

QUEL NOUVEAU SENTIER DE CROISSANCE DE LA PRODUCTIVITÉ DU TRAVAIL ? UNE ANALYSE POUR 6 GRANDS PAYS DÉVELOPPÉS

Bruno Ducoudré et Éric Heyer

OFCE, Sciences Po Paris

Dans cette étude, nous avons cherché à mettre en évidence le nouveau sentier de croissance de la productivité du travail dans six grands pays développés (Allemagne, Espagne, États-Unis, France, Italie et Royaume-Uni) à partir d'une méthode économétrique – le filtre de Kalman – permettant l'estimation d'une équation d'emploi aux fondements théoriques explicites et des gains de productivité tendancielle.

Cette méthode a pour avantage de ne pas faire reposer l'estimation du taux de croissance de la productivité tendancielle sur des ruptures de tendance dont la date d'occurrence ne fait pas consensus. Elle permet également d'estimer conjointement et de manière explicite la tendance et le cycle de productivité, tout en isolant les évolutions dues aux évolutions de la durée du travail et, certes de manière imparfaite, celles dues aux évolutions du coût du travail. Les équations de demande de travail estimées pour les six pays considérés permettent de retracer de façon satisfaisante l'évolution passée de l'emploi.

Les résultats confirment le ralentissement des gains tendanciels de productivité – dont un certain nombre d'explications ont fait l'objet d'une littérature abondante rapidement résumé ici. Le taux de croissance de la productivité tendancielle converge pour cinq des six pays vers des valeurs comprises dans un intervalle allant de 0,8 % à 1 % de gains de productivité tendanciels par an.

Mots clés : productivité du travail, filtre de Kalman, comparaison internationale, cycles de productivité.

Le ralentissement apparent et persistant de la productivité du travail dans les pays industrialisés depuis le second choc pétrolier a fait l'objet d'un grand nombre d'analyses dans la littérature économique¹. Il a notamment fait surgir la question de fond sur la disparition possible du potentiel de croissance de ces économies développées et donc sur leur incapacité à renouer avec un niveau d'activité conforme à la trajectoire d'avant-crise, les plongeant alors dans une phase de « stagnation séculaire » et rendant plus épineuse la résorption de l'endettement public et privé. Au-delà de ces considérations très générales sur le devenir et l'évolution du niveau de vie dans les économies développées, l'épuisement des gains de productivité modifie également le diagnostic que l'on pose sur leur situation conjoncturelle et tout particulièrement sur celui de leur marché du travail.

Les gains de productivité tendanciels sont par nature inobservables ; il est donc nécessaire de décomposer la productivité observée entre une tendance et une composante cyclique, liée à l'ajustement plus ou moins rapide de l'emploi à l'évolution de l'activité économique (le cycle de productivité). Plusieurs modélisations, découlant des méthodes d'estimation de la croissance potentielle, sont envisageables pour estimer les gains tendanciels de productivité (Lequien et Montaut, 2014). Parmi les méthodes structurelles, à la méthode consistant à estimer une fonction de production et à en déduire la productivité globale des facteurs, nous avons préféré celle consistant à estimer une équation de demande de travail. Elle repose sur l'hypothèse de stabilité du ratio capital/*output gap* dans le long terme, et permet une décomposition tendance/cycle en une étape, mais fait reposer les gains de productivité uniquement sur le travail². Les études existantes s'appuient traditionnellement sur une estimation log-linéaire de la tendance de productivité, et introduisent des ruptures de tendances à date fixe (Cochard *et al.*, 2010 ; Ducoudré et Plane, 2015). Dans cette étude nous proposons une méthode alternative consistant à écrire

1. Le lecteur intéressé par une revue de littérature récente pourra se référer à Bergeaud *et al.* (2016) ou Crafts et O'Rourke (2013).

2. L'équation de demande de travail repose sur une fonction de production et une hypothèse de progrès technique neutre au sens de Harrod.

l'équation d'emploi sous la forme d'un modèle espace-état représentant la tendance de productivité sous-jacente. Ce modèle a pour avantage de permettre une évolution moins heurtée des gains tendanciels de productivité puisqu'il ne repose pas sur des dates de ruptures *ad-hoc*.

L'objet de cette étude n'est pas de fournir des éléments d'explications à ce ralentissement tendanciel de la productivité du travail – nous nous contenterons d'un bref énoncé des différentes thèses proposées dans la littérature (section 1) – mais d'expliquer la méthode économétrique la plus adaptée (section 2) pour évaluer, en section 3, le nouveau sentier de croissance de la productivité du travail dans six grands pays développés (Allemagne, Espagne, États-Unis, France, Italie et Royaume-Uni).

1. Ralentissement de la productivité du travail : faits stylisés et explications

1.1. Faits stylisés

Les mouvements de long terme de la productivité dans les grands pays développés ont fait l'objet de nombreux travaux dont il ressort quelques faits stylisés. Sans remonter aussi loin que les analyses de Gordon illustrant la « grande vague³ » correspondant à la seconde révolution industrielle du début du XX^e siècle aux États-Unis (Gordon, 1999) suivie du rattrapage des niveaux de productivité américains par les économies européennes au milieu des années 1950 (Gordon, 2004), d'autres études ont analysé l'arrêt de ce rattrapage dans les années 1990 (Basu *et al.*, 2001 ; Bergeaud *et al.*, 2016 ; Crafts et O'Rourke, 2013 ; Lecat, 2004). Comme l'illustre le graphique 1, à partir de cette date, les taux de croissance de la productivité du travail, par tête comme horaire, ont continué à accélérer aux États-Unis⁴ tandis qu'ils décéléraient régulièrement

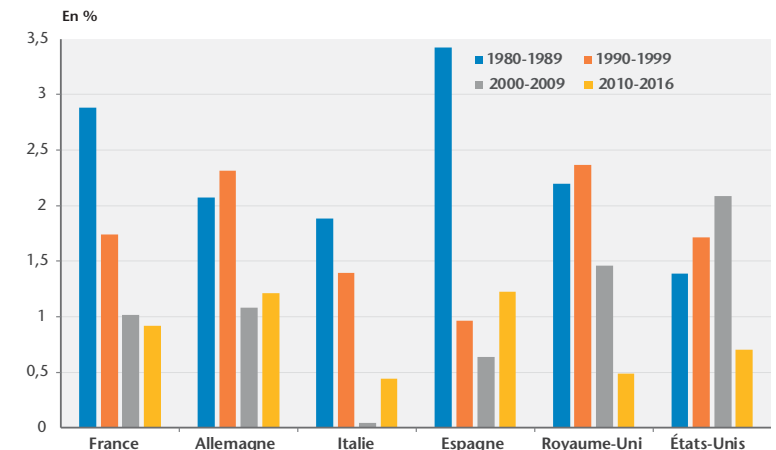
3. Pour Gordon, « The one big wave » est associée à l'utilisation croissante par les secteurs manufacturiers et du transport américains des « inventions majeures » de la fin du XIX^e siècle (électricité (David et Wright, 1999), moteur électrique et moteur à combustion interne) mais aussi au développement de la chimie et des antibiotiques. Par ailleurs, toujours selon Gordon, au cours de cette période qui est aussi celle du New Deal, les syndicats, dont le pouvoir a été renforcé, ont obtenu une réduction de la durée du travail et une hausse des salaires : la première a engendré une augmentation de la productivité horaire tandis que la seconde, en accroissant le coût du travail, a incité les entreprises à substituer du capital au travail, stimulant la productivité par tête.

dans les autres grands pays développés, notamment européens (Cette *et al.*, 2017).

Notons également, qu'aux environs de 1995, il semblerait que ce rattrapage⁵ était loin d'être achevé dans certains pays comme le Royaume-Uni, notamment, et à un degré moindre l'Espagne (graphique 2), atténuant la rupture négative sur le taux de croissance de leur productivité au cours de cette décennie.

Enfin, depuis 2010, le taux de croissance de la productivité du travail semble quelque peu s'homogénéiser entre les différents grands pays (à l'exception de l'Italie toutefois), phénomène engagé depuis le milieu des années 1990. Le taux de croissance de la productivité du travail se situerait aujourd'hui aux alentours de 1 %, rythme bien inférieur à celui observé lors des décennies passées.

Graphique 1. Taux de croissance annuelle de la productivité horaire des salariés

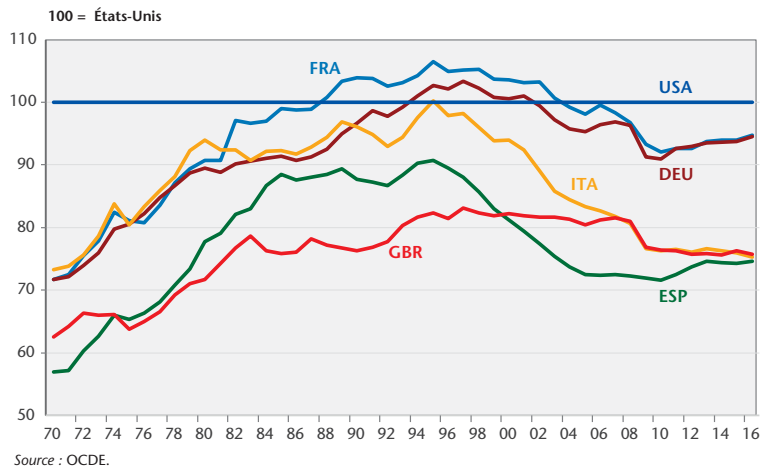


Source : OCDE.

4. Le découpage par décennie masque en fait une période exceptionnelle (troisième révolution industrielle) allant de 1996 à 2004, période durant laquelle la productivité s'est fortement accrue aux États-Unis avec la diffusion des nouvelles technologies d'information et de communication (voir par exemple Fernald, 2015 ; Jorgenson, 2001 ; Jorgenson *et al.*, 2008, 2006).

5. Précisons ici que cette analyse de faits stylisés suppose une grande confiance dans la mesure du PIB et dans sa standardisation qui fait l'objet d'un grand nombre de travaux dont Guvenen *et al.* (2017).

Graphique 2. Évolution de la productivité horaire des salariés en parité de pouvoir d'achat



1.2. Quelques interprétations

Le ralentissement de la productivité du travail n'est donc pas un phénomène nouveau et de nombreuses explications ont été avancées pour l'interpréter.

Une première explication à cet affaiblissement de la productivité se situerait dans le ralentissement de l'innovation et par là un assèchement de la contribution du progrès technique à l'accroissement de la productivité. En élargissant la question au-delà du seul impact de la récession sur le potentiel de production, Gordon (2012) voit dans l'épuisement de l'effet des nouvelles technologies de l'information et de la communication (TIC) sur la croissance de la productivité depuis 2004 la fin du sentier de croissance tel que les économies l'ont connu avant 2008, accréditant la thèse de Cowen (2011) d'une « Grande stagnation ». L'innovation aurait non seulement atteint un « plateau technologique » (Jones, 2002), mais sa part dans le PIB – qui avait fortement augmenté au cours des années 1990 et qui était à l'origine de la dernière vague d'accélération de la productivité aux États-Unis jusqu'en 2004, a également chuté drastiquement avec l'effondrement de la bulle internet au début des années 2000. Ces deux phénomènes, auxquels s'ajoute une moindre progression du niveau d'éducation qu'au cours du

siècle précédent⁶, constitueraient la raison principale du ralentissement de la productivité, notamment celle des entreprises à la frontière technologique, c'est-à-dire les plus productives.

De nombreuses critiques de cette thèse ont été formulées. Celles-ci vont d'une mauvaise prise en compte de la composition sectorielle, et notamment des TIC dans les comptes nationaux en sous-estimant la baisse des prix induite par ce secteur (Aghion *et al.*, 2017; Byrne et Corrado, 2017; Byrne *et al.*, 2013; Syverson, 2017), en passant par un effet retardé uniquement pour des raisons institutionnelles – faiblesse du niveau d'éducation, rigidités sur les marchés des biens et services et du travail – (Cette, 2014 ; Cette *et al.*, 2017) à un effet de mode qui apparaîtrait à chaque ralentissement conjoncturel (Becker, 2012)⁷ du fait du caractère pro-cyclique de la productivité du travail (Basu et Fernald, 2000 ; Cette *et al.*, 2015). Pour d'autres encore, les gains de productivité associés à la nouvelle économie numérique n'apparaîtront qu'une fois que les technologies associées passeront de la « phase d'installation » à la « phase de déploiement » (Van Ark, 2016). Nous serions finalement à un « point d'inflexion » avant une accélération significative du progrès technique et à l'aune d'une nouvelle vague d'innovation (Baily *et al.*, 2013 ; Branstetter et Sichel, 2017 ; Brynjolfsson et McAfee, 2014 ; Byrne *et al.*, 2013 ; Janeway, 2013; Mokyr *et al.*, 2015 ; Pratt, 2015 ; Van Ark, 2016).

Une autre explication au ralentissement apparent des gains de productivité se situerait non plus dans l'affaiblissement de la productivité des entreprises à la frontière mais dans la divergence du niveau de productivité entre les entreprises les moins productives et les plus productives⁸. Deux raisons pourraient expliquer un tel phénomène : la première résulterait d'une moindre diffusion des technologies entre les entreprises à la frontière de la productivité et les autres, ralentissant alors le processus de convergence du niveau de productivité des entreprises les moins productives vers les plus productives disposant des compétences suffisantes pour créer et utiliser les nouvelles techniques (Andrews *et al.*, 2015 ; Gust et

6. De même l'hétérogénéité des diplômes et des formations a pu influencer le calcul de la productivité du travail et son évolution.

7. Becker Gary, 2012, « Will long-term growth slow down? », in *The Becker-Posner blog*, 10 juillet.

8. Voir Chevalier *et al.* (2009) et Cette *et al.* (2017) pour la France.

Marquez, 2004 ; Moky, 2013) ; la seconde serait liée à des phénomènes de « *winner-takes all* » qui se traduiraient par une accélération de la productivité des seules entreprises à la frontière et qui, en accentuant l'écart avec les autres, affaibliraient la concurrence et dégraderaient à terme la croissance de la productivité⁹.

L'effet des crises sur la tendance de productivité est ambigu : dans la lignée de Schumpeter (1942), un grand nombre de travaux (Caballero et Hammour, 1994 ; Davis et Haltiwanger, 1990) concluent qu'en sortant du marché les entreprises les moins productives (*cleansing effect*), les phases de récessions engendraient une augmentation de la productivité moyenne des entreprises, et ce quelle que soit la nature de la crise (Osotimehin et Pappadà, 2017). Cette modification de « l'efficacité allocative » serait amplifiée par le développement du commerce mondial favorisant les entreprises les plus productives (Bernard et Jensen, 1999) et expliquée par les variations de la demande extérieure relativement à la demande domestique (Berthou, 2016). Certains travaux nuancent toutefois cet effet : d'un point de vue empirique, au cours de la crise de 2008, cette réallocation aurait été moins favorable à la productivité que lors des crises précédentes (Bartelsman *et al.*, 2015 ; Berthou, 2016 ; Foster *et al.*, 2014 ; Guillou et Nesta, 2015) et ce « *cleansing effect* » pourrait même s'inverser lorsque la crise s'accompagne de friction sur le marché du crédit (Barlevy, 2003 ; Holtz-Eakin *et al.*, 1994 ; Musso et Schiavo, 2008). Par ailleurs, cet effet va à l'encontre du caractère pro-cyclique de la productivité du travail déjà mentionné précédemment. Cette pro-cyclicité au cours de la Grande Récession se retrouve dans les analyses de l'OCDE : selon Ollivaud *et al.* (2016), le ralentissement de la productivité du travail s'expliquerait essentiellement par une faible croissance du stock de capital par travailleur liée notamment à la chute de la demande (effet accélérateur) à la suite de la crise de 2008 et accentuée par la baisse de l'investissement public en point de PIB *via* les politiques d'austérité mises en place notamment dans les pays européens. Ce phénomène serait par ailleurs plus marqué pour des pays ayant connu la plus mauvaise allocation du capital avant la crise. Car une mauvaise allocation des ressources à la suite de chocs

9. Les résultats de Cette *et al.* (2017) sur données françaises ne vont pas dans le sens de l'existence d'une telle dynamique pour l'économie française.

de natures diverses (immobiliers, financiers, monétaires, technologiques, industriels) pourrait être également à l'origine de cet affaiblissement de la productivité du travail (Borio *et al.*, 2015 ; Cette *et al.*, 2017, 2016 ; Fontagné et Santoni, 2015). Une étude récente de l'OCDE indique une augmentation de la survie d'entreprises en grande difficulté (entreprises « zombies »¹⁰), depuis le milieu des années 2000 qui serait à l'origine d'une réaffectation du capital moins favorable à l'investissement des entreprises et à la croissance de la productivité globale des facteurs et donc à la croissance potentielle sur la période 2003-2013 (McGowan *et al.*, 2017). À cet égard, une politique monétaire trop expansionniste, en maintenant des taux d'intérêt bas, assurerait la survie de ce type d'entreprises à faible productivité, réduirait le taux de rotation des entreprises (Bartelsman *et al.*, 2004) et engendrerait une allocation des crédits sous-optimale, réduisant la productivité des entreprises en meilleure santé ou désirant entrer sur le marché (Peek et Rosengren, 2005 et Caballero *et al.*, 2008 sur l'économie japonaise). Les résultats de Gopinath *et al.* (2015) nuancent quelque peu cet effet : s'ils mettent en avant un tel phénomène pour certains pays d'Europe du Sud et sur une période bien déterminée (Espagne et Italie entre 1999 et 2012, Portugal entre 2006 et 2012), cet effet n'existerait pas pour les pays du nord de l'Europe (Allemagne entre 2006 et 2012, France entre 2000 et 2012 et Norvège entre 2004 et 2012). Cette *et al.* (2016) expliquent cette différenciation géographique par des institutions de moins bonne qualité et un système financier inadapté dans les pays d'Europe du Sud et notamment en Italie et en Espagne. Ce résultat est cohérent avec ceux de Reis (2013) pour le Portugal et ceux de Avouyi-Dovi *et al.* (2016) sur la France. Dans cette dernière étude, les auteurs indiquent que la part des prêts à faible taux d'intérêt accordés aux entreprises en difficulté a certes augmenté depuis la crise, mais elle est restée faible, minimisant ainsi cette interprétation pour l'économie française¹¹.

10. Une entreprise « zombie » est définie comme une entreprise de plus de dix ans rencontrant des problèmes persistants dans le remboursement de ses intérêts.

11. Par ailleurs, le lien entre taux d'intérêt et productivité est complexe : de plus faibles taux de croissance de productivité (et de la démographie) réduisent le potentiel de croissance de l'économie, induisant un investissement plus faible et davantage d'épargne, provoquant une baisse de sa rémunération. Un certain nombre d'études mettent en avant cette causalité inverse expliquant la baisse des taux d'intérêt par un ralentissement des gains de productivité de long terme (Baldwin et Teulings, 2014 ; Bean *et al.*, 2015 ; Rachel et Smith, 2015 ; Ragot *et al.*, 2016 ; Marx *et al.*, 2017).

2. La productivité du travail modélisée

Pour rendre compte du ralentissement de la productivité tendancielle, nous nous appuyons sur une modélisation structurale des facteurs de production depuis le début des années 1980. Celle-ci permet d'explicitier la fonction de demande de travail de la part des entreprises, et partant, de décomposer l'évolution de la productivité entre une composante tendancielle et une composante cyclique, en tenant compte des autres facteurs pouvant affecter la demande de travail (activité économique, coût du travail et durée du travail). La demande de travail est ici considérée comme homogène : nous ne traitons pas des questions d'éducation, d'hétérogénéité de la main-d'œuvre et du capital, ni de la composition sectorielle des économies.

2.1. Le modèle théorique

Pour mesurer le niveau souhaité des capacités de production par les entreprises, nous calculons des équations de demandes de facteurs. Celles-ci sont dérivées d'une fonction de production de type CES, suivant Allard-Prigent *et al.* (2002), qui implique que l'élasticité de substitution soit commune aux deux équations de demandes de facteurs et constante entre le capital et le travail. Les rendements d'échelle sont supposés constants et il y a une relation de proportionnalité stricte entre d'une part les quantités que les entreprises envisagent de produire, et d'autre part le volume « optimal » de facteurs de production, dont elles souhaitent disposer.

Le cadre théorique sous-jacent aux relations de long terme des demandes de facteurs de production spécifie le comportement de maximisation du profit des entreprises (*i*) en concurrence monopolistique en tenant compte des possibilités techniques de production et de la courbe de demande.

$$\text{Max}_{P_i, Y_i, L_i, K_i} P_i Y_i - W L_i - C_k K_i$$

Sous la contrainte $Y_i = F_i(K_i, L_i)$

Et $Y_i = Y_i^d(P_i, P)$

Les *n* biens et services sont supposés produits à partir d'une technologie à rendement d'échelle unitaire, à l'aide de 2 facteurs de production – le travail (*L*) et le capital (*K*) – selon des fonctions à

élasticité de substitution constante (CES) et où le progrès technique *E* est neutre au sens de Harrod. Cela suppose qu'il ne porte que sur le facteur travail et que le ratio capital sur production est constant à long terme.

$$Y_i = F_i(K_i, L_i) = [aK_i^{1-1/\sigma} + (1-a)(EL_i)^{1-1/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

Dans cette écriture, σ représente l'élasticité de substitution supposée constante entre le capital et le travail.

Les producteurs sont en concurrence monopolistique et font face à une demande caractérisée par une élasticité de substitution (η) constante entre les différentes variétés de produit.

$$Y_i = Y_i^d(P_i, P) = \frac{Y}{n} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\eta}$$

La résolution du programme de maximisation du profit par les producteurs conduit aux équations de demande de facteurs. Par la suite, les équations sont log-linéarisées et les minuscules désignent les logarithmes des variables définies par les majuscules correspondantes.

La demande de travail s'écrit alors :

$$l + e = y - \sigma(w - e - p)$$

Cette équation est augmentée de la durée du travail, *hl* :

$$l + e = y - \sigma(w - e - p) - \beta(hl)$$

Dans le long terme de l'équation d'emploi, l'élasticité de substitution entre le capital et le travail s'apparente donc à l'élasticité de l'emploi au coût du travail.

De la même manière, la demande de capital s'écrit :

$$k = y - \sigma(ck - p)$$

w, *p* et *ck* représentant respectivement le coût nominal du travail (salaire horaire super-brut), le prix de valeur ajoutée et le coût nominal du capital, toujours en logarithme.

L'égalisation de la valeur ajoutée totale à la somme des valeurs ajoutées des entreprises aboutit à la détermination de l'indice des prix en fonction des coûts nominaux des facteurs de production.

On obtient alors l'équation de détermination du prix de la valeur ajoutée suivante, toujours en logarithme et après élimination des constantes :

$$p = \alpha(w - e) + (1 - \alpha)ck$$

Le prix de valeur ajoutée s'ajuste pour une part sur le coût du travail, pour l'autre part sur le coût du capital.

Selon ce modèle, la demande de travail croît à long terme de façon unitaire avec la production et est une fonction négative de la productivité du travail et du coût réel du travail rapporté à la tendance de la productivité que multiplie l'élasticité de substitution capital-travail. La demande de capital productif croît à long terme de façon unitaire avec la production et est une fonction négative du coût réel du capital que multiplie l'élasticité de substitution capital-travail. Le coût du travail et le coût du capital sont déflatés des prix de valeur ajoutée qui, dans le modèle théorique, sont égaux à la somme pondérée du coût du capital et du coût du travail corrigée de la tendance de productivité. Par la suite nous nous concentrons uniquement sur l'équation de demande de travail¹².

2.2. Définition des variables

La demande de travail est mesurée en effectifs de salariés du secteur marchand¹³. Lorsque cela était possible, la décomposition entre champs marchand et non-marchand a été effectuée rétrospectivement jusqu'en 1980 pour l'emploi, la valeur ajoutée, le coût du travail et la durée du travail. Conformément au modèle théorique, l'élasticité entre la valeur ajoutée marchande et les demandes de travail est contrainte unitairement à long terme, ce qui revient à retenir comme variable expliquée l'inverse de la productivité par salarié dans le secteur marchand. Les prix sont ceux de la valeur ajoutée marchande intérieure.

Le coût du travail est mesuré comme le salaire horaire moyen versé par les entreprises du secteur marchand, y compris les cotisations sociales patronales. Pour la France, nous avons traité le CICE comme une baisse de cotisation sociale patronale en retranchant de la masse salariale versée par les entreprises les montants reçus au titre du CICE. Toutes choses égales par ailleurs, la hausse du coût du travail accroît le prix du travail relativement à celui du capital, entraînant une modification, à production donnée, de la combi-

12. Pour une discussion et une estimation jointe des demandes de travail et de capital, voir Ducoudré et Plane (2015).

13. Pour les États-Unis on considère l'emploi marchand non agricole et pour l'Espagne on retient l'emploi total.

naison capital-travail plus favorable au capital et moins au travail. L'élasticité de substitution mesurée ici est une élasticité macroéconomique différente de celle évaluée à partir de modèles microéconométriques¹⁴ basés sur des données d'entreprises.

Les estimations sont enrichies par rapport au modèle structurel de façon à améliorer les relations de cointégration et la significativité des coefficients. Nous avons ajouté comme variable de long terme la durée du travail. Avec une productivité marginale décroissante, toute baisse de la durée du travail accroît la productivité horaire moyenne du travail mais l'élasticité de la durée du travail à la productivité horaire est généralement inférieure à l'unité (Cochard *et al.*, 2010), c'est-à-dire qu'une baisse de la durée du travail n'est pas intégralement compensée par une hausse de la productivité horaire, induisant mécaniquement une baisse de la productivité par tête.

Les travaux existants recourent généralement à une modélisation de la tendance de productivité sous la forme d'une tendance log-linéaire avec des ruptures éventuelles de tendance. Cette modélisation a l'inconvénient de postuler des dates de rupture de tendance de manière *ad-hoc*, les tests de rupture de tendance aboutissant souvent à des résultats contradictoires selon la période retenue pour le test et le nombre de ruptures possibles (Ducoudré et Plane, 2015) Nous avons préféré écrire l'équation de demande de travail sous la forme d'un modèle espace-état, dans lequel la tendance de productivité peut évoluer lentement au cours du temps, afin de capter des effets autres que ceux captés par le coût du travail macroéconomique ou la durée du travail.

2.3. Une représentation espace-état de la demande de travail

L'équation de demande de travail s'écrit :

$$(1) \text{dlog } L_t = \alpha_1 \times \text{dlog } L_{t-1} + \alpha_2 \times \text{dlog } Q_t + \alpha_3 \times d \log HL_t + \alpha_4 \times d \log C_{L,t} - \lambda \left(\log \left(\frac{Q_{t-1}}{L_{t-1}} \right) - \beta_1 \log \left(\frac{C_{L,t-1}}{P_{t-1}} \right) - \beta_2 \log HL_{t-1} - \log \bar{\pi}_{t-1} - c \right) + \varepsilon_t$$

relation de long terme

14. Pour plus de détails, voir Heyer et Plane (2012).

Avec

- L représentant l'emploi salarié du secteur marchand ;
- Q représentant la valeur ajoutée du secteur marchand ;
- HL représentant la durée du travail trimestrielle moyenne par salarié du secteur marchand ;
- C_L représentant le salaire horaire super-brut dans le secteur marchand ;
- P représentant l'indice de prix de la valeur ajoutée marchande ;
- t représentant l'indice de temps ;
- c représentant la constante ;
- $\tilde{\Pi}$ représentant la tendance de productivité hors effets coût et durée du travail.

L'équation d'emploi et la tendance de productivité sont estimées simultanément par un filtre de Kalman. L'équation d'emploi constitue l'équation de signal et les équations d'état s'écrivent :

$$(2) \text{ État}(1) : \log \tilde{\Pi}_t = \log \tilde{\Pi}_{t-1} + Z_{t-1} + v_{1,t} \text{ (tendance de productivité) ;}$$

$$(3) \text{ État}(2) : Z_t = Z_{t-1} + v_{2,t} \text{ (taux de croissance tendanciel de la productivité) ;}$$

avec Z représentant le taux de croissance tendanciel de la productivité $\tilde{\Pi}$.

Les équations d'état représentent la productivité tendancielle hors effets du coût du travail et de la durée du travail en niveau (équation (2)) et en taux de croissance (équation (3)). On suppose que des chocs de natures différentes affectent $\tilde{\Pi}$ et Z . v_1 représente tout ce qui affecte de manière permanente le niveau de la productivité tendancielle. v_2 représente tout ce qui affecte de manière permanente le taux de croissance de la productivité tendancielle.

À long terme, la productivité dépend d'une tendance (hors effets du coût du travail et de la durée du travail) qui se modifie lentement au court du temps, de la durée du travail et du coût du travail. La dynamique de court terme de l'emploi intègre quant à elle la variation présente de ces mêmes variables et de la valeur ajoutée marchande et la variation passée de l'emploi.

2.4. Calibration des ratios signal-bruit

Les équations d'état du modèle incluent deux types de chocs. v_1 représente les chocs affectant la productivité tendancielle en niveau. Ce type de choc affecte de manière transitoire le taux de croissance de la productivité. Il peut résulter par exemple de la mise en œuvre de mesures ciblées de baisse du coût du travail, qui peuvent avoir une élasticité spécifique différente de l'élasticité macroéconomique de l'emploi au coût du travail estimée. Typiquement, dans le cas de la France, une mesure d'allègement de cotisations sociales ciblée sur les bas salaires impliquerait une élasticité de l'emploi au coût du travail propre à cette mesure supérieure à l'élasticité macroéconomique, dès lors que la sensibilité de l'emploi à son coût est plus élevée au voisinage du smic. L'effet différentiel transitoire de cette mesure de baisse du coût du travail sur l'emploi devrait se retrouver dans v_1 .

v_2 représente les chocs affectant le taux de croissance tendanciel de la productivité. C'est ce type de choc que nous cherchons à identifier afin d'en déduire l'évolution au cours du temps du taux de croissance de la productivité tendancielle du travail.

Par construction la variance estimée de $v_{2,t}$ devrait être relativement faible par rapport aux autres paramètres de variances. L'estimation du modèle par le filtre de Kalman conduit toutefois à devoir fixer les variances relatives des chocs par rapport à la variance estimée pour le terme d'erreur ε_t de l'équation de signal. Ce problème est commun à l'utilisation du filtre de Kalman pour l'estimation de variables inobservables (Heyer *et al.*, 2005).

Les deux ratios signal/bruit ont donc été calibrés selon un double critère esthétique. Le premier impose une variance plus faible de la productivité tendancielle en niveau par rapport à la productivité observée $\sigma_{v_1}^2 < \sigma_\varepsilon^2$ et une variance encore plus faible du taux de croissance de la productivité tendancielle $\sigma_{v_2}^2 < \sigma_{v_1}^2$. Cela revient à poser la double hypothèse que : 1- la productivité tendancielle est moins volatile que la productivité observée (notamment du fait du cycle de productivité, et 2- les chocs affectant de façon permanente le taux de croissance de la productivité tendancielle sont d'une amplitude encore plus faible (les différents facteurs possibles affectant le taux de croissance de la productivité tendancielle se diffuseraient lentement dans le temps). C'est ce critère qui

permet de décomposer les chocs entre chocs affectant la tendance de productivité en niveau et chocs affectant le taux de croissance de la productivité. Le second critère consiste à retenir pour les deux ratios signal/bruit des valeurs compatibles avec des élasticités estimées ayant un signe cohérent avec le modèle théorique sous-jacent et une force de rappel du modèle à correction d'erreur significative.

3. Résultats des estimations

Les résultats des estimations pour les six pays considérés – Allemagne, France, Italie, Espagne, États-Unis, Royaume-Uni – sont résumés dans le tableau 1. Les forces de rappel sont statistiquement significatives. Pour les six pays étudiés, le signe des coefficients estimés est conforme à l'intuition : à long terme, une augmentation du coût du travail ou de la durée se traduit par une baisse de l'emploi. L'élasticité-coût du travail à l'emploi est comprise entre -0,18 dans le cas du Royaume-Uni et des États-Unis et -0,52 pour l'Italie. Dans le cas français, cette sensibilité de la demande de travail à son coût est de -0,24, proche de celles évaluées dans d'autres travaux économétriques (Cochard *et al.*, 2010 ; Ducoudré et Plane, 2015). Quant à l'élasticité de l'emploi à la durée du travail, elle varie de -0,28 en Espagne à -0,84 en Italie. Dans ces pays, une augmentation de la durée du travail provoque une baisse de l'emploi et de la productivité horaire. Cette élasticité est contrainte à 0 pour les États-Unis et le Royaume-Uni, une estimation libre de ce coefficient aboutissant à un coefficient négatif (une hausse de la durée du travail entraînerait une baisse de la productivité par tête), ce qui nous est apparu contraire à l'intuition.

Les simulations dynamiques de l'emploi obtenues à partir des équations estimées sont présentées en annexe. Elles indiquent dans quelle mesure les modèles estimés permettent de rendre compte des évolutions observées de l'emploi sur l'ensemble de la période d'estimation. Les simulations dynamiques donnent des résultats globalement satisfaisants, excepté pour l'Allemagne au tournant des années 2000, et pour l'Italie et la France en fin de période. Pour ces deux derniers pays, la sous-estimation de l'emploi en fin de période intervient au moment de la mise en place de mesures d'allègement massif du coût du travail (CICE et Pacte de responsabilité en France et Réformes Renzi en Italie), qui ont enrichi la croissance en emplois.

Tableau 1. Résultats – équations de demande de travail

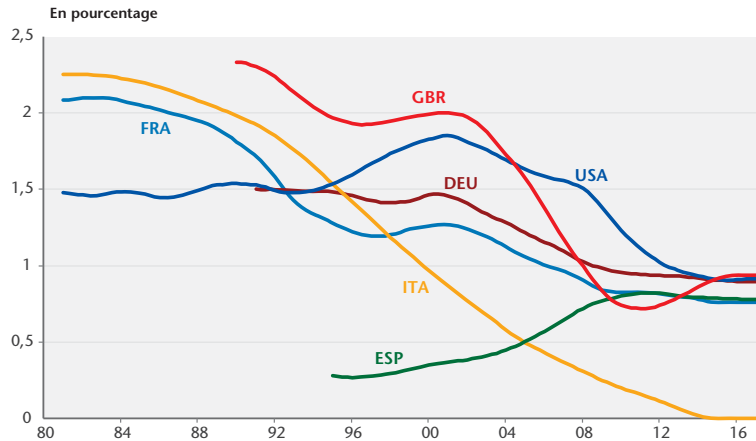
	DEU	FRA	ITA	ESP	GBR	USA
Période d'estimation	1991-2016	1981-2015	1982-2016	1995-2016	1990-2016	1981-2016
Force de rappel						
λ	-0,16 (-4,18)	-0,12 (-5,62)	-0,16 (-4,72)	-0,36 (-4,46)	-0,20 (-4,95)	-0,30 (-7,91)
Élasticités de long terme						
β_1 – Coût du travail	0,33** (1,66)	0,24** (1,85)	0,52* (2,12)	0,31* (2,40)	0,18* (2,13)	0,18* (2,10)
β_2 – Durée du travail	0,47*** (1,195)	0,61* (2,21)	0,84*** (1,40)	0,28*** (1,42)	0,0 (c)	0,0 (c)
Dernière tendance estimée (en %) $Z_t/[\lambda \times (1 - \beta_1)] \times 400$	0,90	0,76	-0,01	0,78	0,94	0,91
Élasticités de court terme						
α_1 – emploi retardé	0 ns	0,39 (7,44)	0 ns	0 ns	0 ns	0,16* (-2,27)
α_2 – valeur ajoutée	0,13 (4,32)	0,17 (7,60)	0,19 (3,47)	0 ns	0,24 (4,16)	0,24 (6,71)
α_3 – durée du travail	-0,12** (-1,94)	-0,20 (-4,51)	-0,31 (-2,61)	-0,18 (-3,69)	-0,11** (-1,69)	0,11*** (1,37)
α_4 – coût du travail	-0,08 (2,60)	0 ns	-0,22 (5,10)	-0,09* (2,37)	0 ns	0 ns
Variances et tests						
σ_ε^2	3,10 ⁻⁶	8,10 ⁻⁷	2,10 ⁻⁵	5,10 ⁻⁶	1,10 ⁻⁵	3,10 ⁻⁶
$\sigma_{v_1}^2 < \sigma_\varepsilon^2$	0,7 (c)	0,5 (c)	0,07 (c)	0,5 (c)	0,05 (c)	0,9 (c)
$\sigma_{v_2}^2 < \sigma_\varepsilon^2$	0,0004 (c)	0,0007 (c)	0,000025 (c)	0,0005 (c)	0,0002 (c)	0,00145 (c)
Likelihood	442,89	692,69	511,10	354,61	404,90	617,08
Akaike	-8,17	-9,75	-7,24	-7,72	-7,39	-8,36
Schwarz	-7,92	-9,54	-7,07	-7,53	-7,24	-8,21
Hannan-Quinn	-8,07	-9,67	-7,17	-7,65	-7,33	-8,30

Note : Pour les États-Unis, l'estimation porte sur le PIB et l'emploi total du secteur marchand non agricole. Pour l'Espagne on retient l'emploi total sans distinguer salariés et non-salariés. z-stat des paramètres entre parenthèses. (c) : paramètre contraint ; (ns) : non significatif, variable exclue de l'estimation. ***, **, * : non significatif au seuil de 10 %, 5 %, 1 %.
Source : calculs des auteurs.

Le taux de croissance de la productivité tendancielle présente pour quatre pays (France, Allemagne, Italie, États-Unis et Royaume-Uni) une lente baisse depuis les années 1990. La tendance de productivité, estimée à 1,5 % aux États-Unis dans les années 1980, augmente au cours des années 1990 avec la vague de nouvelles technologies, puis diminue progressivement pour atteindre 0,9 % en fin de période. Toutefois, la sous-estimation de la chute de l'emploi au moment de la crise de 2009 est plus que compensée par

une sous-estimation des créations d'emplois les années suivantes (cf. simulations dynamiques en annexe), ce qui pourrait indiquer que le ralentissement de la tendance de productivité pourrait être plus marqué qu'estimé. Pour la France, l'Italie et l'Allemagne le rattrapage s'interrompt au cours des années 1990 (au cours des années 2000 pour l'Espagne) bien que le ralentissement des gains de productivité tendanciels s'interrompt brièvement entre le milieu des années 1990 et le début des années 2000. Excepté l'Italie, dont les gains tendanciels de productivité estimés sont nuls en fin de période, les taux de croissance tendanciels convergent vers un intervalle compris entre 0,8 % et 1 % de gains annuels de productivité tendancielle.

Graphique 3. Gains tendanciels de productivité horaire



Note : gains tendanciels de productivité horaire en rythme annuel.
Sources : calculs des auteurs.

Nous calculons les cycles de productivité pour chacun des pays. Ces cycles sont ici définis comme l'écart entre la productivité observée $\Pi_t = Q_t / L_t$ et la cible $\bar{\Pi}_t$ définie par le modèle à correction d'erreur. La productivité tendancielle, y compris effets coût et durée du travail s'écrit :

$$\log \bar{\Pi}_t = \log \bar{\Pi}_t + \beta_1 \cdot \log \left(\frac{C_{L,t}}{P_t} \right) + (\beta_2) \cdot \log HL_t$$

On fait également l'hypothèse que le cycle de productivité est nul en moyenne sur la période d'estimation. Les cycles de productivité sont représentés dans le graphique 4.

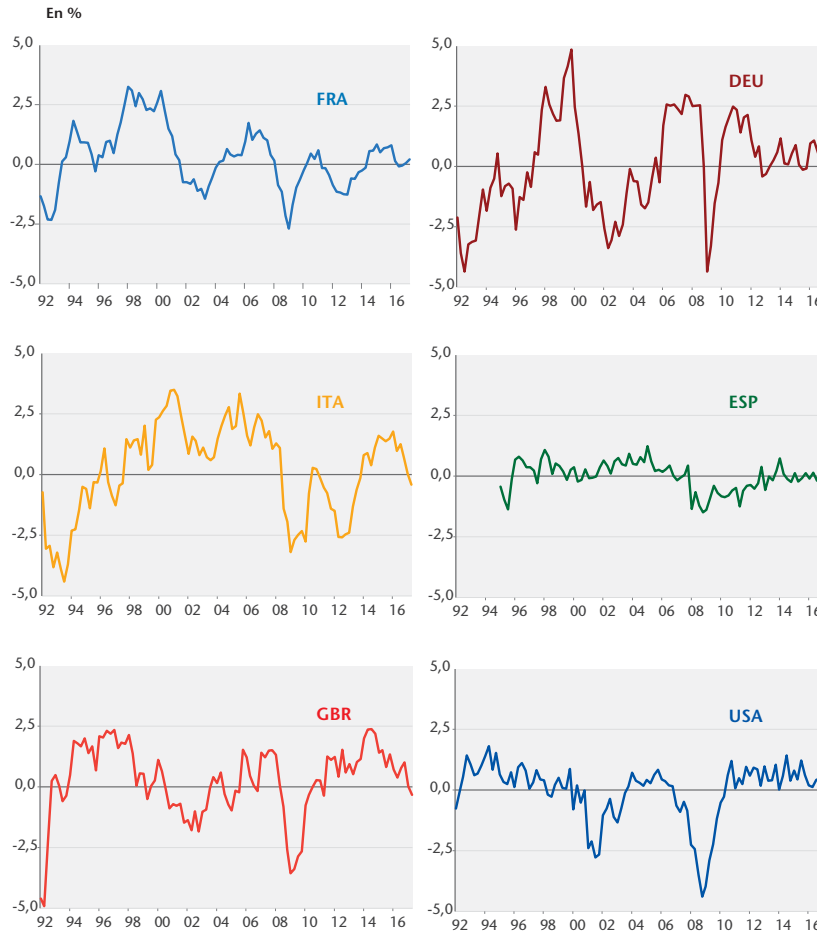
Les cycles de productivité présentent le plus de fluctuations pour la France, l'Italie et l'Allemagne et le Royaume-Uni. Le calcul des délais moyens d'ajustement de l'emploi à la demande indique un délai d'ajustement de 4 à 5 trimestres pour ces pays. Le cycle fluctue beaucoup moins pour les États-Unis et l'Espagne, indiquant une vitesse d'ajustement de l'emploi à l'activité économique plus rapide pour ces deux pays, ce que confirment les délais moyens d'ajustement à la demande (respectivement 2 et 3 trimestres). Globalement, au deuxième trimestre 2017 les estimations indiquent que le cycle de productivité se serait refermé pour chacun des pays considérés.

3.1. Sensibilité des résultats au ratio signal-bruit

Les résultats des estimations sont basés sur une calibration *ad-hoc* des ratios signal-bruit. Nous étudions la sensibilité du taux de croissance tendanciel de la productivité horaire à la combinaison des deux ratios signal-bruit retenus. Pour cela, nous procédons à 10 000 simulations au cours desquelles nous faisons varier aléatoirement les deux ratios dans un intervalle de +/-50 % autour de leur valeur retenue précédemment, selon un tirage de densité de probabilité uniforme. À chaque tirage, le modèle est estimé et le taux de croissance tendanciel recalculé à partir des résultats de l'estimation. Nous calculons ensuite des intervalles de dispersion autour du taux de croissance de la productivité médian.

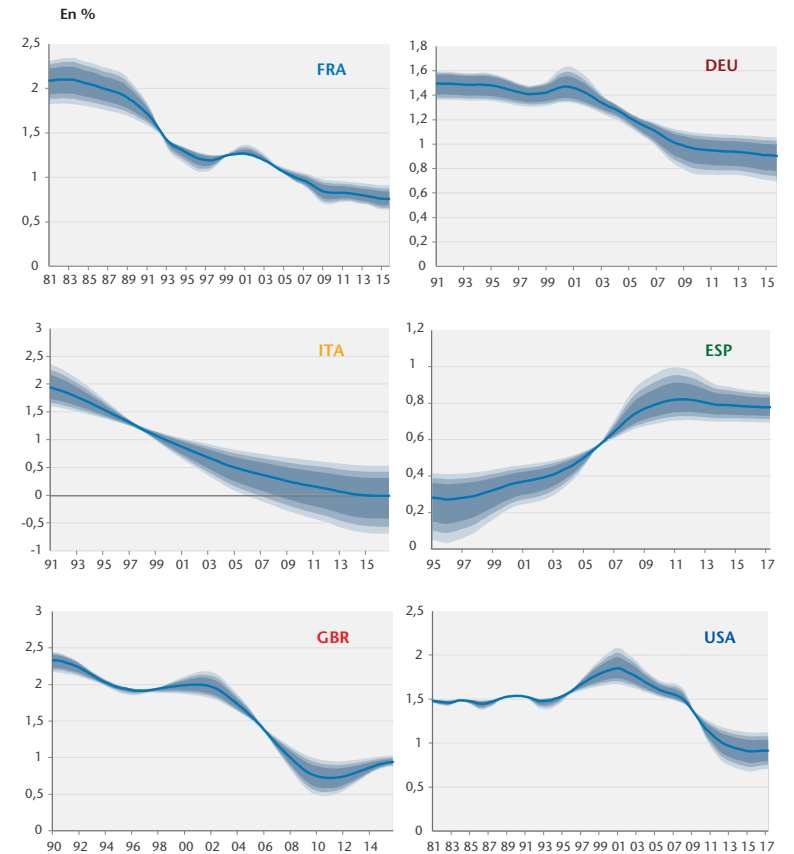
Les résultats sont présentés dans le graphique 5. Ils indiquent une faible sensibilité du taux de croissance tendanciel estimé en fin de période pour la plupart des pays. La sensibilité est toutefois plus forte pour l'Italie, ce qui indiquerait une faible robustesse des estimations au choix du ratio signal-bruit. Cette sensibilité pourrait provenir d'une plus grande difficulté à décomposer l'évolution des gains de productivité entre un faible taux de croissance tendanciel et les mesures récentes d'enrichissement de la croissance en emplois qui peuvent infléchir durablement (mais pas de façon permanente) la tendance de productivité.

Graphique 4. Cycles de productivité



Source : Calculs des auteurs.

Graphique 5. Sensibilité de la croissance tendancielle aux ratios signal-bruit



Note : Les intervalles de dispersion sont simulés par la méthode de Monte-Carlo pour 10 000 simulations. Le premier intervalle est à 75 %, le deuxième à 90 % et le troisième à 95 %. Les ratios signal-bruit varient dans un intervalle de +/-50 % selon une distribution uniforme. Source : Calculs des auteurs.

4. Conclusion

Dans cette étude, nous avons cherché à mettre en évidence le ralentissement des gains de productivité tendanciels à partir d'une méthode économétrique – le filtre de Kalman – permettant l'estimation d'une équation d'emploi aux fondements théoriques explicités et des gains de productivité tendancielle. Cette méthode a pour avantage de ne pas faire reposer l'estimation du taux de

croissance de la productivité tendancielle sur des ruptures de tendance dont la date d'occurrence ne fait pas consensus. Elle permet également d'estimer conjointement et de manière explicite la tendance et le cycle de productivité, tout en isolant les évolutions dues aux évolutions de la durée du travail et, certes de manière imparfaite, celles dues aux évolutions du coût du travail. Les équations de demande de travail estimées pour les six pays considérés permettent de retracer de façon satisfaisante l'évolution passée de l'emploi. Les résultats confirment le ralentissement des gains tendanciel de productivité. Le taux de croissance de la productivité tendancielle converge pour cinq des six pays vers des valeurs comprises dans un intervalle allant de 0,8 % à 1 % de gains de productivité tendanciel par an.

Plusieurs explications possibles à ce ralentissement ont été discutées. Les résultats présentés n'apportent pas en l'état de réponse quant aux raisons du ralentissement simultané des gains de productivité tendanciel dans les pays étudiés. Des travaux supplémentaires seront nécessaires afin de mettre en évidence empiriquement les différents facteurs explicatifs de ce ralentissement.

Références

- Aghion P., Bergeaud A., Boppart T., Klenow P. J., Huiyu L., 2017, « Missing Growth from Creative Destruction », *Mimeo*. <https://doi.org/10.24148/wp2017-04>
- Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchêne S., Pesin F., 2002, « Présentation du modèle MESANGE », Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, Dir. la Prévision, MINEFI, *Document de travail*.
- Andrews D., Criscuolo C., Gal P. N., 2015, « Frontier Firms, Technology Diffusion and Public Policy: Micro Evidence from OECD Countries », *OCDE Working Paper*, 39. <https://doi.org/10.1787/5J9QL2Q2JJ7B-EN>
- Avouyi-Dovi S., Lecat R., O'Donnell C., Bureau B., Villette J.-P., 2016, « Corporate loans at particularly low rates in France », *Quarterly selection of articles de la Banque de France*, 41 : 27-39.
- Baily M.N., Manyika J., Gupta S., 2013, « U. S. Productivity Growth: An Optimistic Perspective », *International Productivity Monitor*, 25 : 3-12.
- Baldwin R., Teulings C., 2014, « Secular stagnation: facts, causes and cures », *London, Centre for Economic Policy Research-CEPR*, CEPR Press.
- Barlevy, G., 2003, « Credit market frictions and the allocation of resources over the business cycle », *Journal of Monetary Economics*, 50 : 1795-1818. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2002.11.001>
- Bartelsman E., Di Mauro F., Dorruci E., 2015, « Eurozone rebalancing: Are we on the right track for growth? Insights from the CompNet micro-based data », cited Praet (2015). <http://www.voxeu.org/article/impact-structural-reforms-eurozone-firm-level-data> [Accessed 3 July 2015].
- Bartelsman E., Haltiwanger J., Scarpetta S., 2004, « Microeconomic Evidence of Creative Destruction in Industrial and Developing Countries », *IZA DP n° 1374*.
- Basu S., Fernald J., 2000, « Why Is Productivity Procyclical? Why Do We Care? », *National Bureau of Economic Research*, n° 7940.
- Basu S., Fernald J. G., Shapiro M. D., 2001, « Productivity growth in the 1990s: technology, utilization, or adjustment? », in: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Elsevier, pp. 117-165. [https://doi.org/10.1016/S0167-2231\(01\)00054-9](https://doi.org/10.1016/S0167-2231(01)00054-9)
- Bean C., Broda C., Ito T., Kroszner R., 2015, « Low for Long? Causes and Consequences of Persistently Low Interest Rates », *Geneva Reports on the World Economy*.
- Bergeaud A., Clette G., Lecat R., 2016, « Productivity Trends in Advanced Countries between 1890 and 2012 », *The Review of Income Wealth*, 62 : 420-444. <https://doi.org/10.1111/roiw.12185>
- Bernard A. B., Bradford Jensen J., 1999, « Exceptional exporter performance: cause, effect, or both? », *Journal of International Economics*, 47 : 1-25. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00027-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00027-0)
- Berthou A., 2016, « Ajustements du compte courant et dynamiques de la productivité en Europe pendant la crise », *Bulletin de la Banque de France*, 207 : 71-83.
- Borio C., Kharroubi E., Upper C., Zampolli F., 2015, « Labour Reallocation and Productivity Dynamics: Financial Causes, Real Consequences », *BIS Working paper*, 534: 1-52.
- Branstetter L., Sichel D., 2017, « The Case for an American Productivity Revival », *Peterson Institute for International Economics, Policy Brief*, 17-26.
- Brynjolfsson E., McAfee A., 2014, *The second machine age: Work, progress, and prosperity in a time of brilliant technologies*, WW Norton & Company.
- Byrne D., Corrado C., 2017, « ICT Prices and ICT Services: What do they tell us about Productivity and Technology? », *Finance and Economics Discussion Series*, <https://doi.org/10.17016/FEDS.2017.015>
- Byrne D. M., Oliner S. D., Sichel D. E., 2013, « Is the Information Technology Revolution Over? », *International Productivity Monitor*, 25 : 20-36.
- Caballero R. J., Hammour M.L., 1994, « The Cleansing Effect of Recessions », *American Economic Review*, 84 : 1350-1368. <https://doi.org/10.1126/science.151.3712.867-a>

- Caballero R. J., Hoshi T., Kashyap A. K., 2008, « Zombie lending and depressed restructuring in Japan », *American Economic Review*, 98 : 1943-1977. <https://doi.org/10.1257/aer.98.5.1943>
- Cette G., 2014, « Does ICT remain a powerful engine of growth? », *Revue d'Économie Politique*, 124 : 473-492.
- Cette G., Corde S., Lecat R., 2017, « Stagnation of productivity in France: a legacy of the crisis or a structural slowdown? », *Économie et Statistique*, 494 : 11-36.
- Cette G., Dromel N., Lecat R., Paret A.-C., 2015, « Production factor returns: the role of factor utilization », *The Review of Economics and Statistics*, 97 : 134-143.
- Cette G., Fernald J., Mojon B., 2016, « The pre-Great Recession slowdown in productivity », *European Economic Review*, 88 : 3-20. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.03.012>
- Chevalier P.-A., Lecat R., Oulton N., 2009, « Convergence of Corporate Productivity, Globalization, Information Technologies, and Competition », *Working paper de la banque de France*, n° 237.
- Cochard M., Cornilleau G., Heyer E., 2010, « Les marchés du travail dans la crise », *Économie et Statistique*, 438 : 181-204.
- Cowen T., 2011, *The Great Stagnation: How America Ate All the Low-Hanging Fruit of Modern History, Got Sick, and Will (Eventually) Feel Better*, New York, Penguin.
- Crafts N., O'Rourke K. H., 2013, « Twentieth Century Growth », *CEPR Discussion Papers*.
- David P. a, Wright G., 1999, « Early Twentieth Century Productivity Growth Dynamics: an Inquiry Into the Economic History of "Our Ignorance" », *Discussion Papers in Economic and Social History*.
- Davis S. J., Haltiwanger J., 1990, « Gross job creation and destruction: Microeconomic evidence and macroeconomic implications », *NBER Macroeconomics Annual*, 5 : 123-168.
- Ducoudré B., Plane M., 2015, « Les demandes de facteurs de production en France », *Revue de l'OFCE*, 142 : 21-53.
- Fernald J. G., 2015, « Productivity and Potential Output before, during, and after the Great Recession », *NBER Macroeconomics Annual*, 29 : 1-51. <https://doi.org/10.1086/680580>
- Fontagné L., Santoni G., 2015, « Firm Level Allocative Inefficiency?: Evidence from France », *CEPII Working Paper*, 12 : 31-39.
- Foster L., Grim C., Haltiwanger J., 2014, « Reallocation in the Great Recession: Cleansing or Not? », *NBER Working Paper*, n° 20427. <https://doi.org/10.3386/w20427>
- Gopinath G., Kalemli-Ozcan S., Karabarbounis L., Villegas-Sanchez C., 2015, « Capital Allocation and Productivity in South Europe », *NBER Working Paper*, n° 21453. <https://doi.org/10.3386/w21453>

- Gordon R.J., 2012, « Is U.S. economic growth over? Faltering innovation confronts the six headwinds », *NBER Working Paper*, n° 18315. <https://doi.org/http://www.nber.org/papers/w18315.pdf>
- Gordon R. J., 2004, « Two centuries of economic growth: Europe chasing the American frontier », *NBER Working Paper*, n° 10662. <https://doi.org/10.3386/w10662>
- Gordon R. J., 1999, « U.S. economic growth since 1870: One big wave? », *American Economic Review*, 89 : 123-128. <https://doi.org/10.1257/aer.89.2.123>
- Guillou S., Nesta L., 2015, « La crise de 2008 et la productivité totale des facteurs des entreprises françaises », *Revue de l'OFCE*, 142 : 55-74. <https://doi.org/10.3917/reof.142.0055>
- Gust C., Marquez J., 2004, « International comparisons of productivity growth: The role of information technology and regulatory practices », *Labour Economy*, 11 : 33-58. [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(03\)00055-1](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(03)00055-1)
- Güvener F., Mataloni Jr. R. J., Rassier D. G., Ruhl K. J., 2017, « Offshore Profit Shifting and Domestic Productivity Measurement », *NBER Working paper*, n° 23324.
- Heyer É., Plane M., 2012, « Impact des allègements de cotisations patronales des bas salaires sur l'emploi », *Revue de l'OFCE*, 126 : 123-140.
- Heyer É., Reynès F., Sterdyniak H., 2005, « Variables observables et inobservables dans la théorie du taux de chômage d'équilibre. Une comparaison France/États-Unis », *Revue économique*, 56 : 593-603. <https://doi.org/10.3917/reco.563.0593>
- Holtz-Eakin D., Joulfaian D., Rosen H. S., 1994, « Sticking it Out: Entrepreneurial Survival and Liquidity Constraints », *Journal of Political Economy*, 102: 53-75. <https://doi.org/10.1086/261921>
- Janeway W., 2013, « Growth out of time », *Project Syndicate*, 17 janvier.
- Jones C. I., 2002, « Sources of U.S. economic growth in a world of ideas », *American Economic Review*, 92 : 220-239. <https://doi.org/10.1257/000282802760015685>
- Jorgenson D. W., 2001, « Information technology and the U.S. Economy », *American Economic Review*, 91 : 1-32. <https://doi.org/10.1257/aer.91.1.1>
- Jorgenson D. W., Ho M. S., Stiroh K. J., 2008, « A retrospective look at the U.S. productivity growth resurgence », *Journal of Economic Perspective*, 22 : 3-24. <https://doi.org/10.1257/jep.22.1.3>
- Jorgenson D. W., Ho M. S., Stiroh K. J., 2006, « Potential growth of the US economy: will the productivity resurgence continue? », *Business Economics*, 41 : 7-16.
- Lecat R., 2004, « Productivité du travail des grands pays industrialisés?: la fin du rattrapage des États-Unis? », *Bulletin de la Banque de France*, 121 : 47-67.

Lequien M., Montaut A., 2014, « Croissance potentielle en France et en zone euro: un tour d'horizon des méthodes d'estimation », *Document de Travail de l'INSEE*, G2014/09.

McGowan M. A., Andrews D., Millot V., 2017, « The walking dead?: Zombie firms and productivity performance in OECD countries », *OECD Working Paper series*, 2017/4.

Mokyr J., 2013, « Human capital, useful knowledge, and long-term economic growth », *Economia Politica*, 30(3) : 251-272. <https://doi.org/10.1428/75293>

Mokyr J., Vickers C., Ziebarth N. L., 2015, « The History of Technological Anxiety and the Future of Economic Growth: Is This Time Different? », *Journal of Economic Perspectives*, 29 : 31-50. <https://doi.org/10.1257/jep.29.3.31>

Musso P., Schiavo S., 2008, « The impact of financial constraints on firm survival and growth », *Journal of Evolutionary Economics*, 18(2) : 135-149. <https://doi.org/10.1007/s00191-007-0087-z>

Ollivaud P., Guillemette Y., Turner D., 2016, « Links between weak investment and the slowdown in productivity and potential output growth across the OECD », *OECD Economic Department Working Papers*, n° 1304.

Osootimehin S., Pappadà F., 2017, « Credit Frictions and The Cleansing Effect of Recessions », *The Economic Journal*, 127(602) : 1153-1187. <https://doi.org/10.1111/econj.12319>

Peek J., Rosengren E. S., 2005, « Unnatural selection: Perverse incentives and the misallocation of credit in Japan », *American Economic Review*, (95)4. <https://doi.org/10.1257/0002828054825691>

Pratt G. A., 2015, « Is a Cambrian Explosion Coming for Robotics? », *Journal of Economic Perspectives*, 29 : 51-60. <https://doi.org/10.1257/jep.29.3.51>

Rachel L., Smith T. D., 2015, « Secular drivers of the global real interest rate », *Bank of England Working Paper*, n° 66, décembre.

Ragot X., Thimann C., Valla N., 2016, « Taux d'intérêt très bas : symptôme et opportunité », *Notes du Conseil d'analyse économique*, n° 36, décembre.

Reis R., 2013, « The Portuguese Slump and Crash and the Euro Crisis », *Brookings Papers on Economic Activity*, 46 : 143-210. <https://doi.org/10.1353/eca.2013.0005>

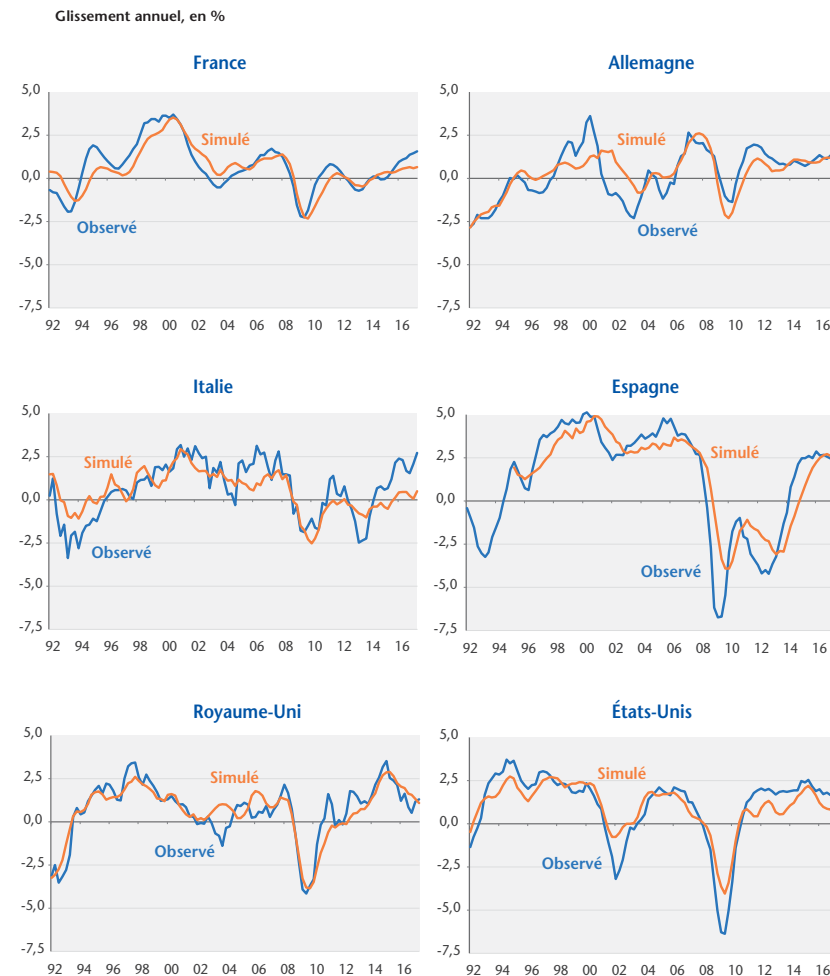
Schumpeter J., 1942, *Capitalism, Socialism, and Democracy*, Harper Perennial.

Syverson C., 2017, « Challenges to mismeasurement explanations for the U.S. productivity slowdown », *Journal of Economic Perspectives*, 31 : 165-186.

Van Ark B., 2016, « The Productivity Paradox of the New Digital Economy », *International Productivity Monitor*, 31 : 1-18.

ANNEXE. Simulations dynamiques

Graphique 6. Emploi observé et simulé



Source : Calculs des auteurs.