unidirectionnel, faisant apparaître l'un des deux taux comme précédant l'autre, parce que la variable d'écart retardée Z a un impact significatif sur l'évolution de chacun des deux taux. Ce résultat est confirmé par les fonctions de réponse de chacune des deux séries à un choc sur l'autre série.

Le tableau 4 donne des indications sur l'élasticité du taux de chômage global (des 15-64 ans) au taux de chômage de longue durée, résultant d'effets durables et transitoires.

⁷ Les deux séries sont non stationnaires. Le test de rang de Johansen permet de valider l'existence d'une relation de cointégration.

⁸ $Z = lcho1564 - 1,03 * lchold + 0,7342 \approx lcho1564 - lchold + 0,7$.

Tableau 4
Estimation de la dynamique à correction d'erreur
des fluctuations du taux de croissance du chômage global

$\Delta\text{cho1564}$	Z_{-1}	$\Delta\text{cho1564}_{-1}$	$\Delta\text{cho1564}_{-2}$	Δlchold_{-1}	Dlchold_{-4}
	-0,430**	0,2673***	0,2104**	0,4884***	-0,32***

Source : Calculs France Stratégie

Une augmentation de 1 % du nombre de chômeurs de longue durée entraîne une augmentation durable au moins égale à 0,4 % du nombre de chômeurs⁹.

Les fonctions de réponse généralisées (voir Annexe 1) montrent une multiplication maximale par 0,025, soit une augmentation maximale de 2,5 % du taux de chômage global, 3 à 4 trimestres après une augmentation de 1 % du chômage de longue durée.

Nous abordons maintenant l'étude des effets du chômage et du chômage de longue durée sur la croissance. Nous faisons donc intervenir la croissance du PIB dans le système étudié. Par ailleurs, nous caractérisons le chômage en taux et non plus en (log) d'effectif pour faire référence notamment à la loi d'Okun.

⁹ Le coefficient associé au logarithme du nombre de chômeurs de longue durée est égal à -0,430*1,03. Il mesure un impact durable puisque il est associé à la variable d'écart à la relation de long terme, Z. On notera que d'autres effets de long terme peuvent transiter par les variations Δlchold_{-1} et Δlchold_{-4} .

2. Estimations des liens entre chômage et croissance à long terme en France

Le système comporte donc trois séries au lieu de deux (cf. encadré 1).

2.1. Spécifications des relations de long terme

Nous attendons *a priori* deux relations de long terme : la première, équivalente à celle qui a déjà été estimée, concerne les deux taux de chômage et la deuxième caractérise un lien durable entre la croissance du PIB et les taux de chômage, en vertu de la loi d'Okun (1962).

La spécification retenue pour les relations de long terme correspond à l'objectif annoncé en introduction qui consiste à mesurer les répercussions du chômage et du phénomène d'hystérèse sur la croissance tendancielle. Une fois estimées les deux relations de long terme, la caractérisation des dynamiques de court terme intégrant d'éventuels mécanismes à correction d'erreur rend possible l'analyse des relations de causalité, durables ou non, entre les différentes séries.

2.1.1. Loi d'Okun

Pour justifier l'estimation de la relation de long terme entre croissance du PIB et chômage total, nous faisons référence à la loi « empirique » connue sous le nom de loi d'Okun (*op. cit.*). Celle-ci prend généralement deux formes, la première relie le taux de croissance du PIB au taux de variation du chômage (voir par exemple Mosan, 1997) et la seconde les écarts de la croissance et du chômage, respectivement à la croissance potentielle et au chômage structurel (voir par exemple, Gordon [1984] et Grant [2002])¹⁰.

La loi d'Okun traduit une relation entre le taux de croissance du PIB et la variation du taux de chômage ; les estimations réalisées pour différents pays et différentes périodes montrent qu'elle est instable dans le temps et très distincte selon les pays. Par ailleurs, Okun (*op. cit.*) estime une seconde relation entre l'écart de production et le niveau de chômage. D'autres travaux relient l'écart de production à l'écart entre les taux de chômage et les taux de chômage d'équilibre¹¹. Ils montrent l'existence de relations non linéaires, dépendant notamment des périodes d'expansion et de récession.

Nous retenons ici une spécification de la « loi » d'Okun qui relie l'écart entre la croissance et la croissance potentielle à l'écart entre le taux de chômage et le taux de chômage structurel (représenté par le chômage de long terme). Celle-ci nous permet de dériver la spécification de la relation de long terme attendue entre croissance et chômage (voir encadré 2).

¹⁰ Cf. Stephan (2014).

¹¹ Encore appelé chômage naturel.

Encadré 2

Loi d'Okun et dérivation de la relation de long terme associée

Il est possible de réécrire la loi d'Okun de la façon suivante :

$$Y_t = Y_t^* (1 - \alpha(u_t - u_t^*))$$

où Y est le PIB – le revenu national dans le texte original –, Y^* est le PIB potentiel, u le taux de chômage et u^* le taux de chômage structurel/naturel.

Si on considère le logarithme, on obtient au premier ordre :

$$y_t \approx y_t^* - \alpha(u_t - u_t^*)$$

si $(u_t - u_t^*)$ reste petit devant 1.

En écrivant la même équation en $t - 4$ et en la soustrayant à l'équation précédente, on obtient :

$$y_t - y_{t-4} \approx y_t^* - y_{t-4}^* - \alpha(u_t - u_{t-4} - (u_t^* - u_{t-4}^*))$$

c'est-à-dire une relation linéaire entre les taux de croissance annuels du PIB et du PIB potentiel et le taux de variation annuel du taux de chômage :

$$\Delta^4 y_t \approx \Delta^4 y_t^* - \alpha(\Delta^4 u_t - \Delta^4 u_t^*)$$

2.1.2 Présentation du système

Dans cette étude, le coefficient d'Okun, c , est supposé fixe, ce qui est assez largement remis en question dans les travaux empiriques. Pour éviter cette difficulté, nous introduisons le taux de chômage de longue durée comme facteur explicatif du chômage de long terme u^* . De plus, nous incluons des changements de niveau dans chacune des deux relations de long terme définissant des valeurs cibles pour la croissance comme pour le chômage. Ces changements interviennent à quelques dates clés et de ce fait, la relation entre les deux cibles devient variable dans le temps. Ils correspondent à ce que l'on appelle des « ruptures structurelles » au sens économétrique (Perron, 1994), qui sont des changements imprévisibles dans le comportement des séries. On notera que la date et l'amplitude des changements de constante dans les relations de long terme sont estimées et non imposées *a priori* (voir encadré 3). Les dates de rupture sont ensuite interprétées, par exemple, comme représentatives de changements institutionnels dans l'organisation du marché du travail ou associées à des événements critiques (crises). L'introduction de ruptures structurelles rend ainsi la relation entre croissance et chômage variable dans le temps.

Plus précisément, le taux de chômage structurel varie annuellement en fonction du taux annuel de variation du taux de chômage de longue durée et décrit une fonction en escalier (comme dans la relation de long terme précédente, des changements de niveau intervenant à quelques dates clés¹²) :

$$\Delta^4 u_t^* = \phi(t) + \beta \Delta^4 uld_t$$

de telle sorte qu'à chaque date t , l'écart entre le taux de variation précédent et le taux de variation annuel du taux de chômage est une variable stationnaire Z_{2t} . Celle-ci définit ainsi une relation de cointégration que nous considérons comme représentative de la deuxième relation de long terme du système :

$$\Delta^4 u_t = \phi(t) + \beta \Delta^4 uld_t + Z_{2t}$$

Nous pouvons alors en déduire la spécification de la première relation de long terme (cointégration) en faisant référence à la loi d'Okun (cf. encadré 2) :

$$\Delta^4 y_t = \psi(t) + \beta_1 \Delta^4 u_t + \beta_2 \Delta^4 uld_t + Z_{1t}$$

où y est le logarithme du PIB et $\Delta^4 y_t$ le glissement annuel correspondant, $\Delta^4 u_t$ est le taux de variation annuel du taux de chômage, $\Delta^4 uld$ le taux de variation annuel du taux de chômage de longue durée et $\psi(t)$ est une fonction en escalier décrivant des changements de constante de la relation de long terme, intervenant à quelques dates de « rupture ».

Du fait de l'écriture de la loi d'Okun avec des glissements annuels des séries, on peut considérer que cette relation décrit plutôt des propriétés de moyen terme. C'est le choix retenu par Daly *et al.* (2011).

La référence à la loi d'Okun pour justifier la spécification de l'une des relations de long terme peut cependant être considérée comme insuffisante, parce que la loi est avant tout empirique et qu'elle s'applique aux fluctuations de court terme des séries. C'est pourquoi il peut être intéressant de faire référence à la théorie de la croissance endogène en considérant une fonction de production très simple dans laquelle la productivité du travail dépend du taux de chômage de longue durée, puisque celui-ci a des répercussions évidentes sur le capital humain. Le détail est donné dans l'encadré 3.

¹² La date et l'amplitude des changements de constante dans la relation de long terme sont estimées et non imposées *a priori*.

Encadré 3

Croissance tendancielle

1) La croissance potentielle – ici croissance à l'équilibre de long terme – est caractérisée à partir d'une fonction de type Cobb-Douglas :

$$Y_t = (z_t^* K_t^*)^\alpha (A_t^*)^{1-\alpha} \left(\frac{Part_t}{Pop_t}\right)^{1-\alpha} (1-u_t^*)^{1-\alpha}$$

$$\Leftrightarrow \text{Log}(Y_t) = \alpha \text{Log}(z_t^*) + \alpha \text{Log}(K_t^*) + (1-\alpha) \text{Log}(A_t^*) + (1-\alpha) \text{Log}\left(\frac{Part_t}{Pop_t}\right) + (1-\alpha) \text{Log}(1-u_t^*)$$

où z^* est la productivité du capital et A^* celle du travail.

2) On suppose que le taux de chômage « structurel » u^* est une fonction du taux de chômage de longue durée (avec d'éventuelles ruptures non reportées ici, résumées par la fonction h) :

$$u_t^* = \beta u l d_t + h(t)$$

Dans la théorie de la croissance endogène, le facteur de productivité A^* n'est pas constant. Parce que le chômage de longue durée affecte le capital humain, on peut supposer que le taux de productivité A^* dépend également du taux de chômage de longue durée :

$$\text{Log}(A_t^*) = \gamma u l d_t + g(t)$$

où g désigne une fonction déterministe du temps (trend avec d'éventuelles ruptures).

Enfin on suppose que le capital K^* , la productivité du capital z^* et le taux d'activité $Part_t/Pop_t$ sont constants.

3) En considérant les glissements annuels des séries, de façon à mieux capturer leur composante persistante, on obtient :

$$\text{Log}(Y_t / Y_{t-4}) = f(t) + (1-\alpha)\gamma(u l d_t - u l d_{t-4}) + (1-\alpha) \text{Log}\left(\frac{1-\beta u l d_t}{1-\beta u l d_{t-4}}\right)$$

$$\approx f(t) + (1-\alpha)(\gamma-\beta)(u l d_t - u l d_{t-4})$$

4) Par ailleurs, d'après la loi d'Okun, on a :

$$\text{Log}(Y / Y_t) = \delta(u_t - u_t^*)$$

5) Finalement, en combinant les deux dernières équations, on peut caractériser la croissance tendancielle sous la forme :

$$\text{Log}(Y_t / Y_{t-4}) = f(t) + (1-\alpha)(\gamma-\beta)(u l d_t - u l d_{t-4}) + \delta(u_t - u_t^* - (u_{t-4} - u_{t-4}^*))$$

$$\approx f(t) + [(1-\alpha)(\gamma-\beta) - \delta\beta](u l d_t - u l d_{t-4}) + \delta(u_t - u_{t-4})$$

ce qui justifie la spécification retenue pour la première relation de long terme.

Nous présentons ici en détail les résultats obtenus dans le cas français.

Nous procédons en deux étapes, en estimant d'abord des relations de long terme intégrant des ruptures structurelles identifiées par une procédure statistique et interprétés *ex post* (voir encadré 4).

Encadré 4

Méthode d'estimation

1) Les relations dites de long terme

Est appelé long terme ce qui correspond plutôt à un horizon de moyen terme dans l'étude. En effet, on introduit des ruptures, c'est-à-dire des changements de niveau dans la spécification des relations d'équilibre.

On estime des relations de cointégration, spécifiées comme des combinaisons linéaires de séries prises en niveau (donc non différenciées) validées comme étant *stationnaires* et, de ce fait, non affectées de manière durable par un choc appliqué au système. En ce sens, elles sont représentatives de relation d'équilibre de long terme.

Par exemple, on valide une relation de cointégration qui est une combinaison linéaire entre le taux de chômage et le taux de *chômage de longue durée*, avec une constante qui varie à quelques dates (ruptures dites « structurelles »). Cette combinaison linéaire (affine) définit une série qui est stationnaire. On peut alors dire que le taux de chômage s'écarte de manière seulement transitoire de la fonction du taux de chômage de longue durée correspondant à la relation de cointégration. Cette fonction définit en quelque sorte une valeur de référence (ou d'équilibre) de long (moyen) terme du taux de chômage en fonction du niveau de chômage de longue durée.

2) La méthode d'estimation

Elle s'effectue en plusieurs étapes :

i) on estime et on valide les relations de long terme (cointégration) en effectuant une régression d'une variable (en niveau) sur une ou plusieurs et en introduisant des ruptures dans la constante à quelques dates trouvées de manière optimale, de façon à ce que le résidu de la régression soit stationnaire. La stationnarité est étudiée par un test classique de racine unitaire mais le seuil critique est calculé par simulation, dans la lignée des travaux de Grégory et Hansen (1996). On réalise donc des tables de seuils critiques *ad hoc*. L'estimation des paramètres de la relation de long-terme est effectuée par la méthode dite « Fully Modified ».

ii) Une fois les relations de long terme estimées, et donc les résidus des régressions associées notés Z (étape 1), on estime les relations dites de court terme équation par équation (Engle et Granger, 1987), en régressant chaque variable prise en différences premières sur les valeurs retardées des différences premières de toutes les variables du système ainsi que le premier retard de chacun des résidus Z correspondant aux différentes relations de cointégration. On estime alors des équations dites « correction d'erreur », les erreurs désignant les variables d'écart ou résidus Z , soit (pour $i=1, \dots, 3$, dans le cas étudié) :

$$\Delta X_{it} = \gamma_{i1} Z_{1,t-1} + \gamma_{i2} Z_{2,t-1} + \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^{p-1} \Phi_{ik} \Delta X_{ik,t-j} + \varepsilon_{it}$$

Lorsque γ_{i1} (resp. γ_{i2}) est significatif, les variables intervenant dans la définitions de Z_1 (resp. Z_2) ont un impact causal persistant sur X_i (Granger, 1988).

Les estimations sont robustes aux phénomènes d'autocorrélation et/ou d'hétéroscédasticité pouvant affecter les résidus de ces équations.

iii) On peut estimer des modèles VAR cointégrés, dont les composantes sont ΔX_{it} , Z_{1t} , Z_{2t} , pour $i=1, \dots, 3$; l'intérêt est de pouvoir développer des tests de causalité directe standard et de déduire des fonctions de réponse impulsionnelles, permettant de mettre en évidence d'éventuels liens de causalité indirects qui se manifestent avec retard. On considère alors la décomposition des variations des séries sur les innovations passées du système :

$$\Delta X_{it} = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^{\infty} \Theta_{ik} \mathcal{E}_{k,t-j}$$

où les multiplicateurs dynamiques Θ_{ik} sont cohérents avec les équations à correction d'erreur précédentes.

On peut montrer que les fonctions de réponse généralisées s'obtiennent à partir de décompositions du type précédent.

2.2. Résultats des estimations des relations long terme

Les résultats des estimations des relations de long terme sont reportés dans le tableau 5 et se lisent de la manière suivante : la colonne *PIB* (respectivement *Taux de chômage*) donne les résultats d'estimation des paramètres de la première (respectivement la deuxième) équation de long terme¹³. Toutes les variables du tableau sont prises en glissement annuel (GA) linéaire qui spécifie : le PIB est exprimé en fonction du taux de chômage global, du taux de chômage de longue durée et en fonction d'indicatrices qui permettent d'introduire des changements de niveau (constante de la régression) ; par exemple, l'indicatrice *ind90q4* vaut 1 si la date est antérieure au quatrième trimestre de 1990 et 0 sinon.

Les résidus de chacune des deux équations, Z_1 et Z_2 , appelés résidus de long terme, sont *stationnaires*, contrairement aux séries $\Delta^4 y$ et $\Delta^4 u$ qui *présentent une racine unitaire*. Ils caractérisent les ajustements de court terme respectivement de la croissance courante du PIB à la croissance de long terme (potentielle) et du taux de chômage courant au taux de chômage d'équilibre.

On notera que le taux de chômage de longue durée n'apparaît pas dans la première relation de long terme (coefficient non significatif). Seul le taux de chômage global est un déterminant de la croissance du PIB, avec un coefficient égal à 1,5. De fait, les deux taux ne peuvent pas intervenir simultanément dans cette équation de long terme. Celle-ci relie en effet les composantes tendancielle des trois séries qui présentent deux relations de cointégration et partagent donc une seule tendance commune (voir encadré 4)¹⁴.

Quant à la deuxième relation de cointégration, elle est cohérente avec les résultats obtenus dans le système bivarié étudié dans la section précédente.

¹³ $\Delta^4 y = 2.82 - 1.55 \Delta^4 u - 0.89 \text{ind90q4} - 0.16 \text{ind00q3} + 0.17 \text{ind03q4} + 0.24 \text{ind07q2} + 0.15 \text{ind09q4} + Z_1$ (1)

$\Delta^4 u = 0.57 + 1.61 \Delta^4 u - 0.89 \text{ind90q4} - 0.56 \text{ind85q1} + 0.79 \text{ind89q3} - 0.90 \text{ind94q1} + Z_2$ (2)

¹⁴ Nous avons choisi d'introduire le taux de chômage dans la première équation de long terme pour faciliter l'identification des deux équations (la seconde incluant le taux de chômage de longue durée). Cette contrainte est acceptée lorsqu'on effectue le test associé.

Les deux relations de cointégration ne sont pas redondantes. Elles intègrent des ruptures différentes (tableau 5).

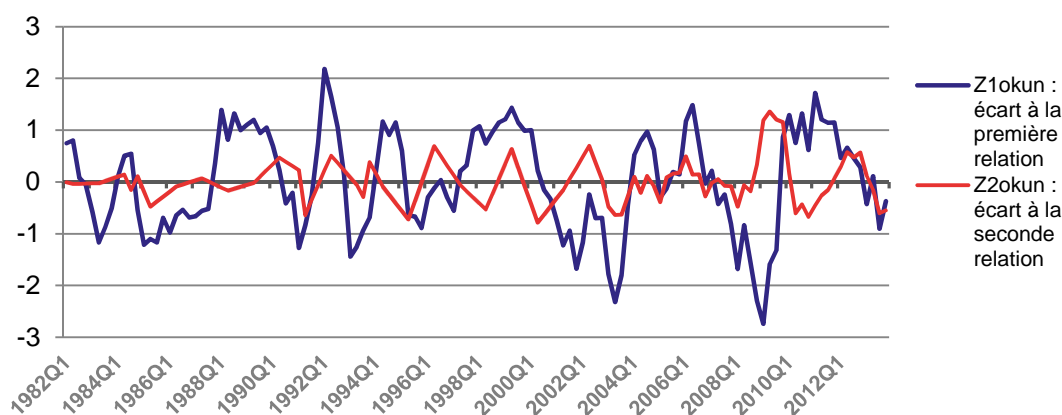
Tableau 5
Estimation des équations de long terme

	PIB (en glissement annuel)	Taux de chômage (en glissement annuel)
Constante	2,82***	0,57***
Taux de chômage (en GA)	-1,55***	
Taux de chômage de longue durée (en GA)	ns	1,61***
ind90q4, ind00q3, ind03q4, ind07q2 ind09q4	-0,89, -0,16, 0,17, -0,24, 0,15 ***	ns
Ind85q1, Ind89q3, Ind94q1		-0,56, +0,79, -0,90***
R ²	0,73	0,73

Source : Calculs France Stratégie

Par ailleurs, le graphique 4 montre que les variables d'écart associées Z_1 et Z_2 ont des dynamiques différentes¹⁵.

Graphique 4
Variables d'écart aux deux relations de long terme



Source : Calculs France Stratégie

2.3. Spécification et estimation des équations de court terme

Les relations de court terme sont de type « à correction d'erreur ». Le taux de variation de chaque série du système est expliqué par les valeurs retardées des taux de variations de toutes les séries et par les variables d'écart (Z_1 , Z_2) aux deux relations de long terme (retardées d'une période). On examine successivement les trois équations de court terme

¹⁵ On peut aussi vérifier que les deux variables Z_1 et Z_2 présentent une corrélation non significative.

dont les résultats d'estimation sont reportés ci-dessous. Tous les coefficients reportés sont significatifs.

2.3.1. Équation de Dgaqpib

Dgaqpib	Z ₁ (-1)	Z ₂ (-1)	Dgaqpib (retards : 1/8)	D4tcho1564 (retard : 12)	DDd4tchold (retards : 1, 2, 3)	
	-0,31 (**)	0,495(**)	0,495 ; 0,488, 0,211 ; 0,268 ; - 0,369 ; 0,357 ; -0,244 ; 0,345	-0,558 (***)	-2,04 ; 1,45 ; 1,56(**)	R ² =0,66 DW=2,00

Source : Calculs France Stratégie

Les résultats d'estimation montrent :

- une grande persistance dans le mécanisme autorégressif contribuant à la dynamique du taux de croissance annuel du PIB ;
- la significativité des coefficients des variables d'écart aux deux relations de long terme, (coefficients -0,31 et 0,495 très significatifs) avec un coefficient négatif pour la première variable d'écart Z₁ estimée comme :

$$Z_{1,t-1} = \Delta^4 y - 0.03 + 1.55 * \Delta^4 u_{t-1} + 0.89 * ind_{90Q4,t-1} + 0.16 * ind_{00Q3,t-1} - 0.17 * ind_{03Q4} + 0.24 * ind_{07Q2} - 0.15 * ind_{09Q4}$$

ce qui indique l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur pour l'évolution de la croissance ;

- un effet durable (négatif) du chômage de longue durée sur la croissance, relayé par la deuxième variable d'écart Z₂, estimée comme :

$$Z_{2,t-1} = \Delta^4 u_{t-1} - 0.49 - 1.61 * \Delta^4 uld_{t-1} + 0.54 * ind_{85Q1,t-1} - 0.53 * ind_{89Q3} + 0.56 * ind_{94Q1}$$

ce qui laisse penser que cet effet est durable et peut donc avoir une incidence sur la croissance potentielle.

2.3.2. Équation de Dd4tcho1564

Dd4tcho1564	Z ₁ (-1)	Z ₂ (-1)	Dgaqpib (-8)	D4tcho (-1) (-2), (-3), (-4), (-6), (-12)	Dd4tchold (-1), (-2), (-4), (-5), (-8), (-9)	
	-0,113	-0,337 (**)	-0,075 (**)	0,414 ; 0,460 ; 0,243 -0,384 ; 0,183 ; 0,200 (**)	0,718 ; -0,532 ; -1,448 ; 1,165 ; -0,854 ; 0,401 (**)	R ² = 0.76 DW= 1.91

Source : Calculs, France Stratégie

Les résultats montrent :

- un coefficient négatif pour les deux variables d'écart ce qui indique bien l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur ;

- un effet positif et persistant du chômage de longue durée sur le chômage global puisqu'il est transmis par la deuxième variable Z_2 ¹⁶. Lorsque le chômage de longue durée augmente, il en va de même du chômage et cette augmentation est persistante puisque transmise par la variable d'écart à la relation de long terme ;

- un effet global du chômage de longue durée sur le chômage, mesuré par un coefficient égal à 0,738¹⁷. Le signe positif de ce coefficient confirme la contribution du chômage de longue durée au mécanisme d'hystérèse.

2.3.3. Équation de Dd4tchold

Dd4tchold	Z ₁ (-1)	Z ₂ (-1)	Dgaqpib (-1)	D4tcho1564 (-6, -10)	Dd4tchold (-1), (-3), (-8)	
	-0,021(**)	0,045(**)	-0,030 (**)	0,048 ; 0,076 (**)	0,652 ; -0,103 ; -0,167 (**)	R ² =0,67 DW=1,96

Source : Calculs France Stratégie

Pour cette équation, les estimations donnent :

- un coefficient positif pour la seconde variable Z_2 représentatif du phénomène d'hystérèse ;
- un impact du chômage sur le chômage de longue durée avec un coefficient égal à 0,20¹⁸, révélant l'effet d'un mécanisme de rappel vers la seconde cible.

Pour simplifier la présentation des résultats dans le tableau 6, nous avons reporté la somme de coefficients correspondant à des retards différents. On obtient ainsi un ordre de grandeur des effets des variations retardées d'une variable sur une autre. Pour tenir compte des décalages pouvant intervenir dans l'apparition des effets, il faut considérer les fonctions de réponse (voir encadré 4 et annexe 2) qui seront commentées ultérieurement.

À ce stade, il est intéressant d'évaluer plus spécifiquement l'impact du chômage de longue durée sur la croissance tendancielle.

Notons que l'on ne caractérise pas explicitement la croissance tendancielle qui est par nature inobservable. On fait référence ici à la composante de la croissance dite tendancielle telle qu'elle est identifiée dans le modèle VECM et plus précisément dans la caractérisation équivalente obtenue à partir de modèles dits à tendances communes (cf. encadré 5). On parle d'effet sur la croissance tendancielle lorsqu'elle implique des liens de causalité durables, ici du chômage de longue durée sur la croissance.

¹⁶ Lorsque l'on somme les coefficients de la variable d'écart Z_2 et des taux de variation retardés du taux de chômage de longue durée, on trouve : $0,495*1,61-2,04 + 1,45 + 1,56 = 0,173$.

¹⁷ Il est obtenu comme la somme $(-0,113)*(-1,61)-0,478+0,742+0,417-0,427+0,302$.

¹⁸ Il est égal à la somme $0,045+0,021*1,55 +0,048+0,076$ si on ne tient pas compte des décalages temporels des différents effets.

Encadré 5

Composantes tendancielle dans un modèle VAR avec cointégration

On peut montrer que la représentation à correction d'erreur de la dynamique est équivalente à la représentation dite à tendances communes.

Plus précisément, si on a $n=3$ composantes dans le système et deux relations de cointégration comme dans le cas étudié, il existe une seule tendance commune :

$$T_t = T_{t-1} + \eta_t = \sum_{s=1}^{\infty} \eta_s$$

où η est un bruit blanc.

Plus précisément si β_1 et β_2 désignent les deux vecteurs qui caractérisent les relations de cointégration et définissent les variables d'écart associées ($Z_1 = \beta_1'X$ et $Z_2 = \beta_2'X$) et si on note β_{\perp} le vecteur orthogonal aux deux vecteurs β_1 et β_2 , la tendance commune est donnée par :

$$T_t = (\beta_{\perp}'\beta_{\perp})^{-1} \beta_{\perp}'\Theta(1) \sum_{s=1}^{\infty} \varepsilon_s$$

où $\Theta(1) = \sum_{j=1}^{\infty} \Theta_j$ est la matrice des multiplicateurs dynamiques cumulés du système,

si on a :

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^{\infty} \Theta_j \varepsilon_{t-j}$$

de sorte que : $X_t = \beta_{\perp} T_t + \Theta^*(L)\varepsilon_t$.

Les écritures précédentes montrent que la composante tendancielle du PIB (si cette série est la première composante) est définie par la première composante du vecteur $\beta_{\perp} T_t$.

De même la composante tendancielle du taux de chômage (en deuxième position) est la deuxième composante du vecteur $\beta_{\perp} T_t$. Les composantes tendancielle des séries du système sont donc définies en fonction des séries qui composent ce système et elles seraient modifiées si on ajoutait d'autres séries au système.

L'étude de la dynamique du système des trois séries montre que le chômage de longue durée peut avoir une répercussion sur la croissance potentielle puisque, dans la première équation, le taux de chômage de longue durée est relié négativement au taux de croissance du PIB *via* la deuxième relation de long terme.

Dans la section suivante, nous examinons plus directement le lien entre le chômage de longue durée et la croissance tendancielle en étudiant en particulier si la récession induite par la crise financière de 2008 a pu modifier ce lien.

2.4. Lien entre chômage de longue durée et croissance tendancielle

Nous considérons d'abord le système limité aux deux séries représentatives de la croissance et du chômage de longue durée, en distinguant deux périodes, avant et après la crise de 2008 (1980q1-2006q4) et (2007q1-2013Q4).

Sur la première période, on peut valider la propriété de cointégration entre les deux séries. On trouve alors, à partir du modèle VECM¹⁹ correspondant, une causalité unidirectionnelle et persistante de la croissance vers le chômage de longue durée, puisque le mécanisme de rappel opère dans la seule équation du taux de chômage.

Ce résultat est confirmé par l'analyse des liens de causalité de court terme au sens de Granger et par les fonctions de réponse généralisées. Les résultats sont robustes à la caractérisation de la dynamique. On retrouve en particulier les mêmes résultats en considérant le modèle VAR en différences premières, sans référence à une relation de cointégration (voir Annexe 3).

Sur la période la plus récente, on observe une inversion de la causalité du chômage de longue durée vers la croissance : d'abord en étudiant les liens de causalité de court terme à partir d'un modèle VECM estimé, ensuite, en considérant les fonctions de réponse généralisées.

Nous confirmons les résultats précédents en considérant le système trivarié précédemment étudié (croissance du PIB et les deux taux de chômage) et le modèle VECM correspondant.

Par des tests de causalité au sens de Granger menés à partir du modèle VAR cointégré ($\Delta^4 y, z_1, z_2$), on peut en effet montrer qu'il existe un lien de causalité unidirectionnel de la croissance du PIB vers le taux de chômage de longue durée sur la période 1980q1-2006q4 et un lien de causalité inverse, également unidirectionnel, du niveau du chômage de longue durée vers la croissance sur la période 2007q1-2013q4 (voir tableaux A4.1 et A4.2, Annexe 4).²⁰

Nous avons développé une comparaison internationale des liens entre taux de chômage (global et longue durée) et croissance tendancielle. Pour chacun des huit pays (France, États-Unis, Royaume-Uni, Allemagne, Italie, Espagne, Suède, Danemark) dotés d'une organisation très différente du marché du travail (voir Gilles et Nicolaï, 2012), nous avons reproduit la recherche des deux relations de long terme (relation d'Okun et relation d'équilibre entre les deux taux de chômage) et analysé les liens de causalité, pour chaque pays, à partir d'un système trivarié, composé du PIB et des deux taux de chômage nationaux.

Le détail des résultats obtenus est reporté en Annexe 5. Ceux-ci diffèrent selon les pays mais certains pays peuvent être regroupés par similitude de comportement. Toutefois, le

¹⁹ Modèle vectoriel à correction d'erreur.

²⁰ Ces résultats pourraient justifier une modélisation avec changement de régime, comme dans le travail de Chinn *et al.* (2013), par exemple. D'autres méthodes économétriques doivent alors être utilisées et sortent du cadre d'analyse que nous avons adopté.

chômage de longue durée joue dans tous les cas un rôle central, voire *leader* dans l'explication du niveau de croissance tendancielle et de chômage d'équilibre.

Forts de ce constat empirique, nous avons alors pour objectif d'expliquer l'effet du chômage de longue durée sur la croissance tendancielle en étudiant le lien entre chômage de longue durée et niveau de la population active, et, indirectement, les effets de découragement chez les chômeurs de longue durée.

3. Estimations des liens entre chômage de longue durée, population active et croissance tendancielle dans le cas de la France

Le découragement est un des effets du chômage et notamment du chômage de longue durée. Il traduit le retrait du marché du travail. Au sens du BIT, il se définit par le souhait de travailler, combiné à l'absence de recherche d'emploi. Les données sur le nombre d'actifs « découragés » sont celles publiées par l'OCDE.

Il serait intéressant de mesurer les effets du chômage sur le niveau de découragement en exploitant les données d'Eurostat. Cependant on ne dispose pas de mesures relatives aux différentes classes d'âge comme dans le cas des États-Unis. Nous avons effectué ce type d'analyse pour les États-Unis (voir Annexe 7). Pour la France, nous étudions les effets du chômage de longue durée sur la population active, d'abord dans une approche bivariée puis à partir d'un système à trois composantes.

3.1. Chômage de longue durée et population active en France

L'impact du chômage de longue durée sur la force de travail est analysé à partir d'un système bivarié (D4LLF, D4TCHOLD) (taux de croissance annuel de la force de travail LLF mesurée en logarithme d'effectif, soit $\Delta^4 llfr$, et variation annuelle du taux de chômage de longue durée $\Delta^4 uld$).

On peut caractériser la dynamique de ce système par un modèle à correction d'erreur avec une relation de long terme entre les deux séries (non stationnaires). La cible de long terme intervient de manière significative dans les deux équations de court terme, ce qui montre que le chômage de longue durée a un impact durable sur la force de travail.

L'étude des liens de causalité à la Granger à court terme montre que le chômage de longue durée a un impact causal sur la force de travail, mais que la réciproque n'est pas vraie (à 5 %).

Enfin, l'analyse impulsionnelle révèle que l'impact d'une augmentation du chômage de longue durée sur la force de travail s'observe sur cinq à six trimestres, avec un maximum au bout de trois trimestres. En cas d'augmentation, il convient donc d'engager rapidement des actions pour freiner le chômage de longue durée si on veut contrer la diminution de la force de travail. Les résultats des estimations n'ont pas été reportés ici mais sont disponibles sur demande²¹.

Nous préférons présenter les résultats obtenus dans le cadre système élargi intégrant le PIB de façon à quantifier les effets négatifs de la diminution de la force de travail sur la croissance ainsi que leurs délais d'apparition.

²¹ cbruneau475@gmail.com.

3.2. Effets du chômage de longue durée sur la croissance tendancielle *via* les effets sur la population active

On étudie la dynamique du système trivarié :

$$(GAQPIBFR, D4LogFLF, D4TCHOLD) = (\Delta^4y, \Delta^4lfr, \Delta^4uld).$$

Les résultats sont détaillés en Annexe 6 et permettent entre autres :

1) de confirmer l'existence d'une relation de long terme similaire à celle trouvée entre le chômage de longue durée et la force de travail, dans le système bivarié composé de ces deux seules séries ;

2) de montrer que le chômage de longue durée cause la force de travail mais que la réciproque n'est pas vraie, ce qui confirme la lecture causale de la relation de long terme donnée *a priori* et ce qui montre, indirectement, les effets de découragement induits par le chômage de longue durée ;

3) de mettre en évidence que le chômage de longue durée « cause » la (dé) croissance du PIB de manière durable et a donc un impact sur la croissance tendancielle dès lors que l'on intègre la période post-crise dans la période d'étude ;

4) de constater au contraire un impact unilatéral du PIB sur le chômage de longue durée sur la période pré-crise (donc avant 2007).

Au total, le chômage de longue durée a un impact causal durable sur la force de travail qui influence à son tour durablement la croissance du PIB.

Dans cette analyse, l'estimation est réalisée en une étape, avec test de cointégration selon la méthode de Johansen (1988) comme dans le cas bivarié précédemment étudié²².

L'ensemble des résultats montre donc le rôle central du chômage de longue durée dans l'explication de l'évolution de la croissance tendancielle de l'activité avec une modification notable du sens des liens de causalité entre chômage de longue durée et croissance du PIB ; depuis la dernière crise, on constate plutôt un impact causale durable du chômage de longue durée sur la croissance, donc sur la croissance tendancielle, alors que c'est le lien de causalité inverse qui était plutôt observé sur la période pré-crise.

²² Dans cette analyse en une étape, aucune rupture structurelle n'est introduite.

Conclusion

Les estimations réalisées sur la période 1980-2013 dans les différents systèmes se réfèrent notamment à la loi d'Okun et mettent en évidence le phénomène d'hystérèse du chômage en France et dans les huit pays étudiés à titre de comparaison. On montre en effet qu'il existe une relation de long terme liant systématiquement le taux de chômage total au taux de chômage de longue durée. Celui-ci étant un facteur explicatif de l'hystérèse, tout écart à cette relation se répercute durablement sur les variations du taux de chômage. On trouve donc que le chômage de longue durée a un impact causal durable sur le niveau du chômage total.

Concernant les liens entre croissance tendancielle et chômage, on observe un rôle central du chômage de longue durée dans l'évolution de la croissance tendancielle pour l'ensemble des pays étudiés. Plus spécifiquement, après 2008 et dans le cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis c'est plutôt le chômage de longue durée qui a eu un impact durable sur la croissance, alors que c'est la causalité inverse qui était observée avant la crise financière²³. Cette inversion est une justification supplémentaire à la nécessité de développer des actions de soutien spécifiques aux chômeurs de longue durée dans la recherche d'un emploi.

Nous avons pu en effet montrer que l'impact du chômage de longue durée sur l'évolution du chômage total et sur la croissance tendancielle s'explique notamment par les comportements de découragement et de retrait du marché du travail. Dans le cas de la France, nous trouvons que le chômage de longue durée a un impact causal persistant (unidirectionnel) sur la force de travail qui influence à son tour durablement la croissance du PIB. Dans le cas des États-Unis, les effets du découragement induits par le chômage de longue durée sont mis en évidence de manière directe puisqu'on dispose des taux de découragement par classes d'âge. Les résultats varient selon les classes d'âge mais alors que le taux de chômage global ne semble pas être un facteur de découragement passé 55 ans, le pourcentage de chômeurs de longue durée dans la population totale de chômeurs apparaît toujours comme un déterminant très significatif du niveau de découragement, avec l'impact le plus fort observé sur les travailleurs les plus jeunes et les plus âgés.

L'analyse présentée ici permet de mesurer l'impact du chômage de longue durée sur la croissance tendancielle mais pas sur la croissance potentielle qui est une variable inobservable. Il conviendrait donc d'approfondir les travaux sur la caractérisation à la fois de la croissance potentielle et du chômage structurel, en faisant référence plus largement à leurs déterminants macroéconomiques. Une référence approfondie à la théorie de la croissance endogène et l'étude plus spécifique de la fonction de production avec la décomposition cycle / tendance des *inputs* pourraient être envisagées. Par ailleurs, dans une

²³ La période post-crise étant limitée (2007-2013), nous avons considéré une période incluant la période post-crise (2001-2013).

perspective de moyen terme, il conviendrait aussi, entre autres, de prendre en compte comme variables explicatives les conditions de financement de l'économie.

Enfin, on pourrait envisager une étude plus désagrégée, par exemple au niveau sectoriel, pour mieux tenir compte de l'hétérogénéité des cohortes de chômeurs selon les secteurs d'activité. Cette démarche conserverait les avantages de l'approche macroéconomique tout en fournissant une observation plus fine des mécanismes économiques en jeu.

D'ores et déjà, on peut souligner toute l'importance qu'il y a, surtout depuis 2008, à agir de manière résolue sur le nombre de chômeurs de longue durée et, au-delà, des personnes découragées qui sortent de la population active, notamment en vue de soutenir la croissance tendancielle.

Annexes

Toutes les estimations présentées dans cette partie Annexes sont réalisées avec le logiciel EVIEWS. Seule l'identification des dates de ruptures dans les relations de log-terme est effectuée par un programme écrit en langage R, développé pour le propos.

Annexe 1 Étude du système bivarié (lcho1564, lchold)

On valide un VAR d'ordre 5 pour décrire la dynamique des séries en niveau ; lcho 1564 et lchold (respectivement le logarithme du taux de chômage des 15-64 ans et le logarithme du taux de chômage de longue durée) ; le modèle VECM correspondant est donc d'ordre 4.

1) Test du rang de cointégration : détermination du nombre de relations de cointégration du système

Sample (adjusted): 1981Q2 2013Q4
Included observations: 132 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: LCHOFR LLDFFR
Lags interval (in first differences): 1 to 4
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.136119	27.89272	25.87211	0.0277
At most 1	0.062921	8.578386	12.51798	0.2080

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Le tableau suivant donne les résultats de l'estimation de ce modèle VECM, après validation de l'existence d'une relation de cointégration où Z est stationnaire :

$$lcho1564 = -0,7342236 + 1,030148 * lchold + Z$$

Équations de court terme

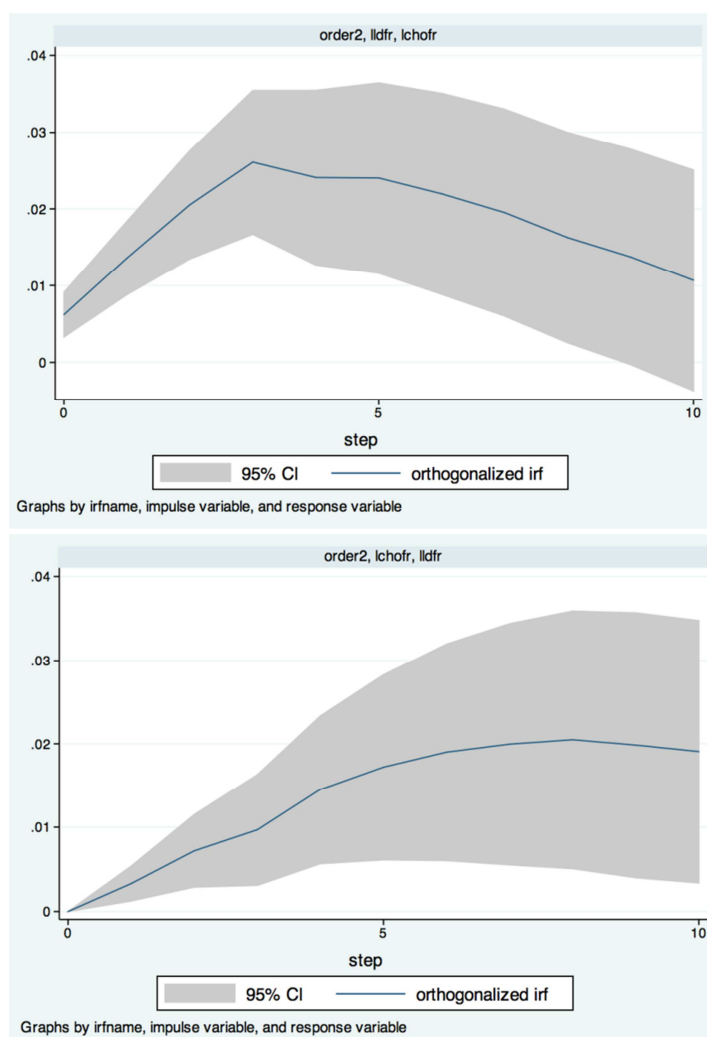
Dlcho1564	Z(-1)	Dlcho1564 (-1)	Dlcho1564 (-2)	Dlcho1564 (-3)	Dlcho1564 (-4)	Dlchold (-1)	Dlchold (-4)
	-0.430 (**)	0.2673 (***)	0.210 (**)	-	-	0.488(***)	-0.324 (***)
Dlchold	0.038 (***)	0.1927 (***)	-		0.1482 (**)	0.7386 (***)	-

Source : Calculs France Stratégie

On observe un mécanisme de rappel vers l'équilibre de long terme dans les deux équations, ce qui indique une influence réciproque durable de chacune des séries sur l'autre.

2) Fonctions de réponse généralisées

L'inversion du modèle VAR pour les séries en niveau donne les fonctions de réponse suivantes, après orthogonalisation de Choleski, où le chômage de longue durée est supposé plus exogène que le chômage.



Annexe 2
Analyse trivariée

(Croissance, Chômage 15-64 ans et Chômage de longue durée)

1. Résultats des estimations des équations de long terme

- **Équation de long terme n°1**

Dependent Variable: GAQPIB

Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)

Date: 09/23/16 Time: 19:21

Sample (adjusted): 1981Q2 2013Q4

Included observations: 131 after adjustments

Cointegrating equation deterministics: C IND90Q4 IND00Q3 IND03Q4
IND07Q2 IND09Q4

Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed
bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D4TCHO1564	-1.568163	0.135470	-11.57574	0.0000
C	2.992855	0.181679	16.47334	0.0000
IND90Q4	-0.893768	0.248396	-3.598159	0.0005
IND00Q3	-1.572527	0.369642	-4.254184	0.0000
IND03Q4	1.749466	0.433297	4.037563	0.0001
IND07Q2	-2.551590	0.449146	-5.680979	0.0000
IND09Q4	1.463567	0.434030	3.372042	0.0010
R-squared	0.737814	Mean dependent var		1.755132
Adjusted R-squared	0.725128	S.D. dependent var		1.553677
S.E. of regression	0.814566	Sum squared resid		82.27626
Long-run variance	1.176247			

Le résidu de long terme, $Z_1 = \text{RESIDLT1} = \text{GAQPIB} - 3 - 0.9 * \text{IND90Q4} - 1.6 * \text{IND00Q3} + 1.7 * \text{IND03Q4} - 2.5 * \text{IND07Q2} + 1.5 * \text{IND09Q4}$, est stationnaire (Table de MacKinnon) :

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESIDLT1)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1982Q1 2013Q4

Included observations: 128 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDLT1 (-1)	-0.532471	0.072057	-7.389579	0.0000
D (RESIDLT1(-1))	0.348723	0.081445	4.281681	0.0000
D (RESIDLT1(-2))	0.327516	0.086034	3.806835	0.0002
C	0.003516	0.046095	0.076270	0.9393
R-squared	0.315367	Mean dependent var		-0.010644
Adjusted R-squared	0.298803	S.D. dependent var		0.622230

- Équation de long terme n°2

Dependent Variable: D4TCHO1564

Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)

Sample (adjusted): 1981Q2 2013Q4

Included observations: 131 after adjustments

Cointegrating equation deterministics: C IND85Q1 IND89Q3 IND94Q1

Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D4TCHOLD	1.590030	0.141190	11.26166	0.0000
C	0.486622	0.151897	3.203619	0.0017
IND85Q1	-0.529810	0.201681	-2.626974	0.0097
IND89Q3	0.518520	0.194530	2.665501	0.0087
IND94Q1	-0.577413	0.151344	-3.815229	0.0002
R-squared	0.735173	Mean dependent var		0.112147
Adjusted R-squared	0.726765	S.D. dependent var		0.769863
S.E. of regression	0.402421	Sum squared resid		20.40482
Long-run variance	0.330612			

Le résidu de long terme, $Z_2 = \text{RESIDLT2} = \text{D4TCHO1564} - 0.5 + 0.5^* \text{IND85Q1} - 0.5^* \text{IND89Q3} + 0.6^* \text{IND94Q1} - 1.6^* \text{D4TCHOLD}$ est stationnaire :

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.058571	0.0000
Test critical values: 1 % level	-2.583298	
5 %	-1.943364	
10 %	-1.615050	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESIDLT2)

Method: Least Squares

Date: 09/23/16 Time: 19:33

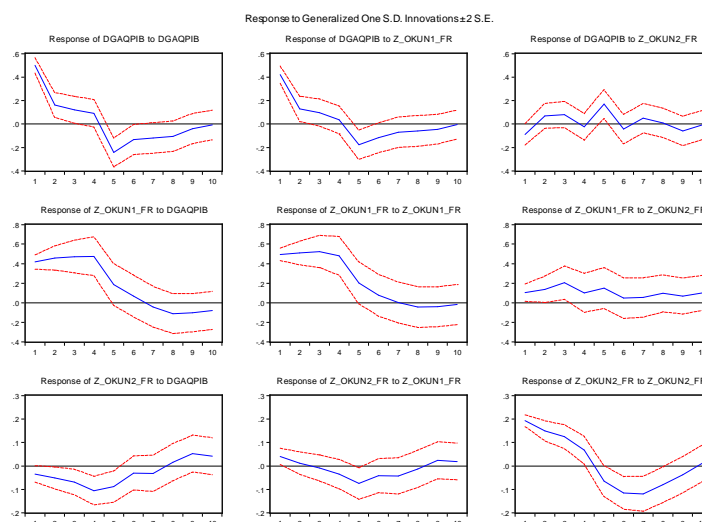
Sample (adjusted): 1982Q2 2013Q4

Included observations: 127 after adjustments

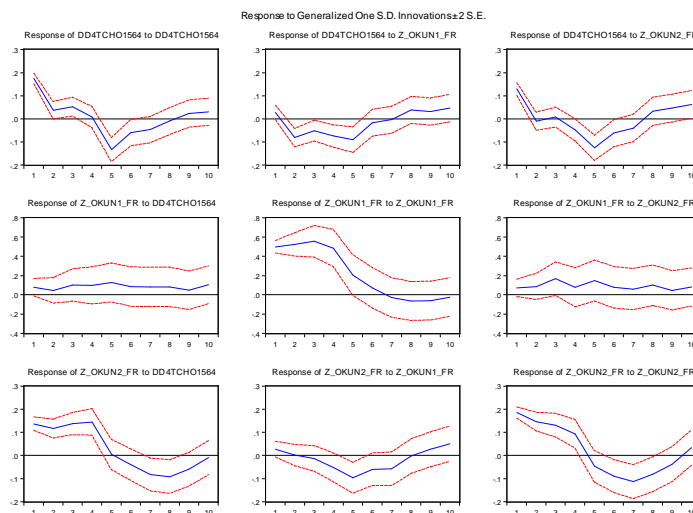
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID07(-1)	-0.543069	0.067390	-8.058571	0.0000
D(RESID07(-1))	0.413218	0.074860	5.519854	0.0000
D(RESID07(-2))	0.379307	0.082638	4.589972	0.0000
D(RESID07(-3))	0.261106	0.088502	2.950281	0.0038
R-squared	0.407116	Mean dependent var	-0.004949	
Adjusted R-squared	0.392656	S.D. dependent var	0.266306	
S.E. of regression	0.207538	Akaike info criterion	-0.276011	
Sum squared resid	5.297882	Schwarz criterion	-0.186430	
Log likelihood	21.52668	Hannan-Quinn criter.	-0.239615	
Durbin-Watson stat	1.896489			

2) Fonctions de réponse généralisées obtenues en inversant les différents modèles VAR cointégrés

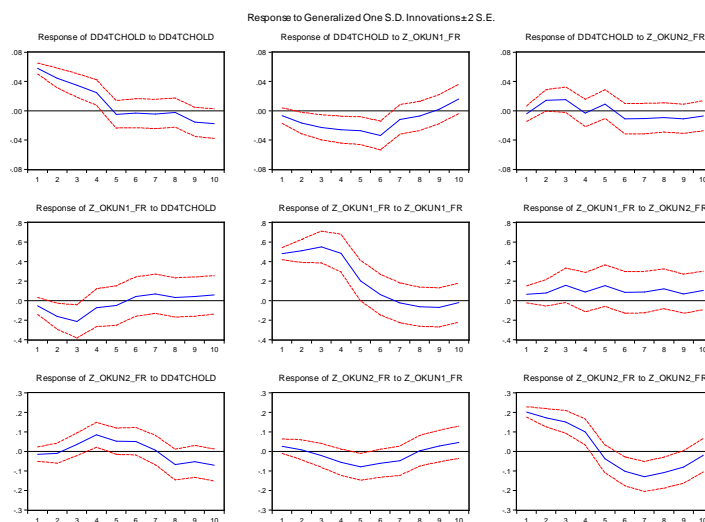
2.1. Var cointégré $\{ \Delta \Delta^4 y, Z_1, Z_2 \}$ d'ordre 8



2.2. VAR cointégré $\{\Delta\Delta^4uld, Z_1, Z_2\}$, d'ordre 8



2.3. VAR cointégré $\{\Delta\Delta^4uld, Z_1, Z_2\}$, d'ordre 8



Un choc positif (négatif) sur Z_2 (correspondant à une augmentation (diminution) de l'écart entre le taux de chômage et le taux de chômage de longue durée ($\Delta^4u-1.4*\Delta^4uld$)) entraîne une réponse positive (négative) de la croissance 5 trimestres plus tard.

Un choc positif sur Z_1 par une augmentation du chômage entraîne une diminution du chômage total plus forte que la diminution du chômage longue durée.

Annexe 3

**Liens de causalité entre chômage de longue durée et
croissance dans le cas français : système bivarié**

(GAQPIB (= $\Delta^4 y$), D4TCHOLD (= $\Delta^4 u$))

1. Période avant crise (1980q1-2006q4)

On valide l'existence d'une relation de cointégration en *single equation* (sans ruptures structurelles). Dans le modèle VECM, on observe une force de rappel dans l'équation du taux de chômage de longue durée qui révèle un impact persistant de la croissance potentielle sur le chômage de longue durée. Par contre il n'existe pas d'influence de la relation de long terme dans l'équation de la croissance.

On n'observe pas de causalité directe « à court terme », c'est-à-dire entre les taux de variation de deux séries, ni dans un sens ni dans l'autre.

Résultats des tests de causalité au sens de Granger entre les variations des séries

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1980Q1 2006Q4

Included observations: 96

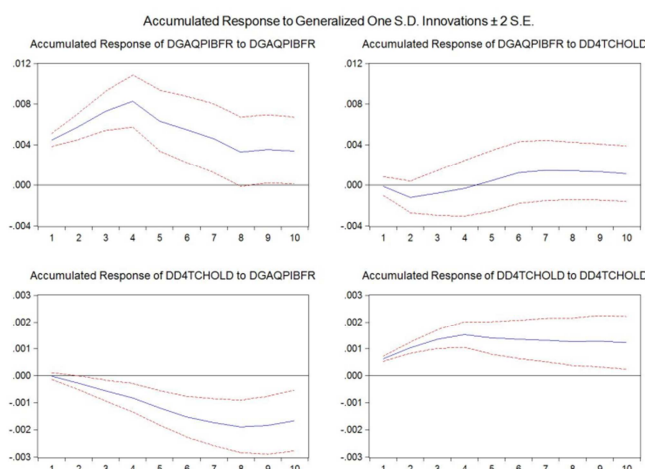
Dependent variable: D(GAQPIBFR)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D4TCHOLD)	9.862169	7	0.1965
All	9.862169	7	0.1965

Dependent variable: D(D4TCHOLD)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GAQPIBFR)	8.611649	7	0.2818
All	8.611649	7	0.2818

Les fonctions de réponse généralisées ont l'allure suivante :



Les études de causalité et les analyses impulsionnelles permettent de conclure qu'il existe un impact causal persistant unidirectionnel de la croissance sur le chômage de longue durée mais aucune influence causale réciproque.

2. Zoom sur l'effet de la période (2001-2013)²⁴

Concernant les liens de causalité de *court terme* (entre séries prises en variation), on trouve comme résultats :

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Sample: 2001Q1 2013Q4
 Included observations: 52

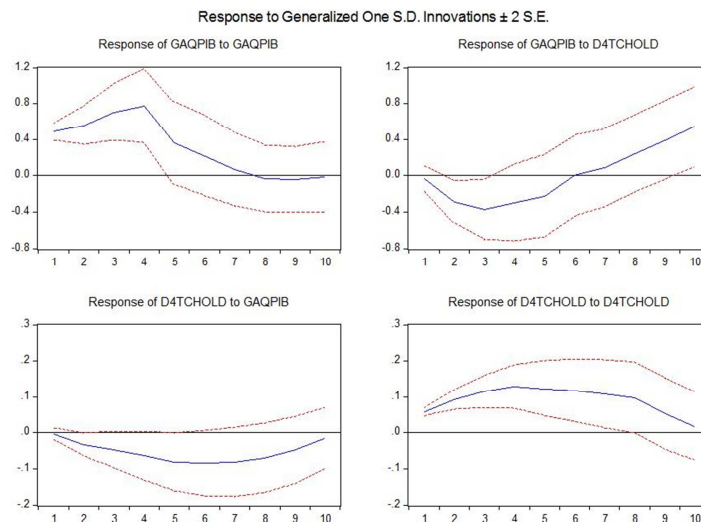
Dependent variable: D(GAQPIB)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D4TCHOLD)	23.19223	10	0.0101
All	23.19223	10	0.0101

Dependent variable: D(D4TCHOLD)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GAQPIB)	7.133766	10	0.7128
All	7.133766	10	0.7128

Ce tableau montre que le chômage de longue durée influence désormais la croissance du PIB, la réciproque n'étant pas vraie.

²⁴ On choisit cette période d'estimation parce qu'elle comporte un nombre suffisant d'observations tout en faisant jouer un rôle relativement important à la période postérieure la crise de 2008.

Si on examine maintenant les fonctions de réponse généralisées, on obtient les résultats suivants :



Les fonctions de réponse montrent une causal durable (impact sur 7 trimestres) dirigée depuis le chômage de longue durée vers le PIB plutôt que l'inverse, ce qui contraste avec le résultat trouvé pour la période pré-crise.

Annexe 4
Étude des liens de causalité au sens de Granger
dans le modèle VAR cointégré
 (DGAQPIB (= $\Delta^4 y$), Z_1 , Z_2)

1. Période avant crise (1980q1-2006q4)

Tableau A4.1
Étude des liens de causalité unidirectionnelle au sens de Granger
 (Test de Wald)

Sample: 1980Q1 2006Q4
 Included observations: 92
 Dependent variable: DGAQPIB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
Z1	10.28663	8	0.2455
Z2	14.45256	8	0.0707
All	23.41290	16	0.1031

Dependent variable: Z1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DGAQPI B	4.170117	8	0.8415
Z2	9.969613	8	0.2672
All	13.78839	16	0.6145

Dependent variable: Z2

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DGAQPI B	22.43278	8	0.0042
Z1	19.80218	8	0.0111
All	35.37692	16	0.0035

Z_1 et Z_2 n'ont pas d'impact causal sur DGAQPIB. Par conséquent, on peut écrire :

$$\Delta\Delta^4 y_t = \sum_{j \geq 1} \alpha_j \Delta\Delta^4 y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

L'évolution du taux de chômage de longue durée n'a donc pas d'impact causal sur la croissance du PIB. Par contre, DGAQPIB (= $\Delta^4 y$) a un impact causal sur Z_2 (= $\Delta^4 u - \alpha \Delta^4 u l d$) mais pas sur Z_1 (= $\Delta^4 y - \beta \Delta^4 u$) qui n'inclut pas le taux de chômage de longue durée, ce qui laisse penser que la croissance du PIB a un impact causal sur le chômage de longue durée. En effet, dans ce cas, on a les relations écrites dans l'encadré suivant.

Encadré A4.1

Impact de la croissance du PIB sur le niveau du chômage de longue durée

Z_1 et Z_2 n'ont pas d'impact causal sur DGAQPIB. Par conséquent, on peut écrire :

$$\Delta\Delta^4 y_t = \sum_{j \geq 1} \alpha_{1j} \Delta\Delta^4 y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

L'évolution du taux de chômage de longue durée n'a donc pas d'impact causal sur la croissance du PIB. Par contre, DGAQPIB ($=\Delta^4 y$) a un impact causal sur Z_2 ($=\Delta^4 u - \alpha\Delta^4 uld$) mais pas sur Z_1 ($=\Delta^4 y - \beta\Delta^4 u$) qui n'inclut pas le taux de chômage de longue durée, ce qui laisse penser que la croissance du PIB a un impact causal sur le chômage de longue durée. En effet, dans ce cas, on peut écrire :

$$\begin{aligned} \Delta^4 u_t - \alpha\Delta^4 uld_t &= \sum_{j \geq 1} \gamma_{1j} \Delta\Delta^4 y_{t-j} + \sum_{j \geq 1} \gamma_{2j} Z_{1,t-j} + \sum_{j \geq 1} \gamma_{3j} Z_{2,t-j} + \varepsilon_{3t} \\ \Leftrightarrow \Delta^4 uld_t &= \frac{1}{\alpha} \Delta^4 u_t + \sum_{j \geq 1} \delta_{1j} \Delta\Delta^4 y_{t-j} + \sum_{j \geq 1} \delta_{2j} Z_{1,t-j} + \sum_{j \geq 1} \delta_{3j} Z_{2,t-j} - \frac{1}{\alpha} \varepsilon_{3t} \quad (1) \end{aligned}$$

avec au moins un coefficient δ_{1j} non nul, et :

$$\begin{aligned} \Delta^4 y_t - \beta\Delta^4 u_t &= \sum_{j \geq 1} \beta_{3j} Z_{2,t-j} + \varepsilon_{2t} \\ \Leftrightarrow \Delta^4 u_t &= \frac{1}{\beta} \Delta^4 y_t - \sum_{j \geq 1} \frac{\beta_{3j}}{\beta} Z_{2,t-j} - \frac{1}{\beta} \varepsilon_{2t} \quad (2) \end{aligned}$$

avec au moins un coefficient β_{3j} non nul.

En reportant l'expression de $\Delta^4 u$ donnée par (2) dans l'équation (1), on trouve :

$$\Delta^4 uld_t = \frac{1}{\alpha} \left[\frac{1}{\beta} \Delta^4 y_t - \sum_{j \geq 1} \frac{\beta_{3j}}{\beta} Z_{2,t-j} - \frac{1}{\beta} \varepsilon_{2t} \right] + \sum_{j \geq 1} \delta_{1j} \Delta\Delta^4 y_{t-j} + \sum_{j \geq 1} \delta_{2j} Z_{1,t-j} + \sum_{j \geq 1} \delta_{3j} Z_{2,t-j} - \frac{1}{\alpha} \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

ce qui montre que les valeurs passées du taux de croissance du PIB expliquent le niveau courant du chômage de longue durée $\Delta^4 uld$ puisqu'au moins un coefficient δ_{1j} est non nul.

2. Période 2007q1-2013q4

Tableau A4.2
Tests de causalité unidirectionnelle au sens de Granger

Sample: 2007Q1 2013Q4
Dependent variable: DGAQPIB

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
Z1	42.64197	8	0.0000
Z2	62.35762	8	0.0000
All	147.6687	16	0.0000

Dependent variable: Z1

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DGAQPIB	17.35067	8	0.0267
Z2	23.12477	8	0.0032
All	77.49263	16	0.0000

Dependent variable: Z2

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DGAQPIB	3.923949	8	0.8639
Z1	16.65348	8	0.0339
All	42.70924	16	0.0003

Source : Calculs France Stratégie

L'évolution du chômage de longue durée a désormais un impact causal, à court terme, sur la croissance puisque Z_2 a un impact causal sur DGAQPIB.

Par contre DGAQPIB n'a pas d'impact causal sur Z_2 et, d'après l'encadré A4.1, on ne peut donc pas affirmer que la croissance du PIB impacte le chômage de longue durée à court terme comme à long terme.

Annexe 5
Comparaison internationale des liens
entre chômage et croissance tendancielle

1. Résultats des estimations des relations de long terme

Nous étudions sept pays étrangers, l'Allemagne, les États-Unis, le Royaume-Uni, l'Espagne, l'Italie, la Suède et le Danemark sur les trente dernières années, comme dans le cas de la France.

Pour chaque pays, nous avons estimé deux relations de cointégration comme dans le cas français. La première relie le taux de croissance du PIB en logarithme et en glissement annuel aux variations annuelles du taux de chômage et de taux de chômage de longue durée (tableau A5.1). La seconde établit un lien stable entre les deux variations annuelles de taux de chômage (tableau A5.2). Les ruptures identifiées sont telles que les deux équations proposent des écarts très faiblement corrélés qui justifient de supposer que le système ne comporte qu'une tendance commune, comme dans le cas de la France étudié précédemment.

Tableau A5.1
Relation de long terme n°1
(hors partie déterministe)

$\Delta^4 y$ (en %)	Coefficient de $\Delta^4 U$
France	-1,58
t-student	-8,6
Allemagne	-0,92
t-student	-2,50
États-Unis	-1,70
t-student	-16,5
Royaume-Uni	-1,53
t-student	-9,4
Espagne	-0,85
t-student	-13,4
Italie	-0,80
t-student	-2,94
Suède	-1,59
t-student	-10,5
Danemark	-1,47
t-student	-6,61

Source : Calculs France Stratégie

Tableau A5.2
Relation de long terme n°2
(hors partie déterministe)

Δ^4U	Coefficient de Δ^4ULD
France	1,55
t-student	16,0
Allemagne	1,31
t-student	14,0
Etats-Unis	2,89
t-student	12,2
Royaume-Uni	1,29
t-student	13,9
Espagne	1,32
t-student	16,0
Italie	0,38
t-student	4,6
Suède	2,49
t-student	7,37
Danemark	1,29
t-student	9,5

Source : Calculs France Stratégie

On confirme la relation persistante entre chômage et chômage de longue durée et on valide l'existence d'un lien durable entre les niveaux de la croissance et du chômage.

En régressant le taux de croissance du PIB sur le taux de chômage d'une part, et le taux de chômage sur le taux de chômage de longue durée d'autre part, nous faisons implicitement des hypothèses de causalité en supposant que c'est le chômage (respectivement le chômage de longue durée) qui influence (durablement) la croissance du PIB (respectivement le chômage).

Le test de telles hypothèses ne peut se faire que dans l'estimation du système complet, en examinant en particulier comment les relations de long terme qui jouent le rôle de cibles, interfèrent avec les fluctuations de court terme.

2. Les relations de causalité unidirectionnelle et directe définies à partir des équations de court terme

Les résultats relatifs aux liens de causalité directs sont résumés dans le tableau A5.3 tels qu'ils apparaissent dans les relations de court terme estimées. On se concentre ici sur les liens de causalité de long terme. Ces liens peuvent résulter des mécanismes de rappel vers les relations de long terme ou des influences causales transmises par les taux de variation des différentes séries.

Tableau A5.3
Lecture causale des relations d'Okun

France	La croissance du PIB	Le chômage	Le chômage de longue durée
« cause »	Le chômage	La croissance du PIB	La croissance du PIB
« cause »	X		Le chômage
Allemagne	La croissance du PIB	Le chômage	Le chômage de longue durée
« cause »	Le chômage	La croissance du PIB	La croissance du PIB
« cause »	x	Le chômage de longue durée	Le chômage
États-Unis	La croissance du PIB	Le chômage	Le chômage de longue durée
« cause »	Le chômage	La croissance du PIB	La croissance du PIB
« cause »	Le chômage de longue durée	x	Le chômage
Royaume-Uni	La croissance du PIB	Le chômage	Le chômage de longue durée
« cause »	Le chômage	La croissance du PIB	La croissance du PIB
« cause »	x	Le chômage de longue durée	Le chômage
Espagne	La croissance du PIB	Le chômage	Le chômage de longue durée
« cause »	Le chômage	La croissance du PIB	La croissance du PIB
« cause »	x	Le chômage de longue durée	Le chômage
Italie	La croissance du PIB	Le chômage	Le chômage de longue durée
« cause »	x	La croissance du PIB	La croissance du PIB
« cause »	x	x	Le chômage
Suède	La croissance du PIB	Le chômage	Le chômage de longue durée
« cause »	Le chômage	La croissance du PIB	x
« cause »	x		Le chômage
Danemark	La croissance du PIB	Le chômage	Le chômage de longue durée
« cause »	x	La croissance du PIB	La croissance du PIB
« cause »	x	Le chômage de longue durée	Le chômage

Source : Calculs France Stratégie

On observe que le chômage de longue durée « cause » systématiquement le chômage. Il a également un impact causal sur la croissance du PIB dans tous les pays sauf dans le cas de la Suède.

Seuls les États-Unis présentent un effet en retour de la croissance sur le chômage de longue durée, mais ce pays expérimente véritablement ce phénomène uniquement depuis la crise et l'ampleur des mouvements depuis six ans dans ce pays justifie un tel résultat.

Ailleurs, la croissance agit principalement sur le chômage et non sur le chômage de longue durée. En Allemagne, au Royaume-Uni, en Espagne et au Danemark, le chômage a également un effet sur le chômage de longue durée.

Les résultats précédents soulignent donc le rôle central joué par le chômage de longue durée comme déterminant des niveaux de chômage et des taux de croissance futurs.

Pour compléter les éléments de comparaison internationale, nous nous concentrons sur les liens entre croissance de l'activité et chômage de longue durée en examinant l'impact de ce dernier sur la croissance tendancielle.

3. Les relations entre chômage, chômage de longue durée, croissance et croissance tendancielle

Cette analyse est préliminaire dans la mesure où la croissance potentielle est estimée uniquement comme la composante persistante de la croissance. Nous examinons les fonctions de réponse généralisées déduites des modèles VAR cointégrés (voir encadré 3). Nous nous concentrons sur le cœur de la zone euro (France, Allemagne, Espagne et Italie) et les États-Unis en distinguant les périodes 1980q1-2006q4 et 2007q1-2013q4 qui encadrent la dernière crise²⁵. Les résultats sont reportés dans le tableau A5.4.

On notera qu'il est difficile de diagnostiquer l'existence d'effets du chômage de longue durée sur la croissance potentielle dans la mesure où ces effets, lorsqu'ils existent, sont observés sur un nombre limité de trimestres suivant le choc et parce qu'il n'est pas possible de valider une relation de cointégration sur une période courte comme la période 2007q1-2013q4.

Dans le cas de l'Allemagne, on observe malgré tout un renforcement des effets du chômage de longue durée sur la croissance durant 7 trimestres, contre 3 trimestres sur la période 1980q1-2006q4, ce qui permet de penser que les effets se reportent sur la croissance potentielle.

Les comportements des trois pays France, États-Unis et Allemagne, présentent des similarités. Par contre, l'Espagne et l'Italie ne semblent pas obéir à la même logique.

Il convient donc de compléter cette première analyse en développant notamment une réflexion approfondie sur la représentation de la croissance potentielle.

²⁵ On choisit 2007q1 comme date de début de la période « post-crise », pour avoir le plus d'observations possible sur cette période.

Tableau A5.4
Lien entre croissance et chômage de longue durée

	le taux de croissance du PIB	le taux de chômage de longue durée
France		
« cause » sur 1980q1-2006q4	le taux de chômage de longue durée	x
« cause » sur 2007q1-2013q4	x	le taux de croissance du PIB ⁽¹⁾
États-Unis	le taux de croissance du PIB	le taux de chômage de longue durée
« cause » sur 1980q1-2006q4	le taux de chômage de longue durée	x
« cause » sur 2007q1-2013q4	x	le taux de croissance du PIB ⁽¹⁾
Allemagne	le taux de croissance du PIB	le taux de chômage
« cause » sur 1980q1-2006q4	le taux de chômage de longue durée	le taux de croissance du PIB ⁽²⁾
« cause » sur 2007q1-2013q4	x	le taux de croissance du PIB ⁽³⁾
Espagne	le taux de croissance du PIB	le taux de chômage de longue durée
« cause » sur 1980q1-2006q4	le taux de chômage de longue durée	x
« cause » sur 2007q1-2013q4	le taux de chômage de longue durée	x
Italie	le taux de croissance du PIB	le taux de chômage de longue durée
« cause » sur 1980q1-2006q4	x	x
« cause » sur 2007q1-2013q4	x	x

Notes : (1) effets observés sur les 4 premiers trimestres qui suivent le choc ; (2) effets limités aux 3 premiers trimestres après le choc. (3) effets observés sur les 7 trimestres qui suivent le choc

Source : Calculs France Stratégie

À ce stade, on retient des différentes analyses présentées jusqu'ici le rôle central du chômage de longue durée dans l'évolution tendancielle de la croissance du PIB.

Nous allons examiner si les effets de découragement peuvent expliquer les effets du chômage de longue durée sur la croissance et notamment la croissance potentielle.

Annexe 6
Impact du chômage de longue durée sur la force de travail
étude indirecte des effets de découragement

L'estimation est d'abord réalisée sur la totalité de la période.

1. Période totale 1980q1-2013q4

Dans le cadre d'un modèle VAR, on valide l'existence d'une relation de cointégration qui correspond à celle qui a été trouvée dans le système bivarié n'incluant pas le PIB, avec l'estimation suivante du modèle à correction d'erreur :

Estimation du modèle à correction d'erreur

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1984Q2 2013Q4
 Included observations: 119 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=0, B(1,2)=1$$

Convergence achieved after 26 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 0.120316

Probability 0.728692

Cointegrating Eq: CointEq1

GAQPIBFR(-1) 0.000000

D4LLFFR(-1) 1.000000

D4TCHOLD(-1) 2.343409

(0.72094)

[3.25049]

C -0.007397

Error Correction: D(GAQPIBFR) D(D4LLFFR) D(D4TCHOLD)

CointEq1 0.231582 -0.099062 -0.013386

(0.08419) (0.04037) (0.01079)

[**2.75076**] [**-2.45402**] [-1.24022]

D(GAQPIBFR(-1)) 0.269725 0.003189 -0.042463

(0.10391) (0.04982) (0.01332)

[2.59576] [0.06400] [**-3.18743**]

D(GAQPIBFR(-2))	0.095255 (0.10934) [0.87122] (...)	0.003897 (0.05242) [0.07433] (...)	0.009605 (0.01402) [0.68522] (...)
D(D4LLFFR(-1))	-0.628744 (0.22312) [-2.81801] (...)	0.234985 (0.10698) [2.19651] (...)	0.043070 (0.02861) [1.50565] (...)
D(D4LLFFR(-2))	-0.011920 (0.23521) [-0.05068] (...)	0.309914 (0.11278) [2.74799] (...)	-0.000105 (0.03016) [-0.00349] (...)
D(D4TCHOLD(-1))	-3.643145 (0.82666) [-4.40705]	0.998934 (0.39637) [2.52019]	0.707971 (0.10599) [6.67992]
D(D4TCHOLD(-2))	2.077391 (1.12999) [1.83841] (...)	0.862009 (0.54182) [1.59096] (...)	-0.096076 (0.14487) [-0.66317] (...)
C	-0.000235 (0.00042) [-0.55731]	-9.90E-05 (0.00020) [-0.48876]	-1.72E-05 (5.4E-05) [-0.31832]
R-squared	0.679886	0.651943	0.793119

Commentaires : on observe un mécanisme de force de rappel pour la force de travail, avec un impact négatif durable du chômage de longue durée sur celle-ci (coefficient négatif significatif associé à la variable d'écart Z (coefficient **-0.10**, de statistique de Student **-2.45**). Concernant la croissance du PIB, elle est liée positivement et durablement au niveau de la force de travail (coefficient positif et significatif de Z dans la première équation, **soit 0.23 (2.75)**). Enfin, la variable de croissance du chômage de longue durée n'est pas impactée par la variable d'écart Z , mais négativement par la croissance du PIB du trimestre précédent (coefficient négatif et significatif **-0.042463 (-3.18743)** de D (GAQPIBFR(-1))).

On distingue ensuite deux sous-périodes, l'une excluant la période post-crise (2007-2013) l'autre l'incluant, pour montrer comment les liens de causalité se sont déformés.

Puis on examine les caractéristiques de la dynamique en distinguant les sous-périodes pré et post crise.

2. Période pré-crise (1980q1-2006q4)

On valide une relation de cointégration ne faisant intervenir que la force de travail et le chômage de longue durée.

Estimation du modèle VECM

Vector Error Correction Estimates
 Included observations: 94 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 $B(1,1)=0, B(1,2)=1$
 Convergence achieved after 8 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	0.118105
Probability	0.731099

Cointegrating Eq:	CointEq1
GAQPIB(-1)	0.000000
D4LLF(-1)	1.000000
D4TCHOLD(-1)	0.003930 (0.00284) [1.38303]
C	-0.007593 (0.00064) [-11.9443]

Error Correction:	D(GAQPIB)	D(D4LLF)	D(D4TCHOLD)
CointEq1	26.06325 (16.5890) [1.57112]	-0.326429 (0.07762) [-4.20543]	-0.349689 (2.22741) [-0.15699]
D(GAQPIB(-1))	0.234307 (0.11620) [2.01637]	0.000490 (0.00054) [0.90091]	-0.044981 (0.01560) [-2.88293]
(...)			
D(GAQPIB(-9))	0.298028 (0.13971) [2.13320]	0.000499 (0.00065) [0.76347]	-0.001176 (0.01876) [-0.06267]
D(D4LLF(-1))	-47.28772 (24.0897) [-1.96298]	0.505439 (0.11272) [4.48412]	2.140494 (3.23455) [0.66176]
(...)			
D(D4LLF(-9))	-47.01870 (22.0477) [-2.13259]	0.273263 (0.10316) [2.64886]	2.513268 (2.96036) [0.84897]

D(D4TCHOLD(-1))	-1.806420	0.005788	0.750910
	(0.89895)	(0.00421)	(0.12070)
(...)	[-2.00947]	[1.37608]	[6.22113]
D(D4TCHOLD(-9))	-1.080455	8.94E-05	0.262570
	(0.91191)	(0.00427)	(0.12244)
	[-1.18483]	[0.02096]	[2.14443]
R-squared	0.529435	0.661995	0.784165

Par ailleurs, l'étude des liens de causalité à la Granger dits de court terme, ceux transitant par les variations des variables, suggère la chaîne causale suivante :

Croissance du PIB \Rightarrow Variation du chômage longue durée \Rightarrow croissance de la force de travail

Liens de causalité dits de court terme

Sample: 1980Q1 2006Q4

Dependent variable: D(GAQPIB)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D4LLF)	9.820793	9	0.3652
D(D4TCHOLD)	9.216263	9	0.4176
All	18.75305	18	0.4072

Dependent variable: D(D4LLF)

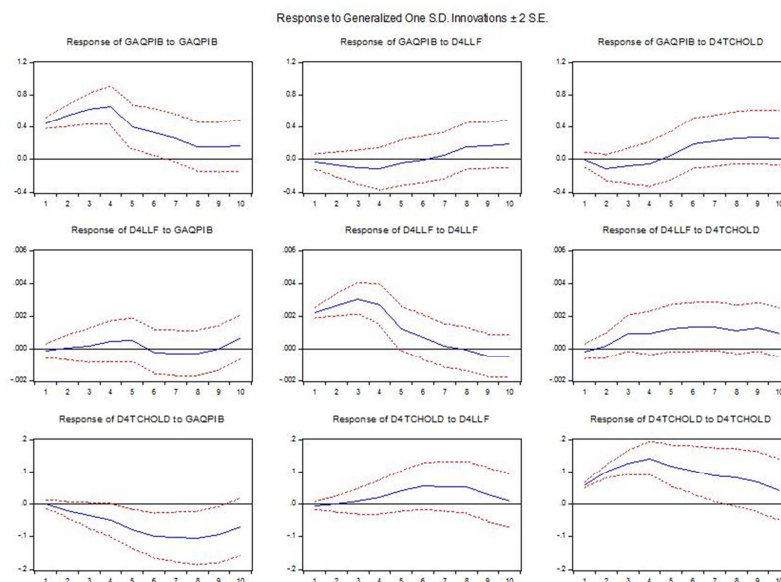
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GAQPIB)	13.28992	9	0.1499
D(D4TCHOLD)	29.41594	9	0.0006
All	44.08476	18	0.0006

Dependent variable: D(D4TCHOLD)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GAQPIB)	27.01534	9	0.0014
D(D4LLF)	6.242386	9	0.7154
All	36.78987	18	0.0056

Les fonctions de réponse généralisées estimées à partir du modèle VAR estimé pour les séries en niveau montrent l'impact unilatéral durable du PIB sur le chômage de longue durée.

Fonctions de réponse généralisées



3. Zoom sur la période post-crise : période 2000q1-2013q4

Nous choisissons ici d'estimer les paramètres sur une période accordant plus d'importance à la période post-crise, tout en préservant un nombre suffisant d'observations. On retient donc la période 2000q1-2013q4, sur laquelle on observe que la croissance du PIB ne détermine plus unilatéralement le chômage de longue durée, celui-ci ayant aussi une influence réciproque.

On valide une relation de cointégration et lorsqu'on estime le modèle VECM, on observe un mécanisme de rappel dans l'équation de court terme du chômage de longue durée et non plus dans celle de la force de travail – ce qui montre l'impact accru du chômage de longue durée dans la composante persistante de la dynamique du système. Par ailleurs, l'examen des liens de causalité à la Granger dits de court terme, (c'est-à-dire entre les séries prises en variation) montrent que la croissance du PIB est influencée par la force de travail et le chômage de longue durée, ce dernier apparaissant comme exogène par rapport à la période antérieure.

Estimation du modèle VECM

Vector Error Correction Estimates

Sample: 2001Q1 2013Q4

Included observations: 52

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=0, B(1,2)=1

Convergence achieved after 16 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors Chi-square(1) 0.191496 Probability 0.661675

Cointegrating Eq:	CointEq1		
GAQPIB(-1)	0.000000		
D4LLF(-1)	1.000000		
D4TCHOLD(-1)	0.016314		
	(0.00489)		
	[3.33476]		
C	-0.005587		
	(0.00121)		
	[-4.62964]		
Error Correction:	D(GAQPIB)	D(D4LLF)	D(D4TCHOLD)
CointEq1	-10.86392	-0.167603	-5.538381
	(15.2650)	(0.11056)	(2.04477)
	[-0.71169]	[-1.51596]	[-2.70856]
D(GAQPIB(-1))	0.213069	0.000997	-0.088260
	(0.18336)	(0.00133)	(0.02456)
	[1.16202]	[0.75110]	[-3.59344]
(...)			
D(GAQPIB(-9))	-0.093439	0.001589	-0.009557
	(0.19213)	(0.00139)	(0.02574)
	[-0.48634]	[1.14227]	[-0.37133]
D(D4LLF(-1))	-42.37704	0.169109	8.930024
	(27.6995)	(0.20062)	(3.71040)
	[-1.52988]	[0.84294]	[2.40676]
(...)			
D(D4LLF(-9))	-47.05340	0.144168	-1.059489
	(21.2145)	(0.15365)	(2.84173)
	[-2.21798]	[0.93830]	[-0.37283]
D(D4TCHOLD(-1))	-6.882123	0.009106	0.686072
	(1.37627)	(0.00997)	(0.18435)
	[-5.00056]	[0.91355]	[3.72149]
(...)			

D(D4TCHOLD(-9))	0.610316 (2.04622) [0.29827]	0.006552 (0.01482) [0.44208]	0.492378 (0.27409) [1.79638]
R-squared	0.862935	0.766240	0.864252

Liens de causalité dits de court terme

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 2001Q1 2013Q4

Included observations: 52

Dependent variable: D(GAQPIB)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(D4LLF)	22.55052	9	0.0073
D(D4TCHOLD)	38.23526	9	0.0000
All	57.47677	18	0.0000

Dependent variable: D(D4LLF)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GAQPIB)	12.93184	9	0.1657
D(D4TCHOLD)	31.14083	9	0.0003
All	41.02533	18	0.0015

Dependent variable: D(D4TCHOLD)

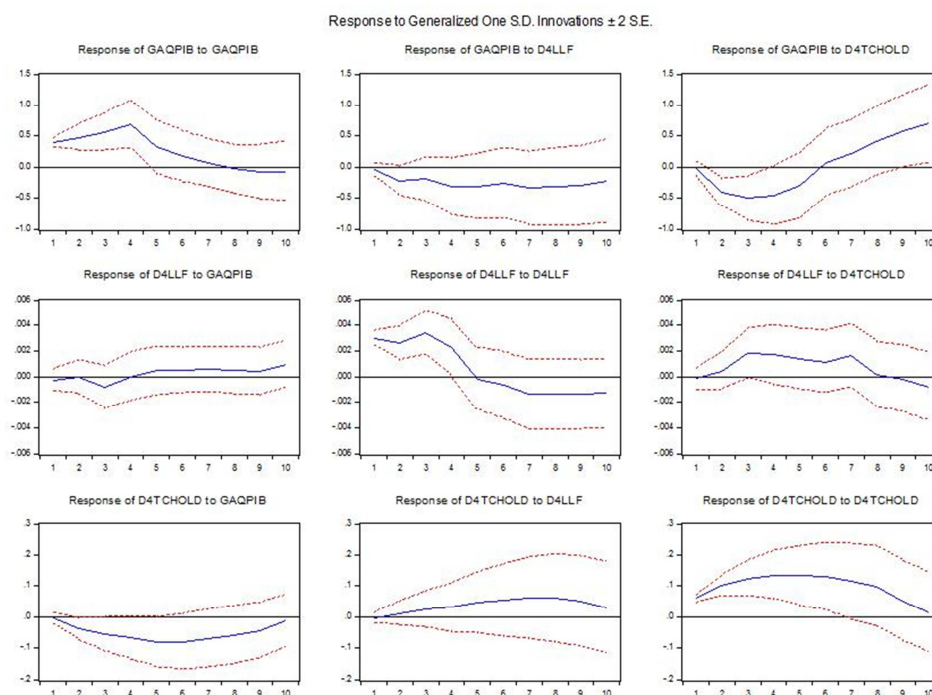
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GAQPIB)	21.99095	9	0.0089
D(D4LLF)	15.43819	9	0.0796
All	30.54502	18	0.0325

Ceci correspond à des liens de causalité à la Granger entre les variations des séries, de la forme :

Chômage longue durée \Rightarrow Force de travail \Rightarrow PIB
Chômage longue durée \Leftrightarrow PIB

La croissance du PIB ne cause plus unilatéralement le chômage de longue durée que sur la période excluant la dernière crise.

Fonctions de réponse généralisées



Dans ce cas, les réponses du PIB à un choc sur le chômage apparaissent plus significatives que l'inverse, ce qui suggère une inversion de la causalité ou tout au moins un affaiblissement de l'impact (durable) unilatéral de la croissance du PIB sur l'évolution du chômage de longue durée.

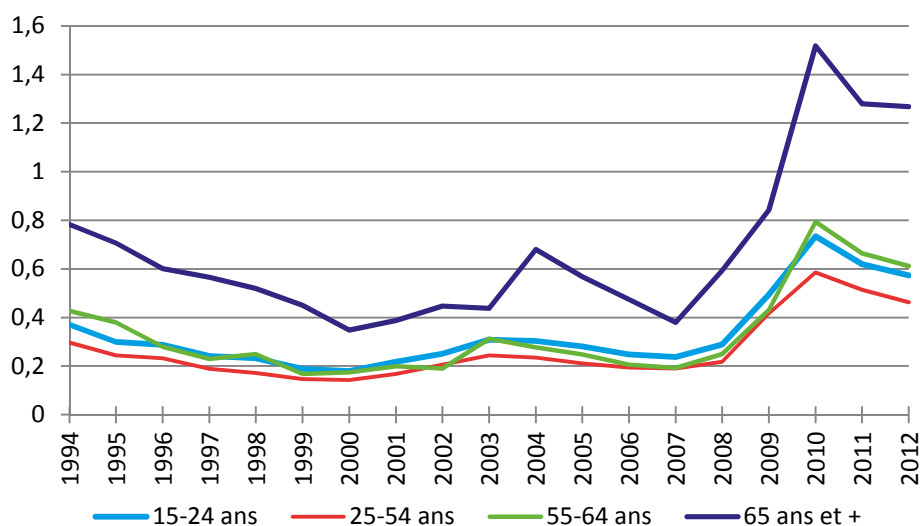
Sur les deux périodes étudiées, le chômage est bien une composante durable de la force de travail ce qui illustre indirectement les effets du découragement.

Annexe 7 Chômage de longue durée et découragement aux États-Unis

Concernant le découragement, on dispose de données annuelles, difficilement extrapolables ou disponibles en fréquence trimestrielle, sur la base d'autres indicateurs *a priori*. On montre que l'importance de la population découragée est liée empiriquement au taux de chômage et au taux de chômage de long terme.

Le graphique A7.1 présente les séries du nombre de personnes découragées d'une classe d'âge rapporté à la population active de cette classe d'âge.

Graphique A7.1
Taux de personnes découragées par classe d'âge aux États-Unis (en %)



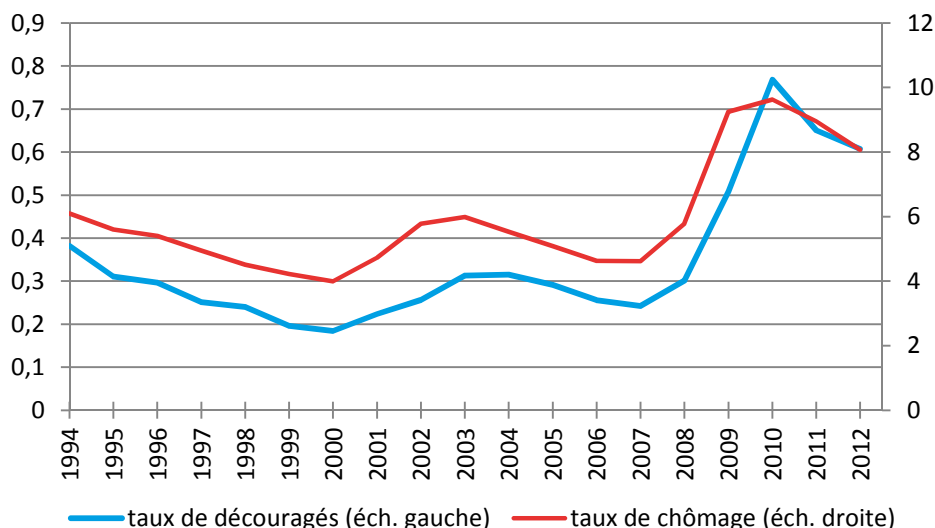
Source : Données OCDE

Les graphiques A7.2 et A7.3 montrent le lien empirique observé ces vingt dernières années entre taux de découragés, chômage et chômage longue durée.

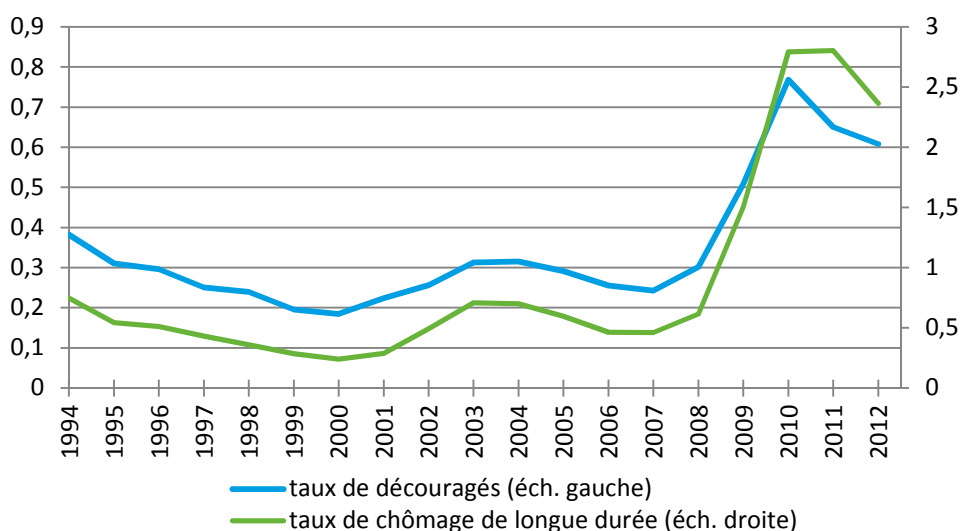
Nous avons quantifié ces liens empiriques par une économétrie de type modèle à correction d'erreur. Le nombre de degrés de liberté des équations présentées est faible et il n'est pas question de tirer une loi historique à partir de l'événement que constitue la crise de 2008. Il est en revanche intéressant de voir les différences qui existent selon les classes d'âge entre le découragement et le chômage de longue durée.

Nous présentons pour chaque classe d'âge quatre spécifications pour le long terme. Il s'agit de prendre comme fondamentaux soit le taux de chômage et le ratio longue durée (nombre de chômeurs de longue durée/nombre de chômeurs) de l'ensemble de la population active, soit ces mêmes variables mais relatives à la classe d'âge étudiée.

Graphique A7.2
Taux de personnes découragées
et taux de chômage aux États-Unis (en %)



Graphique A7.3
Taux de personnes découragées
et taux de chômage longue durée aux États-Unis (en %)



On introduit également deux ruptures. L'une en 2003 et l'autre en 2011. Il est remarquable de constater qu'aucune rupture ne met hors-jeu les variables fondamentales retenues et plus spécifiquement sur la période de forte variance (2009 et 2010). Les dynamiques de court terme confortent l'interprétation « causale » des relations de long terme, avec des spécifications expliquant une part impressionnante de la variance et très robustes.

D'après le tableau A7.1, le taux de chômage global ne semble pas être un facteur de découragement après 55 ans (ce que confirme l'analyse des dynamiques de court terme). En revanche, le ratio longue durée global est toujours un déterminant très significatif. C'est

sur les plus jeunes et les plus âgés qu'il a le plus d'impact : 1 point de hausse du ratio se traduit par 0,02 point de hausse du taux des jeunes actifs découragés (0,03 dans la spécification (2) avec ruptures) ce qui correspond à une hausse d'environ 10 % puisque ce taux variait entre 0,2 et 0,3 % avant la crise).

Tableau A7.1
Taux de personnes découragées aux États-Unis et fondamentaux globaux*

	Ensemble (1) (sans rupture)	Ensemble (2) (avec ruptures)	15-24 ans (1)	15-24 ans (2)	25-54 ans (1)	25-54 ans (2)	55-64 ans (1)	55-64 ans (2)	65 ans et + (1)	65 ans et +(2)
Constant	-0,07 % -2,4	-0,05 % -3,7	-0,04 ns	-0,00 ns	-0,08 % -4,1	-0,07 % -6,2	-0,08 % ns	-0,05 ns	-0,01 ns	0,04 ns
Taux de chômage global	0,05 5,8	0,03 6,6	0,08 4,1	0,04 3,0	0,04 7,9	0,03 9,0	0,04 2,2	0,01 ns	0,05 ns	0,00 ns
Ratio Longue durée	0,01 6,5	0,02 14,2	0,02 3,9	0,03 7,8	0,01 6,3	0,01 11,4	0,01 3,9	0,03 6,9	0,03 4,7	0,06 7,6
Rupture 2003		-0,03 % -4,5		- ns		-0,03 % -4,4		-0,09 % -4,1		-0,17 % -4,2
Rupture 2011		-0,13 % -7,2		-0,31 % -5,4		-0,08 % -5,3		-0,19 % -3,5		-0,34 % -3,5
R ²	0,99 0,03 %	0,998 0,01 %	0,97 0,07 %	0,99 0,04 %	0,99 0,02 %	0,997 0,01 %	0,95 0,06 %	0,98 0,04 %	0,96 0,10 %	0,98 0,07 %

* Taux de chômage global, ratio dit de longue durée (= rapport du taux de chômage de longue durée au taux de chômage global).

Source : Calculs France Stratégie

Pour l'ensemble de la population active, une hausse d'un point du chômage entraîne une hausse de 0,05 point du taux de personnes découragées (0,03 dans la spécification (2)), soit plus de 10 % de hausse puisque le taux de personnes découragées variait autour de 0,3 % avant la crise.

Quant au ratio longue durée, s'il augmente de 1 point, il entraîne une hausse de 0,01 point du taux de personnes découragées (0,02 dans la spécification (2)), soit 3 % à 6 % dans la spécification (2)).

Les variables globales résument l'ensemble de l'information, même si on constate que, pour les plus âgés, le taux de chômage de la classe d'âge joue un rôle significatif, contrairement au taux de chômage global (tableau A7.2).

Tableau A7.2
Taux de personnes découragés aux États-Unis
et fondamentaux par classe d'âge

	15-24 ans (3)	15-24 ans (4)	25-54 ans (3)	25-54 ans (3)	55-64 ans (3)	55-64 ans (4)	65 ans et + (3)	65 ans et +(4)
Constante	-0,18 ns	0,04 Ns	-0,05 % -3,1	-0,05 % -6,0	-0,08 % -2,2	-0,15 -5,7	-0,12 ns	-0,21 -3,3
Taux de chômage	0,05 3,4	0,01 ns	0,04 8,2	0,04 10,6	0,05 2,6	0,03 2,3	0,08 2,1	0,05 1,8
Ratio longue durée	0,03 3,5	0,06 7,3	0,01 6,7	0,01 11,1	0,01 4,3	0,02 8,2	0,02 4,4	0,04 7,6
Rupture 2003		-0,04 ns		-0,03 % -4,0		-0,06 % -3,5		-0,10 % -2,6
Rupture 2011		-0,33 % -5,5		-0,07 % -5,0		-0,20 % -4,5		-0,34 % -3,7
R ²	0,97	0,99	0,99	0,997	0,96	0,99	0,96	0,98
SEE	0,07 %	0,04 %	0,02 %	0,01 %	0,05 %	0,03 %	0,10 %	0,07 %

Au total, la dégradation du marché de l'emploi aux États-Unis peut être rendue responsable d'une perte de 0,5 point de la force de travail (le ratio est passé de 0,2 à 0,7 % en 2012).

Sans hystérèse du taux de chômage et du taux de chômage de longue durée, cela serait sans doute sans grande importance, mais il semble bien qu'il s'agisse là d'un effet présentant une persistance.

Dès lors, la croissance potentielle est mécaniquement amputée d'un demi-point pour les prochaines années.

Bibliographie

Abbring J., Van den Berg G.J. et Van Ours J.C. (2002), "The Anatomy of Unemployment dynamics", *European Economic Review*, 46.

Aghion P. et Howitt P. (1994), "Growth and Unemployment", *Review of Economic Studies*, vol. 61, p. 477-494.

Ball L. (2009), "Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence", NBER Working Paper No. 14818.

Ball L. (2014), "Long Term Damage from the Great Recession in OECD Countries", NBER Working Paper No. 20185.

Blanchard O.J. et Diamond P. (1994), "Ranking, Unemployment Duration, and Wages", *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, vol. 61(3), p. 417-434.

Blanchard O.J. et Katz L. (1996), "What Do We Know about the Natural Rate of Unemployment", NBER Working Paper No. 5822.

Blanchard O.J. et Gali J. (2008), "Labor Markets and Monetary Policy : A New Keynesian Model with Unemployment", NBER Working Paper No. 13897.

Blanchard O.J. et Summers L.H. (1986), "Hysteresis and the European Unemployment Problem", in: *NBER Macroeconomics Annual 1986*, Vol. 1, p. 15-90 National Bureau of Economic Research, Inc.

Cabannes P.-Y., Lapègue V., Pouliquen E., Befly M. et Gaini M. (2010), « Quelle croissance de moyen terme après la crise ? », In *L'économie française*, Insee, édition 2010.

Cases C. et Lollivier S. (1994), « Estimation d'un modèle de sortie du chômage à destinations multiples », *Économie et Prévision*, n°113-114, p. 177-188.

Chinn M., Ferrara L. et Mignon V. (2013), "Post-Recession US Employment through the Lens of a Non-Linear Okun's Law", CEPII, Document de travail n°2013-13, mai.

Commission européenne (2001), "Potential Output, the « New Economy » and Output Gaps- Measurement Issues and Policy Applications", Note for the Economic Policy Committee Working Group, DG ECFIN, ECFIN/771/00-E.

Cotis J.-P. et Joly H. (1997), « Croissance tendancielle, croissance potentielle et output gap : les analyses de la direction de la Prévision », *Économie internationale* n°69.

Daly M.C., Hobijn B., Sahin A. et Valletta R.G. (2011), "A Rising Natural Rate of Unemployment: Transitory or Permanent?", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 26, N°3, Summer, p. 3-26.

- Di Paola V. et Moule S. (2003), « L'emploi public et les trajectoires d'insertion des jeunes », *Économie et Statistique* n°369-370, p.49-74.
- Doisy S. (2001), « La croissance potentielle de l'économie française : une évaluation », Note de la direction de la Prévision.
- Duchêne S. (2001), « Projections de croissance à l'horizon 2040 », Note de la direction de la Prévision.
- Engle R.F. et Granger C.W.J. (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, p. 251-276.
- Fortin B., Fougère D. et G. Lacroix (1999), "The Impact of Government-Sponsored Training Programs on Labour Market Transition", Document de travail, CYRANO, 1999RP-03.
- Furceri D. et Mouragane A. (2009), "The Effect of Financial Crises on Potential Output: New Empirical Evidence from OECD Countries", OECD Economics Department Working Papers No 699.
- Gali J. (2012), "Unemployment in an Estimated New Keynesian Model", NBER Working Paper No. 17084.
- Gilles C. et Nicolai J.-P. (2012), « L'ajustement de l'emploi durant la crise. Une comparaison internationale et sectorielle », Document de travail n°2, Centre d'analyse stratégique.
- Gilles C. et Nicolai J.-P. (2013), « L'ajustement de l'emploi durant la crise dans huit grands pays industrialisés », *Regards croisés sur l'économie* n°13.
- Gordon R.J. (1984), "Unemployment and Potential Output in the 1980s", *Brookings Papers on Economic Activity* n°2, p. 537-64.
- Grant A.P. (2002), "Time-Varying Estimates of the Natural Rate of Unemployment: A Revisitation of Okun's Law", *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 42, p. 95-113.
- Granger C.W.J. (1988), "Causality, Cointegration, and Control", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, p. 551-559.
- Gregory A. et Hansen B. (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, Vol. 70, p. 99-126.
- Guichard S. (2011), « Impact de la crise sur le chômage de longue durée dans les pays de l'OCDE », présentation et rapport du Conseil d'orientation pour l'emploi, *Le Chômage de longue durée*.
- Heckman J. et Singer B. (1984), "The Identifiability of the Proportional Hazard Model", *The Review of Economic Studies*, Vol. 51, n°2, p. 231-241.
- Johansen S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12(2-3), p. 231-254.
- Llaudes R. (2005), "The Effect of Long Term Unemployment on the Phillip Curve", European Central Bank Working Paper N°441, février.

Lee J. (2000), "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries", *Journal of Macroeconomics*, Spring, 22(2), p. 331-56.

Lindbeck A. et Snower D.J. (1985), "Wage Setting, Unemployment and Insider-Outsider Relations", Seminal paper No. 34, Institute for International Economic Studies.

Mosan I.A. (1997), "A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 24, no.3, p. 335-56.

Okun A.M. (1962), "Potential GNP: Its Measurement and Significance", Reprinted as Cowles Foundation Paper 190.

Perron P. (1994), "Trend, Unit Root and Structural Changes in Macroeconomic Time Series", In *Cointegration for the Applied Economics*, Rao B.B. (ed.), p. 113-146, MacKillan Press: Basingtoke.

Pissarides C.A. (2000), "Equilibrium Unemployment Theory", Cambridge, MIT Press, second edition.

Pissarides C.A. et Vallanti G. (2007), "The Impact of TFP Growth on Steady-State Unemployment", *International Economic Review*, Vol.48, p. 607-640.

Romer P.M. (1990), "Endogenous Technical Change", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5(2), p. S71-S102.

Stephan G. (2014), « La déformation de la loi d'Okun au cours du cycle économique », Thèse de doctorat, Université de Rennes 1.

Tripier F. (2002), "The Dynamic Correlation Between Growth and Unemployment", *Economics Bulletin*, Vol. 5, p. 1-9.

Turner L. et Boulhol H. (2008), "Recent Trends and Structural Breaks in US and EU15 Labour Productivity Growth", OECD Economics Department Working Papers 628.

Van den Berg G. et Van der Klaauw B. (2001), "Combining Micro and Macro Unemployment Duration Data", *Journal of Econometrics*, Vol. 102(2), p. 271-309.

Zagler M. (2007), "Growth and Unemployment: Theory, Evidence and Policy", *International Journal of Economic perspectives*, Vol. 1(4), p. 228-242.

RETROUVEZ
LES DERNIÈRES ACTUALITÉS
DE FRANCE STRATÉGIE SUR :



www.strategie.gouv.fr



[francestrategie](https://www.facebook.com/francestrategie)



[@Strategie_Gouv](https://twitter.com/Strategie_Gouv)



FRANCE STRATÉGIE

France Stratégie a pour mission d'éclairer les choix collectifs. Son action repose sur quatre métiers : évaluer les politiques publiques ; anticiper les mutations à venir dans les domaines économiques, sociétaux ou techniques ; débattre avec les experts et les acteurs français et internationaux ; proposer des recommandations aux pouvoirs publics nationaux, territoriaux et européens. Pour enrichir ses analyses et affiner ses propositions France Stratégie s'attache à dialoguer avec les partenaires sociaux et la société civile. France Stratégie mise sur la transversalité en animant un réseau de huit organismes aux compétences spécialisées.