

Évolution tendancielle de la productivité du travail en France, 1976-2018

Catherine Bruneau
Pierre-Louis Girard



FRANCE STRATÉGIE
ÉVALUER. ANTICIPER. DÉBATTRE. PROPOSER.

Table des matières

Résumé	3
Introduction	6
1. Éléments méthodologiques	10
2. Présentation des données	16
2.1. Productivité du travail et heures travaillées	17
2.2. Formation brute de capital fixe	18
2.3. Capital humain	19
2.4. Taux de croissance de la population en âge de travailler	24
3. Étude de la productivité tendancielle en France, tous secteurs confondus	25
3.1. Tendence déterministe de la productivité du travail en France sur la période 1976-2018 : identification des ruptures de pente	25
3.2. Introduction des déterminants structurels	28
3.3. Traitement des problèmes d'endogénéité potentiels : estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur	31
3.4. Estimation du modèle de Solow avec des mesures alternatives du capital humain	34
4. Étude de la productivité tendancielle au niveau sectoriel	35
4.1. Identification des ruptures dans les différents périmètres et secteurs d'analyse	36
4.2. Déterminants structurels de la productivité tendancielle des différents secteurs	42
Conclusion	50
Bibliographie	55
Annexe 1 – Évolution des différentes variables utilisées dans l'étude de la productivité agrégée	57
Annexe 2 – Évolution des différentes variables d'intérêt dans les différents secteurs	60
Annexe 3 – Évolution des taux de croissance de la productivité du travail horaire dans les différents secteurs	63
Annexe 4 – Comparaison des deux bases de données, Barro et Lee (2013) et Goujon <i>et al.</i> (2016), sur l'éducation	65
Annexe 5 – Évolution de la productivité globale des facteurs (source EU KLEMS) pour les différents secteurs	67
Annexe 6 – Présentation du modèle de Solow augmenté	68

Annexe 7 – Influence du TUC et de la période d’analyse sur les estimations des ruptures	71
Annexe 8 – Estimations des ruptures sur plusieurs périodes, 1949-2018, 1970-2018, 1976-2018 et 1980-2016	73
Annexe 9 – Contribution des déterminants à la croissance de la productivité horaire du travail par trimestre pour l’ensemble de l’économie et le secteur marchand non agricole.....	78
Annexe 10 – Estimation du modèle de Solow augmenté, à l’aide des variables de capital humain alternatives	80
Annexe 11 – Estimation du modèle de Solow augmenté, sur différentes périodes, 1976-1999, 1976-2004, 1976-2008 et 1960-2018.....	82
Annexe 12 – Récapitulatif des différentes estimations de la productivité tendancielle agrégée en deux étapes.....	85

Résumé

Cette étude porte sur l'évolution tendancielle de la productivité du travail en France. On s'intéresse ici plus spécifiquement à la productivité horaire mais des études complémentaires menées sur la productivité par tête conduisent à des résultats similaires. L'analyse est d'abord effectuée à un niveau agrégé, puis à un niveau sectoriel, en distinguant le secteur marchand non agricole, avec ses trois composantes que sont le secteur manufacturier, les services principalement marchands et la construction. L'étude, menée sur données trimestrielles, couvre la période allant de 1976 à 2018 et aborde en particulier les questions suivantes : quels sont les principaux facteurs structurels du ralentissement observé de la productivité du travail en France ? La crise financière de 2008-2009 a-t-elle joué un rôle ?

En partant du constat que la croissance de cette productivité a fléchi de manière persistante depuis le début des années 1990, on cherche dans un premier temps à identifier les jalons chronologiques de ce fléchissement. Habituellement, la tendance de la productivité est représentée par une fonction linéaire du temps. Nous généralisons cette représentation en autorisant des ruptures de pente à quelques dates clés. La productivité tendancielle est alors caractérisée sous la forme d'une tendance temporelle linéaire par morceaux.

Au niveau agrégé, les résultats obtenus montrent qu'il existe une rupture pour chacune des décennies 1980, 1990 et 2000. La crise de 2008, quant à elle, ne semble pas avoir entraîné de nouvelle rupture structurelle, son impact sur la productivité ayant été plutôt conjoncturel : lorsqu'on corrige la relation déterministe des effets potentiels des fluctuations conjoncturelles en tenant compte des fluctuations du taux d'utilisation des capacités de production (TUC)¹, aucune rupture ne peut être attribuée à la dernière crise financière. En outre, en menant l'analyse sur une plus longue période, 1949-2018, aucune rupture n'est identifiée autour de 2008.

L'analyse sectorielle permet de retrouver globalement les mêmes résultats, de préciser l'origine sectorielle des ruptures observées au niveau agrégé à partir des écarts constatés au niveau des ruptures mises en évidence pour les différents secteurs. En particulier, les résultats obtenus permettent d'éliminer la possibilité d'une rupture structurelle en 2008 pour le secteur marchand non agricole, ainsi que pour les secteurs le composant, c'est-à-dire les industries manufacturières, les services principalement marchands et la construction. On notera le comportement atypique du secteur de la construction, dont la productivité ne connaît pas de rupture dans les années 1980 et présente, dans les décennies suivantes, des ruptures plus tardives qu'ailleurs. Plus généralement, sa productivité tendancielle ne présente pas, depuis

¹ Certains auteurs en effet, comme Cette *et al.* (2017) étudient la productivité corrigée des effets des variations du taux d'utilisation des capacités. De fait, on peut juger que ces effets, traditionnellement considérés comme conjoncturels, ne doivent pas entrer dans la caractérisation de la productivité tendancielle. Deux mesures du TUC sont mobilisées, le TUC du secteur manufacturier et celui du secteur marchand. Le second, calculé à partir des travaux de la Commission européenne, pour l'ensemble de l'économie marchande, dont l'industrie et les services, permet de caractériser le niveau des tensions sur les moyens de production et varie essentiellement avec la demande.

le début des années 1980, l'évolution continûment croissante observée pour les autres secteurs comme pour l'économie globale.

En référence à un modèle macroéconomique d'équilibre de long terme, des déterminants structurels sont ensuite introduits pour expliquer la productivité tendancielle en substitution des ruptures. Selon notre analyse, un seul et même modèle apparaît pertinent pour caractériser la productivité tendancielle, qu'elle soit agrégée ou sectorielle : le modèle de Solow augmenté du capital humain. Les déterminants peuvent être associés à un horizon de long terme, comme la formation initiale des travailleurs ou la propension à investir, ou à un horizon de moyen terme, comme le temps de travail. L'analyse permet ainsi de proposer une caractérisation structurelle de la productivité tendancielle, sans rupture de tendance : cette productivité est dite tendancielle parce qu'elle joue le rôle d'une cible de long terme exerçant à chaque instant un mécanisme de rappel qui contribuent aux fluctuations conjoncturelles de la productivité observée.

Au niveau agrégé, les résultats obtenus montrent ainsi que la productivité tendancielle du travail est fonction de la formation initiale des travailleurs, de la propension à investir, du temps de travail et du taux de croissance de la population en âge de travailler, augmenté du taux de croissance du progrès technique et du taux de dépréciation du capital. Un test de robustesse visant à identifier des ruptures résiduelles dans cette spécification structurelle permet de conclure à l'absence de ruptures non expliquées. On notera que deux autres méthodes économétriques sont successivement mobilisées pour valider l'existence des deux propriétés principales attendues (existence d'une relation de long terme et mécanisme de rappel), tout en s'assurant que les éventuels problèmes d'endogénéité ont été résolus. Les résultats obtenus sont alors très proches : les estimations conduites avec ces deux méthodes conduisent en effet à des résultats très similaires.

La même spécification est retenue pour les différents secteurs afin de comparer la contribution des déterminants à l'évolution de la tendance de la productivité du travail horaire et de proposer une explication aux ruptures identifiées lors de la première étape au niveau global. Les estimations du modèle pour les différents secteurs et périmètres d'analyse permettent d'apporter des explications aux différentes ruptures, mais elles sont seulement partielles². Pour le secteur marchand non agricole notamment, il apparaît nécessaire de maintenir une rupture en 2007, même si certains déterminants contribuent à expliquer cette rupture. Celle-ci pourrait être associée, d'une part, à la dégradation de la qualité du travail avec la tendance à créer des emplois peu productifs et précaires faisant diminuer le taux de croissance de la productivité agrégée, et d'autre part, à un accroissement de la qualification des emplois les plus qualifiés, augmentant dès lors la procyclicité de la productivité du travail³. Lorsqu'on

² En l'absence de ruptures, la stationnarité du résidu de l'équation de long terme n'est pas toujours assurée et les contributions de certains déterminants ne sont pas significatives.

³ L'emploi des plus qualifiés apparaît moins corrélé à l'activité économique du fait d'une plus grande intégration sur le marché du travail et dans la mesure où ces travailleurs peuvent représenter un investissement, en termes de capital humain, pour l'entreprise : pour éviter de perdre le savoir-faire accumulé en cas de licenciement, celle-ci peut être incitée à « thésauriser » ses employés en période de ralentissement économique. Ainsi, l'augmentation de l'emploi qualifié dans l'emploi total et du niveau de qualification associé peut affecter le lien entre les gains de productivité agrégée et les fluctuations économiques, notamment en période de crise économique (Askenazy et Erhel, 2015).

décompose le secteur marchand non agricole, aucune rupture de tendance de la productivité n'est identifiée après 2008 dans les trois secteurs d'intérêt, industries manufacturières, services principalement marchands et construction, lorsqu'on corrige la relation déterministe du taux d'utilisation dans le secteur manufacturier. En revanche, pour le secteur de la construction comme pour le secteur des services principalement marchands, le modèle estimé ne permet pas d'expliquer l'ensemble des ruptures identifiées. Pour les industries manufacturières, même si les déterminants absorbent les ruptures, il apparaît nécessaire de les maintenir pour garantir la stabilité du mécanisme de rappel.

Plusieurs éléments peuvent expliquer cette difficulté à spécifier un modèle structurel capable de se substituer à l'ensemble des ruptures au niveau sectoriel tout en caractérisant de manière satisfaisante la productivité tendancielle. D'une part, certaines variables d'intérêt ne peuvent pas être désagrégées par secteur (capital humain) ou seulement approximativement (investissement), de sorte qu'elles ne permettent pas de rendre compte parfaitement des dynamiques sectorielles. D'autre part, les ruptures identifiées peuvent être provoquées par des changements propres aux secteurs (développement des emplois peu qualifiés dans les services principalement marchands, par exemple), que le modèle ne permet pas de capturer.

Dans tous les cas, il est important de souligner que les résultats de l'analyse excluent l'idée d'un changement de modèle économique pour l'ensemble de l'économie sur les dernières décennies puisqu'on peut expliquer l'évolution de la productivité tendancielle agrégée avec un même ensemble de déterminants sur cette période au niveau global. L'analyse menée au niveau sectoriel permet, quant à elle, de comparer l'impact de ces mêmes déterminants sur la productivité horaire du travail propre à chaque secteur d'intérêt avec, cependant, des limites liées à l'imprécision des données au niveau sectoriel.

Les résultats obtenus permettent aussi de conclure qu'il est possible de tirer profit de ce qui a été observé durant les décennies passées pour identifier les leviers sur lesquels il convient d'agir en priorité pour contrer durablement le fléchissement des gains de productivité observés jusqu'à une période très récente : soutenir la formation, encourager la propension à investir, d'autant que la France se situe le plus souvent assez proche de la frontière technologique, ce qui ne lui permet plus d'espérer profiter de beaucoup d'effets de rattrapage.

Mots clés : productivité du travail, capital humain, productivité horaire, gains de productivité, crise financière

Évolution tendancielle de la productivité du travail en France, 1976-2018

Catherine Bruneau et Pierre-Louis Girard⁴

Introduction

On distingue deux mesures de la productivité, la productivité dite apparente du travail, et la productivité globale des facteurs, qui peuvent être mesurées chacune par travailleur ou par heure travaillée. Dans ce qui suit, on se concentre sur les évolutions de la productivité du travail mesurée par heure travaillée. En effet, la productivité du travail mesurée par travailleur ne permet pas de rendre compte de l'évolution de la qualité du facteur travail, notamment avec le développement des emplois à temps partiel, des heures supplémentaires ou de l'annualisation du temps de travail. Une mesure du travail en équivalent temps plein peut constituer une alternative à la productivité horaire, mais pose des problèmes de mesures, celles-ci n'étant pas uniformes et transparentes au niveau international. Aussi l'OCDE recommande-t-elle d'utiliser la productivité du travail horaire pour les comparaisons, à la fois internationales et avec d'autres variables en lien avec la productivité, notamment les rémunérations (OCDE, 2001). La définition adoptée est celle qui est obtenue en effectuant le rapport de la valeur ajoutée sur le nombre total d'heures travaillées, sans faire de distinction entre les différents types de travailleurs.

Faits stylisés

La tendance de la productivité demeure croissante en France mais sa pente a faibli au cours du temps, marquant un ralentissement des gains de productivité. Ce ralentissement semble encore plus marqué depuis la dernière crise financière, mais il était déjà très net au début des années 2000. Ce phénomène est partagé par d'autres pays européens ainsi que par les États-

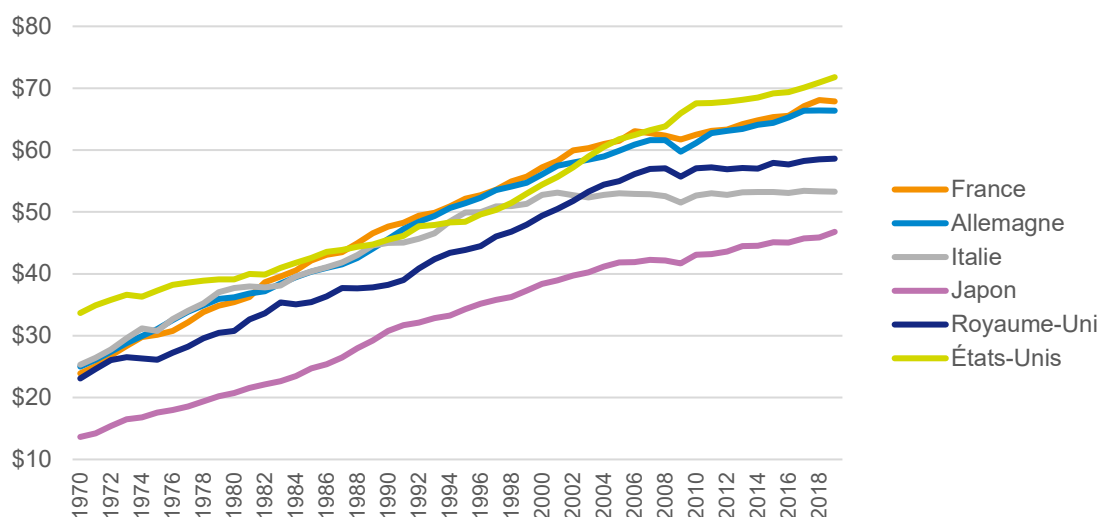
⁴ Catherine Bruneau est conseillère scientifique à France Stratégie, Pierre-Louis Girard est chargé de mission au département Économie, France Stratégie. Les auteurs remercient Cédric Audenis, Vincent Aussilloux, Boris Le Hir (France Stratégie), Anne Epaulard (université Paris Dauphine et France Stratégie), Gilbert Cette (Banque de France), Fabrice Lenglar (DREES), ainsi que l'ensemble des participants au séminaire de France Stratégie de septembre 2019, pour leurs commentaires utiles.

Unis, comme le montre le graphique 1. La croissance annuelle de la productivité a connu une baisse par paliers en France dans les décennies 1980 et 1990 et au début des années 2000, comme le montre la courbe rouge du graphique 2. Dans ce graphique, sont représentées les évolutions du taux de croissance trimestriel de la productivité, tel qu'il est observé (courbe bleue), calculé en moyenne entre deux dates de rupture (courbe pointillée orange⁵) et en tendance (courbe pointillée bleue)⁶.

Le fléchissement de la décennie 1990 est bien documenté dans la littérature économique. Par exemple, Beffy et Fourcade (2004) identifient une rupture en 1992 lorsqu'ils étudient la productivité du travail dans le secteur marchand non agricole français sur la période 1978-2003. Cette *et al.* (2017) identifient quant à eux une rupture en 1996 ou 1995, selon que la productivité est ou non corrigée des fluctuations conjoncturelles captées par le TUC.

Pour ce qui est de la baisse de la croissance de la productivité intervenue au début de la décennie 2000, elle est mise en évidence par Cette *et al.* (2017) en 2004, pour la productivité corrigée du TUC, ou en 2000 par Bergeaud *et al.* (2016), sans correction par le TUC, mais sur une période d'analyse beaucoup plus longue (1890-2012)⁷.

Graphique 1 – Productivité horaire (PIB/nombre d'heures travaillées), 1970-2018, en dollars constants, PPA 2015



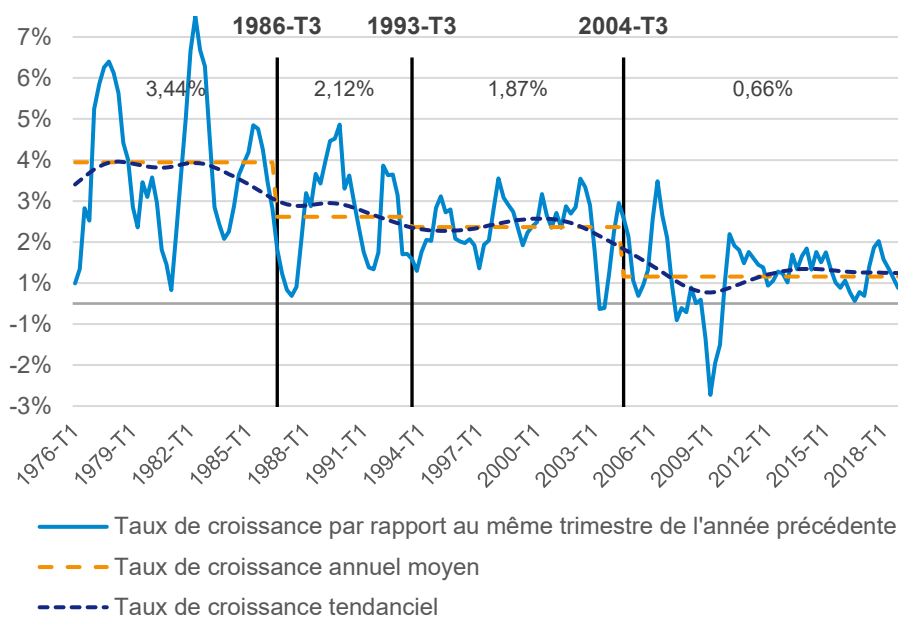
Source : séries issues de la base de données OCDE

⁵ La courbe est obtenue en calculant la moyenne, entre deux dates de ruptures, du taux de croissance trimestriel de la productivité observée.

⁶ Le taux de croissance tendanciel est similaire à la productivité tendancielle estimée avec un filtre de Hodrick et Prescott, mais il est dérivé de la spécification structurelle de la productivité tendancielle sans rupture, estimée par la suite.

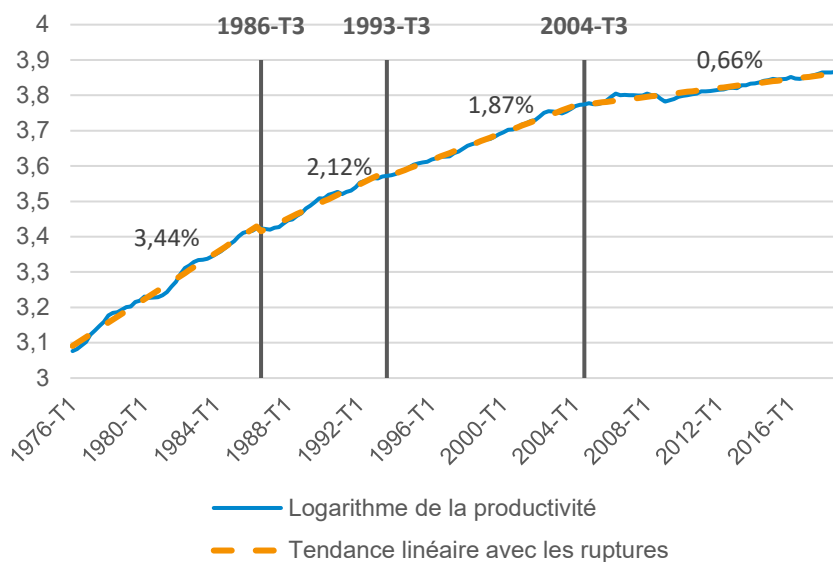
⁷ L'identification des dates de rupture est contingente à la période d'observation retenue pour les estimations. Les dates de ruptures identifiées pour rendre compte des changements majeurs intervenus au début des deux décennies 1990 et 2000 peuvent donc différer selon que l'on étudie la productivité sur la période 1970-2015 ou sur la période 1980-2007.

Graphique 2 – Taux de croissance trimestriel de la productivité de l'ensemble de l'économie, par rapport au même trimestre de l'année précédente, sur la période 1976-2018



Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 3 – Productivité du travail horaire de l'ensemble des secteurs, en logarithme, sur la période 1976-2018



Lecture : la courbe bleue correspond au logarithme de la productivité du travail horaire, telle que définie précédemment. La courbe pointillée orange correspond à la tendance linéaire avec les ruptures de pente et de niveau. Les pourcentages indiquent le taux de croissance annuel moyen sur chaque sous-période délimitée par deux ruptures successives.

Source : Insee, calcul des auteurs

Objet de l'étude

Les études tendent à montrer que le fléchissement de la croissance de la productivité est un processus engagé depuis plusieurs décennies, dont la dernière manifestation liée à la crise de 2008 ne serait qu'un épisode supplémentaire. Dans ce cas, les changements dans la tendance de la productivité seraient structurels, avec, à la clé, une baisse de la production potentielle, conformément à la thèse défendue par les tenants de la stagnation séculaire comme Gordon (2012, 2016).

On peut toutefois se demander, du fait de la persistance de la crise économique, si le dernier fléchissement observé après la crise de 2008 n'est pas plutôt un effet spécifique du choc financier et de la baisse de la demande qui en a résulté. Si cette seconde explication est la bonne, ce fléchissement ne devrait pas perdurer et le taux de croissance de la productivité devrait retrouver son niveau observé avant la crise à plus ou moins brève échéance.

Les faits stylisés rappelés précédemment ont été commentés et interprétés à de nombreuses reprises mais ils ont plus rarement fait l'objet d'études économétriques pour la période la plus récente. Ce document propose d'apporter une contribution dans ce sens sur la période 1976-2018 avec, dans un premier temps, l'identification des dates de rupture de la croissance de la productivité à l'aide d'un test de stabilité et, dans un second temps, la recherche de facteurs explicatifs de ces ruptures.

Dans la suite de l'étude, la productivité tendancielle est définie comme un niveau-cible de productivité dont la productivité observée ne s'écarte que transitoirement. L'écart entre la productivité-cible et la productivité courante exerce constamment un mécanisme de rappel vers la cible. Une fois les dates de rupture identifiées, la productivité-cible est évaluée en fonction de déterminants. Ces déterminants sont reconnus comme structurels lorsque leur introduction dans la spécification de la productivité tendancielle permet de faire disparaître les ruptures. L'ensemble des déterminants structurels n'est pas unique mais leur choix répond à une logique économique telle qu'elle est décrite par un ou plusieurs modèles.

Dans cette étude, comme dans Arnold *et al.* (2007) et Thévenon *et al.* (2012), le modèle de Solow augmenté du capital humain est privilégié afin de justifier l'impact de facteurs de long terme – notamment la propension à investir et la qualité de la formation initiale – sur la productivité tendancielle. Le modèle retenu comporte également, comme c'est l'usage, une composante linéaire pour capturer le progrès technique non expliqué par les autres déterminants. Le dernier déterminant, correspondant aux taux de croissance du progrès technique, à l'évolution de la population en âge de travailler et au taux de dépréciation du capital, intervient quant à lui dans la vitesse de convergence de la productivité vers son niveau d'équilibre.

Pour identifier les ruptures, on caractérise d'abord la productivité comme une fonction exclusive du temps, supposée linéaire par morceaux, après correction des fluctuations conjoncturelles par l'introduction du taux d'utilisation des capacités (TUC).

En introduisant le TUC dans la spécification de la productivité tendancielle, trois ruptures sont identifiées. Au niveau agrégé, elles apparaissent en 1986, 1993 et 2004 (voir graphiques 2 et 3). Il est intéressant de noter que la dernière crise financière ne donne lieu à une rupture – en 2008 – que si la productivité est étudiée sans correction des fluctuations conjoncturelles par le TUC⁸, ce qui tend à prouver que le fléchissement de la productivité observé après cette crise correspond plutôt à un choc lié à la baisse de la demande.

De plus, lorsqu'on s'intéresse à une équation déterministe avec les ruptures estimées sans le TUC, celle identifiée lors de la crise de 2008 apparaît moins significative et aurait provoqué une baisse moindre du taux de croissance de la productivité, relativement aux autres ruptures estimées, notamment 1986 et 2002/2004. Enfin, lorsqu'on débute l'analyse en 1949, une seule rupture est estimée dans les années 2000, en 2002.

La recherche de déterminants structurels montre que le *nombre d'heures travaillées*, la *propension à investir*, le *niveau d'éducation de la population adulte* et le taux de croissance de la population en âge de travailler, augmenté du *taux de croissance du progrès technique* – approximé par le taux de croissance de la TFP –, ainsi que du *taux de dépréciation du capital*, permettent d'expliquer la productivité tendancielle. Ce même modèle est ensuite estimé à différents niveaux sectoriels notamment pour comparer les contributions sectorielles de chacun de ces déterminants à l'évolution de la productivité du travail horaire. Les résultats obtenus permettent de conforter la conclusion selon laquelle la rupture liée à la dernière crise est plutôt de nature conjoncturelle, tout particulièrement dans le secteur manufacturier.

La suite du document est organisée de la manière suivante : les éléments méthodologiques sont exposés en première partie. La partie 2 est consacrée à la présentation des données. Les résultats obtenus sont présentés dans la partie 3 pour l'analyse agrégée et dans la partie 4 pour les analyses sectorielles.

1. Éléments méthodologiques

On précise ici les références économiques ainsi que les outils mobilisés pour les analyses empiriques.

Comme mentionné précédemment, la productivité tendancielle est caractérisée comme une productivité-cible dont la productivité observée ne s'écarte que de manière transitoire, avec, à chaque instant, un mécanisme de rappel vers la cible. Des explications plus précises sur cette caractérisation sont données dans l'encadré 1.

⁸ On trouve quatre ruptures lorsque la correction par le TUC n'est pas appliquée : en 1986, 1993, 2002 et 2008.

Encadré 1 – Productivité tendancielle et mécanisme de rappel vers la cible de long terme

On considère le logarithme de la productivité horaire $LPROD H_t = \ln VA_t - \ln HEURES_t$, où \ln désigne le logarithme népérien, VA_t , la valeur ajoutée réelle en volume aux prix de l'année précédente chaînés, base 2014, et $HEURES_t$ le nombre total d'heures travaillées des salariés et des non-salariés.

La (log) productivité tendancielle, $LPROD H_t^{LT}$ (ou productivité de long-terme, d'où l'indice (LT)), est définie dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur de la manière suivante :

$$\begin{cases} LPROD H_t = LPROD H_t^{LT} + Z_t & (1) \\ \Delta LPROD H_t = \gamma(LPROD H_{t-1} - LPROD H_{t-1}^{LT}) + U_t & (2) \end{cases}$$

La variable Z_t qui intervient dans l'équation dite de long terme (1) mesure l'écart, à la date t , entre la log-productivité observée $LPROD H_t$ à cette date et sa composante tendancielle, $LPROD H_t^{LT}$; elle doit être stable dans le temps, c'est-à-dire stationnaire. En d'autres termes, les écarts entre la productivité courante et la productivité tendancielle sont de nature transitoire ou conjoncturelle.

Par ailleurs, cette variable d'écart doit intervenir dans un mécanisme de rappel avec un coefficient γ significatif et négatif dans l'équation dite de court terme (2). Si, à la date $t - 1$, la productivité observée est inférieure à sa composante tendancielle $LPROD H_{t-1} < LPROD H_{t-1}^{LT}$, la variable d'écart Z_{t-1} est négative et elle influence à la hausse la productivité de la date t : elle contribue positivement $-\gamma Z_{t-1} > 0$ à la variation de la croissance de la productivité $\Delta LPROD H_t$ entre les dates $t - 1$ et t , corrigeant ainsi le déséquilibre.

Enfin, la variable U_t , qui est aussi stationnaire, résume l'ensemble des phénomènes transitoires qui contribuent à expliquer, au-delà du mécanisme de rappel, les fluctuations du taux de croissance de la productivité.

La productivité tendancielle est d'abord caractérisée comme une fonction linéaire du temps avec des ruptures de niveau et de pente. Les dates de rupture sont identifiées de manière statistique, leur nombre, le plus faible possible, et leur positionnement temporel sont déterminés de façon à ce que l'écart entre la productivité-cible ainsi caractérisée et la productivité observée soit stable au cours du temps, c'est-à-dire stationnaire, et qu'il exerce un mécanisme de force de rappel, comme expliqué dans l'encadré 1. La méthode statistique retenue pour identifier les dates de rupture est celle proposée par Bai et Perron (encadré 3).

Une fois ces dates identifiées, il s'agit de choisir les déterminants qui peuvent les expliquer, en tous cas s'y substituer. Par ailleurs, toujours selon la même idée, l'écart entre la productivité tendancielle ainsi expliquée et la productivité observée doit être stable dans le temps et exercer un mécanisme de rappel dans l'évolution de la croissance de la productivité.

Pour choisir les déterminants de la productivité tendancielle, le modèle de Solow augmenté du capital humain est utilisé comme référence. Ce modèle permet de dériver des déterminants de très long terme. Les principes de ce modèle sont rappelés dans l'encadré 2 et les démonstrations sont présentées en Annexe 6.

Encadré 2 – Déterminants de la productivité du travail dérivé des conditions d'équilibre d'un modèle de Solow augmenté

On suit l'approche adoptée par Mankiw, Romer et Weil (1992) qui consiste à considérer le capital humain comme un stock que les acteurs économiques peuvent accumuler. Une autre approche possible aurait été de s'appuyer sur le modèle de Lucas (1988) où le travail est augmenté d'une composante capital humain que les acteurs peuvent améliorer en allouant une partie de leur temps de travail. Toutefois, Arnold et al. (2007) montrent que la spécification économétrique est identique dans les deux cas.

La production est caractérisée selon une fonction de type Cobb-Douglas faisant intervenir les facteurs travail, $L(t)$, capital physique, $K(t)$, capital humain, $Q(t)$ et productivité globale des facteurs (PGF), $A(t)$, selon l'équation :

$$Y(t) = K(t)^\alpha Q(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta}$$

On suppose qu'il y a deux sources de croissance exogène dans le modèle, le progrès technique et la population en âge de travailler. Ceux-ci évoluent respectivement selon $\dot{A}(t) = gA(t)$ et $\dot{L}(t) = n(t)L(t)$ où g et $n(t)$ désignent respectivement le taux de croissance du progrès technique, supposé constant, et le taux de croissance de la population en âge de travailler, variable.

Le capital physique et le capital humain sont accumulés selon des processus usuels

$$\dot{K}(t) = s_K(t)Y(t) - \delta K(t)$$

$$\dot{Q}(t) = s_Q(t)Y(t) - \delta Q(t)$$

L'équilibre est caractérisé par le fait que les ratios $\frac{Y(t)}{A(t)L(t)}$, $\frac{K(t)}{A(t)L(t)}$ et $\frac{Q(t)}{A(t)L(t)}$ sont stables, ce qui permet de déduire la relation « d'équilibre » partielle suivante (voir annexe 6 pour la démonstration), en supposant des rendements d'échelle décroissants tels que $\alpha + \beta < 1$:

$$\ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) = \ln(A(t_0)) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(s_K(t)) + \frac{\beta}{1-\alpha}\ln(q(t)) - \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(n(t) + g + \delta)$$

On note $h(t)$ le nombre moyen d'heures travaillées par tête, de sorte que la productivité du travail horaire est donnée par :

$$\ln\left(\frac{Y(t)}{h(t)L(t)}\right) = \ln(A(t_0)) + gt - h(t) + \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(s_K(t)) + \frac{\beta}{1-\alpha}\ln(q(t)) - \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(n(t) + g + \delta)$$

Pour l'analyse sectorielle, on modifie la fonction Cobb-Douglas, en intégrant les heures travaillées moyen par tête :

$$Y_i(t) = K_i(t)^{\alpha_i} Q_i(t)^{\beta_i} (A_i(t)h_i(t)L_i(t))^{1-\alpha_i-\beta_i}$$

Où i désigne le secteur d'intérêt et $\tau_i \in [0; 1]$ permet de mesurer l'impact potentiel des variations des heures travaillées sur la productivité du travail. Pour la productivité horaire, on obtient alors la relation de long terme suivante, similaire à celle dérivée pour l'ensemble de l'économie :

$$\ln\left(\frac{Y_i(t)}{h_i(t)L_i(t)}\right) = \ln A_i(t_0) + g_i t - \left(1 - \tau_i \frac{1 - \alpha_i - \beta_i}{1 - \alpha_i}\right) h_i(t) + \frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \ln(s_{i,K}(t)) + \frac{\beta_i}{1 - \alpha_i} \ln(q_i(t)) - \frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \ln(n(t) + g_i + \delta)$$

L'impact du nombre d'heures travaillées par tête sur la productivité horaire tendancielle est alors mesuré par le coefficient $-(1 - \tau_i)$. On suppose que δ est identique pour l'ensemble des secteurs, alors que g_i est propre à chaque secteur pour rendre compte des évolutions technologiques.

Finalement, ces différentes spécifications de la productivité-cible peuvent être introduites dans l'équation décrivant la convergence vers l'état stationnaire pour estimer le mécanisme de rappel vers l'équilibre de long terme. Arnold *et al.* (2007) et Thévenon *et al.* (2012) ont augmenté cette équation des taux de variation des différentes variables du modèle pour tenir compte des potentiels effets de court terme et pouvoir ainsi utiliser un modèle à correction d'erreur.

Ce modèle conduit à la spécification suivante de la productivité-cible (ou productivité de long-terme, y_t^{LT}) :

$$y_t^{LT} = \theta_0 + \theta_1 f(t) + \theta_2 \ln(s_{Kt}) + \theta_3 \ln(q_t) + \theta_4 \ln(h_t) + \theta_5 \ln(n_t + g + \delta)$$

où la variable s_{Kt} mesure la propension à investir dans le capital physique, hors investissement résidentiel, q_t le stock de capital humain, h_t le nombre d'heures travaillées moyen par travailleur (salaré ou non), et $n_t + g + \delta$, le taux de croissance de la population en âge de travailler, augmenté du taux de croissance de la PGF et du taux de dépréciation du capital. On suppose que seul n_t , le taux de croissance de la population âgée entre 15 et 64 ans évolue au cours du temps, tandis que g et δ , respectivement le taux de croissance du progrès technique et le taux de dépréciation du stock de capital physique, sont supposés constants, comme il est d'usage de faire. Selon une approche usuelle, la productivité totale des facteurs, non observable, notée A_t , est modélisée sous la forme d'une fonction déterministe du temps $f(t)$, θ_0 , mesurant un niveau technologique initial. On attend a priori des coefficients θ_0 , θ_1 , θ_2 et θ_3 positifs et des coefficients θ_4 et θ_5 négatifs, en vertu des deux équations dérivées ci-dessus. De plus, le coefficient associé aux heures par tête doit être proche de -1 pour l'ensemble de l'économie, et compris entre -1 et 0 , pour les autres périmètres d'analyse.

Outre leur rôle de variable de contrôle, les heures par tête viennent capturer plusieurs tendances dont les effets sont difficiles à différencier économétriquement (Befy et Fourcade, 2004). L'évolution baissière du nombre d'heures travaillées par tête reflète tout d'abord le développement des emplois à temps partiels et de la plus grande flexibilité sur le marché du travail. Cette tendance est ensuite liée au progrès technique qui, via des gains de productivité, favorise la restructuration de l'appareil productif et permet d'optimiser l'utilisation du stock

d'heures travaillées, soit en réduisant le nombre d'heures travaillées par tête, soit en le réallouant à d'autres activités. Son impact sur la capacité de restructuration et sur l'emploi au sein d'une entreprise est alors conditionné par son exposition à la concurrence et au degré de rigidité au sein de l'unité de production et sur les marchés des biens, des services et du travail. Enfin, la baisse du temps de travail peut résulter de décisions des pouvoirs publics (via des réductions du temps de travail par exemple) et s'inscrire dans des politiques de réduction du chômage.

Encadré 3 – Méthodologie d'identification des ruptures de niveau et de tendance et méthodes économétriques

Identification de la composante tendancielle sous la forme d'une fonction linéaire du temps avec ruptures de pente potentielles en présence et en l'absence du TUC

Dans ce cas, on spécifie $LPROD H_t^{LT}$ sous la forme :

$$LPROD H_t = LPROD H_t^{LT} (+\delta TUC_t) + Z_t \quad (1)$$

Où la productivité de long terme est définie sous la forme d'une fonction déterministe

$$LPROD H_t^{LT} = \alpha + \beta t + \sum_{k=1}^K \beta_k * \mathbb{1}_{t \geq t_k} * t + \sum_{k=1}^K \alpha_k * \mathbb{1}_{t \geq t_k} \quad (2)$$

On cherche alors le plus petit nombre de dates de rupture, k , qui assurent le mieux la stationnarité de la série des écarts $(Z_t)_t$. Dans ce but, on applique le test de Bai et Perron (1998) pour déterminer le nombre de ruptures et les dates correspondantes.

En considérant la régression :

$$LPROD H_t = \alpha_0 + \beta_0 t + \sum_{k=0}^K \alpha_k \mathbb{1}_{t \geq t_k} + \sum_{k=0}^K \beta_k \mathbb{1}_{t \geq t_k} * t (+\delta TUC_t) + Z_t \quad (3)$$

Bai et Perron (1998) ont proposé une méthode permettant de tester simultanément le nombre de ruptures, K , les dates $t_k, k = 1, \dots, K$, et les paramètres associés α_k et β_k pour $k = 1, \dots, K$. Il s'agit d'estimer les paramètres α_k et β_k pour chaque partition, $\{t_1, \dots, t_K\}$ et de retenir la partition qui minimise la somme des carrés des résidus associés v_t . On s'assure ensuite que l'introduction des ruptures retenues assure bien la stationnarité de la variable d'écart v_t par un test de racine unitaire. Le seuil critique du test est obtenu par simulation pour l'ensemble des dates de rupture retenues. L'estimation simultanée de ruptures de pente et de niveau vise à garantir la stabilité du résidu de l'équation déterministe Z_t . L'analyse est réalisée avec ou sans correction des fluctuations conjoncturelles captées par le taux d'utilisation des capacités de production (TUC) pour distinguer les ruptures conjoncturelles des ruptures structurelles.

La période retenue pour identifier les ruptures débute en 1976 afin de pouvoir utiliser l'ensemble des données disponibles sur le taux d'utilisation des capacités de production et éviter la période de forte volatilité antérieure au premier choc pétrolier. Une des limites du test de Bai et Perron est que le nombre et les dates des ruptures peuvent dépendre de la durée de la période d'estimation. Aussi considère-t-on plusieurs périodes alternatives, commençant en 1949, 1970 et 1980.

Identification de la composante tendancielle en fonction de déterminants observables

Dans ce cas, on ajoute à la spécification précédente les déterminants en question, notés X_1, X_2, \dots, X_J (non stationnaires) qui sont susceptibles d'expliquer la tendance de la productivité.

$$LPROD H_t^{LT} = \alpha + \beta t + \sum_{k=1}^K \alpha_k \mathbb{1}_{t \geq t_k} + \sum_{k=1}^K b_k \mathbb{1}_{t \geq t_k} * t + \sum_{j=1}^J \theta_j X_{jt} + Z_t \quad (4)$$

L'étude de la stationnarité de la série des écarts $(Z_t)_t$ s'effectue comme précédemment. Les seuils critiques utilisés pour les tests de stationnarité sont obtenus par simulation pour chaque ensemble de déterminants X_j pour $j = 1, \dots, J$ et dates de ruptures retenues. Dans le cas d'une seule rupture, on peut utiliser les seuils critiques tabulés par Grégory et Hansen (1996).

Il s'agit ainsi de spécifier un ensemble minimum de déterminants permettant d'expliquer l'ensemble des ruptures préalablement identifiées. On considère qu'un déterminant explique une rupture lorsque celle-ci devient non significative et lorsque le modèle réestimé sans ladite rupture présente les propriétés attendues (existence d'une relation de long terme avec significativité des déterminants, stationnarité du résidu et existence d'un mécanisme de rappel négatif dans la relation de court terme). On en déduit ainsi l'existence d'une productivité tendancielle sans rupture structurelle :

$$LPROD H_t^{LT} = \alpha + \beta t + \sum_{j=1}^{J_{min}} \theta_j X_{jt} + Z_t \quad (5)$$

Tel que Z_t est stationnaire et exerce une force de rappel dans l'équation de court terme. Pour confirmer l'absence de rupture résiduelle, le test de Bai et Perron (1998) est à nouveau appliqué à la relation (1) où $LPROD H_t^{LT}$ est défini par la relation (5).

Confirmation des résultats obtenus avec l'approche en deux étapes à l'aide de deux méthodes économétriques alternatives

Afin de valider les résultats obtenus en deux étapes, deux méthodes économétriques alternatives sont testées une fois l'ensemble des ruptures expliquées. La première approche consiste à ne spécifier qu'une seule relation dans laquelle la relation de long terme et la force de rappel sont présentes simultanément.

$$\begin{aligned} \Delta LPROD H_t = & -\vartheta \left(LPROD H_{t-1} - \sum_{j=1}^{J_{min}} \theta_j X_{j,t-1} - \alpha - \beta t \right) + \sum_{k=1}^{q-1} a_k \Delta LPROD H_{t-k} \\ & + \sum_{k=1}^{q-1} \sum_{j=1}^{J_{min}} b_{j,k} \Delta X_{j,t-k} + \varepsilon_t \quad (6) \end{aligned}$$

Le paramètre ϑ correspond au mécanisme de rappel exercé dans la relation de court terme dans l'approche en deux étapes et la relation de long terme est donnée par $LPROD H_{t-1} - \sum_{j=1}^{J_{min}} \theta_j X_{j,t-1}$. q désigne le nombre de décalages optimal défini par les critères d'information usuels.

La seconde approche permet de traiter les éventuels problèmes d'endogénéité via un modèle multivarié. On définit $Y_t = \begin{pmatrix} LPROD H_t \\ X_t \end{pmatrix}$ où X_t désigne le vecteur de l'ensemble des déterminants observables permettant d'expliquer les ruptures structurelles.

On considère alors le modèle suivant :

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu + \rho t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \gamma + \epsilon_t$$

Où p désigne le nombre de décalages optimal.

L'approche en deux étapes est validée si les résultats obtenus avec les deux autres méthodes économétriques sont robustes.

Confirmation des résultats obtenus avec l'approche en deux étapes sur différentes périodes

Le modèle permettant d'expliquer l'ensemble des ruptures structurelles est finalement estimé sur différentes périodes afin de tester la robustesse des coefficients. D'abord, on considère les périodes 1976-1999, 1976-2004 et 1976-2007, où les deux premières périodes permettent d'estimer le modèle avant le ralentissement des gains de productivité observés dans les années 2000 et, la dernière période, de l'estimer avant la crise de 2008. Ensuite, l'estimation est réalisée sur la période 1960-2018, ce qui permet d'augmenter le nombre d'observations et d'utiliser le plus grand intervalle possible, déterminé par la disponibilité des données pour les déterminants. Pour cette période, il est nécessaire de réaliser un test de Bai-Perron sur la relation (1) pour identifier d'éventuelles ruptures sur la période 1960-1976. Enfin, le modèle est estimé de manière glissante sur un nombre fixe d'observations entre les périodes 1960-2002 et 1976-2018 pour analyser l'évolution des coefficients au cours du temps, en tenant compte également d'éventuelles ruptures structurelles sur la période antérieure à 1976.

2. Présentation des données

Sauf mention contraire, la base de données utilisée est celle de l'Insee. L'analyse porte d'abord sur l'ensemble de l'économie. Le choix d'un tel périmètre est justifié par les éventuels problèmes d'allocation de consommations intermédiaires et de main-d'œuvre (en termes de personnes et d'heures travaillées), ainsi que l'absence de données sectorielles pour certains déterminants, qui peuvent fragiliser toute analyse menée à un niveau plus désagrégé. On s'intéresse ensuite au secteur marchand non agricole, lequel correspond aux sections de la NACE rev. 2 allant de B à N, et de R à T⁹. Ce périmètre permet de s'intéresser à la dynamique

⁹ Le secteur marchand hors agricole englobe les Industries extractives (B), l'Industrie manufacturière (C), la Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné (D), la Production et distribution d'eau ; assainissement, gestion des déchets et dépollution (E), la Construction (F), le Commerce ; réparation d'automobiles et de motocycles (G), les Transports et entreposage (H), l'Hébergement et restauration (I), l'Information et communication (J), les Activités financières et d'assurance (K), les Activités immobilières (L), les Activités spécialisées, scientifiques et techniques (M), les Activités de services administratifs et de soutien (N), les Arts, spectacles et activités récréatives (R), les Autres activités de services (S) et les Activités des

propre aux secteurs productifs hors administrations publiques. On adopte enfin une approche plus désagrégée par branche en s'intéressant successivement à l'Industrie manufacturière (section C de la classification NACE rev. 2), la Construction (F), et les Services principalement marchands (section G-N et R-T) pour réaliser des comparaisons intersectorielles, analyser la contribution de chaque déterminant à l'évolution de la productivité du travail horaire sectorielle et pour déterminer l'origine de certaines ruptures observées à un niveau plus agrégé. Dans ce qui suit, la description des données est détaillée afin de montrer les limites de l'analyse, notamment désagrégée, et de justifier les choix méthodologiques adoptés pour approcher les différents déterminants de la productivité tendancielle.

2.1. Productivité du travail et heures travaillées

La productivité du travail est calculée à une fréquence trimestrielle comme logarithme du ratio de la valeur ajoutée totale, en volume aux prix de l'année précédente chaînés, base 2014, sur le nombre total d'heures travaillées (des salariés et des non-salariés). Les données en volume chaîné de 2014, exprimées en monnaie nationale, sont calculées selon un indice chaîné de Laspeyres, qui permet de mettre en avant l'évolution de la structure économique et des dynamiques propres à chaque secteur. Elle présente néanmoins l'inconvénient de supprimer la propriété d'additivité des indices non chaînés : la valeur ajoutée agrégée ne correspond pas à la somme des valeurs ajoutées des secteurs composant le total. Pour pallier ce problème d'additivité, on utilise la méthode de Eyraud (2007)¹⁰. Les heures, quant à elles, sont calculées selon la méthode nationale. Il en est de même pour le nombre de personnes physiques travaillant effectivement. Les travailleurs sont ceux de l'ensemble du secteur productif et incluent les salariés et les indépendants.

Le nombre d'heures moyen par travailleur est également calculé sur une base trimestrielle, comme logarithme du ratio du volume horaire de travail sur l'emploi total, calculé en personnes physiques.

ménages en tant qu'employeurs ; activités indifférenciées des ménages en tant que producteurs de biens et services pour usage propre (T).

¹⁰ Cette méthode consiste à calculer tout d'abord le taux de croissance trimestriel par rapport au trimestre précédent, réel, à partir des données en volume aux prix de l'année précédente chaînés, pour chaque secteur d'intérêt, noté $Y_t^{i,vol}$, ce qui correspond à l'indice de Laspeyres entre deux dates, noté $L_{t/t-1}^i$, tel que $L_{t/t-1}^i = \frac{Y_t^{i,vol} - Y_{t-1}^{i,vol}}{Y_{t-1}^{i,vol}}$. Pour chaque secteur, on multiplie ensuite les données en prix courants, à la date $t - 1$ par $(1 + L_{t/t-1}^i)$, pour obtenir $Y_t^{i,vol,mod} = Y_{t-1}^{i,vol} * (1 + L_{t/t-1}^i)$. On réalise les opérations d'addition et de soustraction souhaitées. Pour illustrer, on suppose une sommation sur I secteurs et on note $Y_t^{vol,mod} = \sum_{i=1}^I Y_t^{i,vol,mod}$, la somme des volumes rebasés. On fait de même sur les données en valeur, à la période $t - 1$, tel que $Y_{t-1}^{val} = \sum_{i=1}^I Y_{t-1}^{i,val}$. On calcule ensuite le taux de croissance pour le périmètre souhaité, $\frac{Y_t^{vol,mod} - Y_{t-1}^{val}}{Y_{t-1}^{val}}$, et l'indice 2015T1=100, noté $I_{t/2015T1}^{mod}$. On termine enfin en calculant la série en volume modifié pour le périmètre souhaité, en multipliant, pour chaque période, la valeur en prix courants au premier trimestre 2015 par l'indice calculé à l'étape précédente, $Y_{2015T1}^{val} * I_{t/2015T1}^{mod}$.

2.2. Formation brute de capital fixe

Des données sur la formation brute de capital fixe (FBCF), hors habitation, sont aussi mobilisées afin de calculer le taux d'investissement en capital physique, c'est-à-dire le ratio de formation brute de capital fixe, hors immobilier¹¹ sur la valeur ajoutée, ces données étant exprimées en volume aux prix de l'année précédente chaînés, base 2014. La base Eurostat/OCDE est également utilisée dans la mesure où elle fournit des informations sur la formation brute de capital fixe par catégories d'actifs, en prix courants et en volume aux prix de l'année précédente chaînés, notamment pour l'investissement résidentiel, que l'Insee ne présente pas sur une fréquence trimestrielle. On peut également mesurer l'investissement en technologies de l'information et télécommunication (TIC) (équipements informatiques et de télécommunication), l'investissement en transport, autres matériels et équipements, dont armes, ou encore l'investissement en droits de propriété intellectuelle (qui englobe l'exploration minière, les logiciels, les bases de données et le divertissement).

Pour les analyses sectorielles, on utilise les données de l'Insee et de EU KLEMS 2018, afin de calculer le taux d'investissement pour chaque secteur d'intérêt. La base EU KLEMS de la Commission européenne fournit ainsi des informations sur la formation brute de capital fixe par catégories d'actifs, plus fines que Eurostat/OCDE, et par types d'activités (classification NACE rev. 2), sur la période 1980-2015. Les données sont calculées sur une fréquence annuelle, en prix courants et en volume chaîné, base 2010, obligeant à opérer un changement de base. Deux autres bases de l'Insee sont également mobilisées. La première ventile la FBCF par types d'activités (classification NACE rev. 2, à dix-sept branches), sur la période 1978-2017, sur une fréquence annuelle. La seconde donne le niveau d'investissement par catégorie d'actifs (définis différemment par rapport à Eurostat et OCDE) et par secteurs institutionnels (administrations publiques, ménages, sociétés financières, entreprises non financières et ISBLSM¹²), sur la période 1949-2018, en fréquence trimestrielle.

Cette seconde base permet notamment de calculer le taux d'investissement trimestriel pour le secteur marchand non agricole : la formation de capital fixe pour ce périmètre est calculée comme la différence, ajustée selon la méthode présentée précédemment pour tenir compte des effets de distorsions inhérentes à la méthode des comptes chaînés, entre la FBCF totale (identique pour toutes les bases de données), la FBCF des Administrations publiques (série Insee) et la FBCF résidentielles (série Eurostat/OCDE). En effet, la FBCF des Administrations publiques ne comporte aucun investissement résidentiel¹³ de sorte que ces deux composantes peuvent être soustraites du total sans risque de décompter deux fois le même investissement. Cette dernière base permet également d'approximer le taux d'investissement en capital physique pour les secteurs de l'industrie manufacturière et des services principalement marchands. Pour l'industrie manufacturière, on dérive deux variables différentes : le logarithme du ratio des investissements en biens manufacturés¹⁴ sur la valeur ajoutée de

¹¹ Hors les acquisitions moins les cessions d'actifs fixes, réalisées par les agents résidents.

¹² ISBLSM : Institution sans but lucratif au service des ménages.

¹³ Voir le Chapitre 3 de la Méthodologie des comptes trimestriels, *Les comptes de branches et le tableau économique d'ensemble*.

¹⁴ La FBCF en biens manufacturés englobe la FBCF en matériels de transport, en biens d'équipement, en produits métalliques et en autres produits manufacturés hors biens d'équipement.

l'industrie (sections B à E), et le logarithme du ratio de la somme des investissements en matériels de transport et en biens d'équipement sur la valeur ajoutée de l'industrie manufacturière (section C). Pour les services principalement marchands, on considère le logarithme du ratio de la FBCF en services marchands sur la valeur ajoutée des services principalement marchands. Les séries ainsi obtenues présentent néanmoins des différences significatives pour la période pré-2000, par rapport aux données calculées à partir des séries annuelles, sans doute à cause d'un changement de définition des périmètres d'investissement : on observe une rupture de niveau à cette date dans ces séries. Celles-ci sont obtenues en calculant la FBCF sur le périmètre souhaité à partir des données annuelles, rapportée ensuite à la valeur ajoutée. On interpole enfin les données manquantes à partir des données annuelles en calculant un taux de croissance trimestrialisé, tel que $\left(\frac{FBCF^a}{FBCF^{a-1}}\right)^{\frac{1}{4}} - 1$, où $FBCF^a$ correspond à la valeur de la FBCF pour l'année a ¹⁵.

2.3. Capital humain

Le capital humain est apparenté ici à l'éducation, sur le modèle de Mankiw, Romer, Weil (1992), Arnold *et al.* (2007) et Thévenon *et al.* (2012). Cette définition ne prend certes pas en compte toutes les dimensions du capital humain, notamment en matière de santé ou de formation tout au long du cycle de vie, mais permet toutefois d'apprécier son évolution qualitative depuis 1976¹⁶. On considère deux ensembles de variables :

- le niveau de formation des adultes, qui correspond à la part des personnes âgées entre 25 et 64 ans ayant atteint, ou au moins atteint, un niveau d'études donné (primaire, secondaire ou supérieur) dans la population totale de cette catégorie d'âge ;
- le nombre moyen d'années d'études par niveau d'études et totales, calculé sur la même catégorie d'âge.

Deux bases de données sont mobilisées pour construire ces variables, la base de données de Barro et Lee (2013) et la base de Goujon *et al.* (2016) pour le centre Wittgenstein pour la démographie et le capital humain. Toutes deux sont construites sur la base des travaux de l'UNESCO et de l'ONU, proposent des données quinquennales et suivent la Classification internationale type de l'éducation (CITE, ou ISCED en anglais), mais présentent des différences significatives dans la définition retenue des niveaux d'instruction atteints.

Par la suite, on note $q_{j,t}^a$, la part de la catégorie d'âge $a = 25 - 29, \dots, 60 - 64$, dont le niveau d'instruction le plus élevé effectivement atteint est j , variable qui prend la valeur : aucune éducation, primaire, secondaire ou supérieur, avec des variantes propres à chaque base. La somme sur l'ensemble des niveaux d'instruction est toujours égale à 1, telle que $\sum_j q_{j,t}^a = 1$, pour toutes les catégories a et toutes les périodes t .

¹⁵ L'interpolation peut évidemment entraîner des corrélations fallacieuses.

¹⁶ Si Mankiw, Romer et Weil (1992) reconnaissent que la propension à investir dans le capital humain ne peut être réduite à sa seule composante éducative, les variables ainsi définies peuvent toutefois être utilisées pour mesurer l'élasticité de la productivité au capital humain en supposant qu'elles sont proportionnelles à q_t .

La base de données de Goujon *et al.* (2016) propose des données et des estimations sur la période 1950-2020, sur la base d'hypothèses sur le taux de mortalité, de fertilité, et sur la migration. Le tableau suivant présente les différentes définitions des niveaux d'éducation atteints, testées par la suite dans l'analyse structurelle.

Tableau 1 – Définitions des variables d'éducation dans la base de données de Goujon *et al.* (2016)¹⁷

Variables	Définition, plus haut niveau d'études atteint	Variables
Aucune éducation	Niveau 0 et Niveau 1 non complété	$q_{noeduc,t}^{a,W}$
Études primaires incomplètes	Niveau 1 incomplet	$q_{inprim,t}^{a,W}$
Études primaires	Niveau 1 complété et Niveau 2 incomplet	$q_{prim,t}^{a,W}$
Études secondaires du 1 ^{er} cycle	Niveau 2 complété et Niveau 3 incomplet	$q_{lsec,t}^{a,W}$
Études secondaires du 2 nd cycle	Niveau 3 complété et Niveaux 4 et plus incomplet	$q_{upsec,t}^{a,W}$
Études supérieures	Niveaux 4 et plus complétés	$q_{ter,t}^{a,W}$

Source : Goujon *et al.* (2016)

$q_{j,t}^a$ couvre alors la part de la catégorie d'âge a qui a effectivement complété le niveau d'instruction j , à laquelle vient s'ajouter la part de cette même catégorie d'âge a qui a atteint, sans le compléter, le niveau $j + 1$. La base de données propose également le nombre moyen d'années d'études totales sur la même période, par catégorie d'âge, noté $year_{tot,t}^a$.

Pour la base de données de Barro et Lee (2013), les niveaux d'instruction sont définis comme suit ; le primaire correspond aux études primaires incomplètes et aux études primaires (niveau 1 au mieux) ; le secondaire aux études du premier et du second cycle du second degré (niveaux 2 et 3) ; et les études supérieures incluent les études incomplètes et complétées (niveau 4 et plus). Pour chaque catégorie d'âge, pour un niveau d'instruction donné, la base de données distingue entre la part de la population inscrite à ce niveau d'études de celle l'ayant effectivement complété. Il n'y a donc pas imbrication des niveaux de l'ISCED comme pour la base de Goujon *et al.* (2016). La base de Barro et Lee (2013) propose également le nombre moyen d'années d'études totales, mais également pour chaque niveau d'instruction, à chaque catégorie d'âge, noté $year_{j,t}^a$ respectant une propriété d'additivité, telle que $year_{tot,t}^a = \sum_j year_{j,t}^a$ pour toutes les catégories a et à toutes les périodes t . Les données sont ventilées par catégorie d'âge, définie par palier de cinq ans.

On construit les variables de capital humain sur la population adulte, c'est-à-dire âgée de 25 à 64 ans, et non la population en âge de travailler, âgée de 15 à 64 ans, pour éviter les

¹⁷ Dans le système français, le niveau 0 correspond à l'enseignement pré-élémentaire, le niveau 1 à l'école primaire, le niveau 2 à l'enseignement du premier cycle du second degré (collège), le niveau 3 à l'enseignement du second cycle professionnel et général du second degré (lycée), le niveau 4 et plus à l'enseignement du supérieur.

éventuels biais de mesure générés par le fait qu'une part significative des 15-24 ans n'a pas terminé ses études. On note l_t^a la part de la population a dans la population âgée entre 25 et 64 ans, à l'année t . On a alors $q_{j,t}^{25/64} = \sum_a q_{j,t}^a * l_t^a$, où $q_{j,t}^{25/64}$ la part de la population âgée entre 25 et 64 ans, dont le plus haut niveau d'études atteint est j . De même, on a $year_{j,t}^{25/64} = \sum_a year_{j,t}^a * l_t^a$ pour le nombre d'années d'études pour chaque niveau d'instruction. Les données sont ensuite interpolées (linéairement) de façon à obtenir une fréquence trimestrielle, en utilisant les formules suivantes $\left(\frac{q_{j,t}^{25/64}}{q_{j,t-5}^{25/64}}\right)^{\frac{1}{20}} - 1$ et $\left(\frac{year_{j,t}^{25/64}}{year_{j,t-5}^{25/64}}\right)^{\frac{1}{20}} - 1$ ¹⁸. L'extrapolation des données manquantes pour la période 2010-2018 pour la base de données de Barro et Lee (2013) est présentée dans l'encadré 4.

Encadré 4 – Extrapolation des données manquantes pour la période 2010-2018 pour la base de données de Barro et Lee (2013) à l'aide d'un modèle logistique

Barro et Lee (2013) couvrant la période 1950-2010, les données manquantes pour 2010-2018 sont extrapolées selon la méthode de Lee et Lee (2016), sur les données trimestrielles, en supposant que les variables de capital humain suivent une croissance logistique¹⁹ :

$$q_{j,t}^{25/64} = \frac{q_j^{25/64,max}}{1 + \exp(-\alpha_j - \beta_j * t + \sum_{k=1980}^{2005} \alpha_{j,k} * \mathbb{1}_{t \geq t_k} + \sum_{k=1980}^{2005} \beta_{j,k} * \mathbb{1}_{t \geq t_k} * t)}$$

On ajoute de potentiels changements de pente et de niveau par l'intermédiaire de variables muettes pour capturer le fait que les données sont initialement exprimées sur une fréquence quinquennale. On réalise cette opération pour les variables suivantes, les parts des personnes ayant atteint le primaire, ayant complété le secondaire, le nombre moyen d'années d'études dans le primaire, le secondaire et totales. Pour la part des personnes ayant atteint le supérieur, on utilise le taux de croissance observé sur la base de données de Goujon *et al.* (2016), les deux séries étant approximativement identiques. On en déduit la part des personnes ayant atteint le secondaire et le nombre moyen d'années d'études dans le supérieur en utilisant la propriété d'additivité de chaque ensemble de variables. On estime donc l'équation suivante sur la période 1975-2010 :

$$\ln\left(\frac{q_{j,t}^{25/64}}{q_j^{25/64,max} - q_{j,t}^{25/64}}\right) = \alpha_j + \beta_j * t - \sum_{k=1980}^{2005} \alpha_{j,k} * \mathbb{1}_{t \geq t_k} - \sum_{k=1980}^{2005} \beta_{j,k} * \mathbb{1}_{t \geq t_k} * t + \mu_{j,t}^{25/64}$$

On extrapole alors les données manquantes sur la période 2010-2018, sur la base de l'équation estimée, tout en comparant les résultats obtenus avec la base de données de Goujon *et al.* (2016).

¹⁸ Comme pour la FBCF calculée sur données annuelles, l'interpolation peut entraîner des corrélations fallacieuses.

¹⁹ Les modèles logistiques sont des modèles dans lesquels l'évolution de la population est conditionnée par le niveau actuel de ladite population par rapport à la capacité d'accueil maximum, évitant ainsi toute croissance exponentielle, ainsi qu'une surreprésentation d'une partie dans le tout.

L'estimation du modèle de Solow augmenté pour l'ensemble de l'économie, présentée par la suite, est réalisée à partir du niveau d'études moyen de la population adulte. Les résultats obtenus à partir du nombre d'années d'études sont présentés dans l'annexe statistique : cette spécification, en effet, n'est pas privilégiée parce qu'elle ne permet pas d'expliquer l'ensemble des ruptures structurelles.

À partir de Jones (2014), on considère une fonction d'agrégation du capital humain générale définie à partir des niveaux d'études, telle que $q_t = G\left(q_{sec,t}^{25/64,b}, q_{ter,t}^{25/64,b}\right)$ où b désigne la base de Barro et Lee (2013) ou de Goujon *et al.* (2016). Quatre explicitations de cette définition ont été utilisées afin de mesurer le capital humain et conduisent aux mêmes résultats. La première variante, calculée à partir des deux bases de données de Barro et Lee (2013) et Goujon *et al.* (2016), agrège respectivement la part des personnes entre 25 et 64 ans ayant achevé des études secondaires à celle ayant achevé des études supérieures, et la part des adultes ayant achevé le collège sans avoir achevé le lycée, à celle ayant achevé le lycée sans avoir achevé leurs études supérieures, et celle ayant achevé des études supérieures. Formellement, on a :

$$q_{sec,t}^{25/64,BL} + q_{ter,t}^{25/64,BL}$$

Pour les données issues de Barro et Lee (2013), et :

$$q_{lsec,t}^{25/64,W} + q_{usec,t}^{25/64,W} + q_{ter,t}^{25/64,W}$$

Pour les données issues de Goujon *et al.* (2016).

Ce type de variables correspond à la mesure traditionnellement utilisée dans la littérature, en complément du nombre moyen d'années d'études (voir Thévenon *et al.*, 2012 ; et Jones, 2010), et correspond à une situation de parfaite substituabilité entre les niveaux d'études.

La deuxième variante consiste à pondérer chacune de ces parts par son poids respectif dans la population adulte ayant complété au minimum neuf années d'études, de sorte que la somme de ces facteurs de pondération est égale à un. Cette variante est construite à partir des données de Goujon *et al.* (2016), qui permettent de faire la distinction entre les deux cycles du secondaire, et ainsi de considérer trois possibilités présentées dans l'annexe statistique, selon que les facteurs de pondération portent sur chacun des trois niveaux d'études

$$n_{lsec,t}^{25/64,W} q_{lsec,t}^{25/64,W} + n_{usec,t}^{25/64,W} q_{usec,t}^{25/64,W} + n_{ter,t}^{25/64,W} q_{ter,t}^{25/64,W}$$

Où $n_{lsec,t}^{25/64,W} = \frac{L_{lsec,t}^{25-64,W}}{L_{lsec,t}^{25-64,W} + L_{usec,t}^{25-64,W} + L_{ter,t}^{25-64,W}}$, $n_{usec,t}^{25/64,W} = \frac{L_{usec,t}^{25-64,W}}{L_{lsec,t}^{25-64,W} + L_{usec,t}^{25-64,W} + L_{ter,t}^{25-64,W}}$ et $n_{ter,t}^{25/64,W} = \frac{L_{ter,t}^{25-64,W}}{L_{lsec,t}^{25-64,W} + L_{usec,t}^{25-64,W} + L_{ter,t}^{25-64,W}}$; $L_{j,t}^{25-64,W}$ étant le nombre de personnes adultes ayant complété au mieux le niveau d'études j ;

Sur le secondaire pris dans son ensemble et le supérieur

$$n_{sec,t}^{25/64,W} q_{sec,t}^{25/64,W} + n_{ter,t}^{25/64,W} q_{ter,t}^{25/64}$$

Où que la variable est construite sur le second cycle du secondaire et le supérieur

$$n_{usec,t}^{25/64,W} q_{usec,t}^{25/64} + n_{ter,t}^{25/64,W} q_{ter,t}^{25/64}$$

$$\text{Où } n_{usec,t}^{25/64,W} = \frac{L_{usec,t}^{25-64,W}}{L_{usec,t}^{25-64,W} + L_{ter,t}^{25-64,W}} \text{ et } n_{ter,t}^{25/64,W} = \frac{L_{ter,t}^{25-64,W}}{L_{usec,t}^{25-64,W} + L_{ter,t}^{25-64,W}}$$

Cette variable permet de rendre compte de l'évolution de la structure de la population selon le niveau d'études et, plus particulièrement, du développement récent de l'accès aux études supérieures.

La troisième variante, également construite à partir de la base de données de Goujon *et al.* (2016), consiste à utiliser une fonction à élasticité de substitution constante (CES) ou une fonction CES de type Dixit-Stiglitz, afin d'introduire des degrés de complémentarité différents entre les niveaux d'études en fonction de la valeur prise par l'élasticité. La forme générale de la fonction CES est donnée par :

$$\left(\left(q_{lsec,t}^{25/64,W} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(q_{usec,t}^{25/64,W} + q_{ter,t}^{25/64,W} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

Et celle de la fonction Dixi-Stiglitz par :

$$\left(\left(q_{lsec,t}^{25/64,W} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(q_{usec,t}^{25/64,W} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(q_{ter,t}^{25/64,W} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

Dans le premier cas, la part des personnes ayant complété le premier cycle du secondaire sans avoir achevé le second est associé à un niveau de qualification plus faible que celles ayant complété le second cycle ou le supérieur. Les études micro-économétriques visant à estimer l'élasticité de substitution entre les niveaux d'études établissent un intervalle de]1; 2], avec une valeur moyenne de 1,5 (voir Jones, 2014 ; Lee et Lee, 2016). Nous testons ainsi six différentes valeurs possibles de cet intervalle selon un décalage de 0,2, ainsi que la valeur 1,5. Nous comparons également ces résultats avec la première variante où l'on agrège simplement les différentes parts d'adultes, qui correspond au cas où l'élasticité de substitution tend vers l'infini.

La dernière variante agrège les niveaux d'études à partir de deux fonctions CES imbriquées, portant respectivement sur les deux cycles du secondaire, et le secondaire pris dans son ensemble et les études supérieures. Chaque part est également pondéré par son poids respectif dans la population adulte ayant au minimum achevé le premier cycle du secondaire

$$\left(n_{1t} \left(n_{2t} q_{lsec,t}^{25/64,W \frac{\mu-1}{\mu}} + (1 - n_{2t}) q_{usec,t}^{25/64,W \frac{\mu-1}{\mu}} \right)^{\frac{\mu}{\mu-1} \frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - n_{1t}) q_{ter,t}^{25/64,W \frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

$$\text{Où } n_{1t} = \frac{L_{lsec,t}^{25-64,W} + L_{usec,t}^{25-64,W}}{L_{lsec,t}^{25-64,W} + L_{usec,t}^{25-64,W} + L_{ter,t}^{25-64,W}} \text{ et } n_{2t} = \frac{L_{lsec,t}^{25-64,W}}{L_{lsec,t}^{25-64,W} + L_{usec,t}^{25-64,W}}$$

Sur la base de Jones (2014), l'élasticité de substitution entre le secondaire et le supérieur, notée σ , est fixée à 1,5, et l'élasticité entre les deux cycles du secondaire, μ , à 4,9, afin de correspondre aux estimations moyennes. Le fait que $\mu > \sigma$ indique une substituabilité plus grande au sein des niveaux de secondaire qu'entre le secondaire dans son ensemble et le supérieur.

Dans ces quatre variantes, la définition du capital humain retenue peut apparaître large dans la mesure où la quasi-totalité de la population adulte a désormais au moins achevé des études secondaires (collège ou lycée), mais elle présente deux avantages. D'abord, elle reflète fidèlement l'évolution du niveau d'éducation moyen de la population active française sur les quarante dernières années. Ensuite, elle illustre le fait que la croissance du capital humain a été principalement portée, jusqu'au début des années 2000, par l'augmentation constante du nombre de personnes dans les études secondaires (collège, lycée et équivalent) puis supérieures. Cette forme de croissance est en général qualifiée de marge extensive, en opposition à la marge intensive, lorsque la croissance du capital humain résulte de l'amélioration de la qualité de l'enseignement.

2.4. Taux de croissance de la population en âge de travailler

Le taux de croissance de la population n_t est calculé à partir des données démographiques de l'Insee, tel que $n_t = \frac{POP_t^{15/64} - POP_{t-1}^{15/64}}{POP_{t-1}^{15/64}}$, où $POP_t^{15/64}$ est la population en âge de travailler, c'est-à-dire âgée entre 15 et 64 ans. Comme Mankiw, Romer et Weil (1992) et les autres études sur le modèle de Solow, le taux de dépréciation du capital physique et le taux de croissance du progrès technique sont supposés constants. Deux valeurs sont testées ; la première suppose que $g + \delta = 0.05$ comme il est usuellement admis ; la seconde est calculée sur données françaises, à partir de la base AMECO pour l'ensemble de l'économie, et EU KLEMS pour les autres secteurs d'analyse. On suppose que g^{tot} correspond au taux de croissance moyen de la TFP (calculée à partir de la valeur ajoutée par heure travaillée) sur la période 1976-2018 ; pour les autres secteurs, g^i est calculé sur la période disponible de 1981-2015. Le taux de dépréciation est calculé à partir de la base de données AMECO. La Commission européenne définit la fonction d'accumulation du capital comme suit $K_t = K_{t-1} + FBCF_t - \frac{CKF_t}{P_t^I}$ où K_t et $FBCF_t$ sont respectivement le stock de capital et la formation brute de capital fixe, tous deux exprimés en volume, CKF_t la consommation de capital fixe, en valeur, et P_t^I le prix des biens d'investissement, utilisé pour déflater la consommation fixe de capital. Dans la mesure où la fonction de capital est usuellement définie comme $K_t = FBCF_t + (1 - \delta_t) * K_{t-1}$, on en déduit que $\delta_t = \frac{CKF_t}{P_t^I K_{t-1}}$ et δ est défini comme la moyenne du taux de dépréciation sur la période 1976-2018. On suppose en outre que le taux de dépréciation est identique pour l'ensemble des secteurs.

3. Étude de la productivité tendancielle en France, tous secteurs confondus

Cette partie est consacrée à l'étude de la productivité du travail pour l'ensemble des secteurs, y compris les administrations publiques. Les graphiques 2 et 3 de l'introduction donnent respectivement l'évolution de la productivité du travail horaire en taux de croissance et en niveau. Comme annoncé, la productivité tendancielle est d'abord caractérisée comme une fonction linéaire du temps avec ruptures de pente, avant d'être spécifiée comme une fonction de facteurs explicatifs, susceptibles de se substituer aux ruptures de tendance. Débuter l'analyse en 1976 présente plusieurs avantages. D'une part, cela permet d'utiliser l'ensemble des données disponibles sur le TUC dans le secteur manufacturier ; d'autre part, les résultats peuvent être comparés à Cette *et al.* (2017) ; enfin, débuter après le premier choc pétrolier permet d'éviter les périodes de forte instabilité dans l'évolution de la productivité qui peuvent biaiser les résultats et affaiblir la stationnarité du résidu.

3.1. Tendance déterministe de la productivité du travail en France sur la période 1976-2018 : identification des ruptures de pente

On estime donc d'abord une fonction déterministe du temps, et, plus précisément, une fonction linéaire avec des ruptures de pente intervenant à quelques dates clés, identifiées par un test de stabilité, correspondant à l'équation (2) de l'encadré 3. Comme annoncé précédemment, on peut envisager deux spécifications : soit la productivité observée, soit la productivité corrigée des fluctuations conjoncturelles obtenue en introduisant le taux d'utilisation des capacités production (TUC) dans le secteur manufacturier (source Eurostat pour les comparaisons intra-européennes futures) comme facteur explicatif. Cette *et al.* (2017) adoptent cette deuxième spécification. Le principe d'identification des ruptures de la tendance par application du test de Bai et Perron (1998) est expliqué dans l'encadré 2.

On trouve 3 ou 4 ruptures de niveau et/ou de pente de la tendance selon que l'on considère respectivement la productivité corrigée des effets du TUC ou la productivité observée. Les dates de rupture sont données dans le tableau suivant. La log-productivité tendancielle (ou de long-terme) correspond alors à la tendance linéaire par morceaux dont la spécification est indiquée dans le tableau suivant.

Tableau 2 – Résultats du test de Bai et Perron appliqué à la productivité horaire globale

Trend déterministe				
Productivité corrigée par le TUC	1986T3	1993T3	2004T3	
Productivité observée	1986T3	1993T1	2002T1	2008T2

Source : Insee, calcul des auteurs

Tableau 3 – Résultats de l'estimation de l'équation déterministe avec les ruptures

	Ruptures estimées en tenant compte du TUC	Ruptures estimées sur la productivité observée
Constante	3,083***	3,083***
	0,005	0,004
Tendance	0,0083***	0,0083***
	0,0002	0,0002
Rupture86	0,071***	0,061***
	0,020	0,018
Rupture93	0,073***	0,088***
	0,026	0,024
Rupture02		0,225***
		0,042
Rupture04	0,366***	
	0,024	
Rupture08		0,071
		0,044
Rupture86*t	-0,0022***	-0,0019***
	0,0004	0,0003
Rupture93*t	-0,0013***	-0,0015***
	0,0004	0,0004
Rupture02*t		-0,0020***
		0,0004
Rupture04*t	-0,0032***	
	0,0002	
Rupture08*t		-0,0007**
		0,0004
Valeur de la stat. ADF	-5,965	-6,528
Mécanisme de rappel	-0,327***	-0,436***
	0,044	0,059
R ² ajusté	0,403	0,497
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,106	0,030
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,969	0,907
Nombre d'observations	172	172

Note : estimation des paramètres par la méthode FMOLS. Rupture02 est une indicatrice qui vaut 0 jusqu'au dernier trimestre 2001 inclus et 1 sinon. Le coefficient associé mesure le changement de niveau de la droite en 2002T1. Le coefficient associé à la variable Rupture02*t mesure quant à lui la variation de la pente à cette même date.

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Le mécanisme de rappel désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z. Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010).

Le coefficient associé à chaque *rupture de tendance* indique l'amplitude de la baisse du taux de croissance trimestriel de la productivité à partir de la date correspondante jusqu'à la fin de la période d'analyse. On peut ainsi calculer le taux moyen de croissance de la productivité tendancielle entre deux dates de rupture t_j et t_{j+1} comme la somme des coefficients associés à toutes les ruptures jusqu'à celle de la date t_j incluse.

Source : Insee, calcul des auteurs

D'un point de vue statistique, les coefficients associés aux ruptures de niveau peuvent traduire un changement exogène dans le niveau initial de la productivité, capturé par la constante, ou un ajustement concomitant à la rupture de pente pour garantir au mieux la stabilité du résidu. D'un point de vue économique, dans la mesure où les ruptures identifiées sont souvent concomitantes à des variations du temps de travail, les ruptures haussières de niveau viennent capturer l'ajustement mécanique du niveau de productivité, toutes choses égales par ailleurs.

Le résidu Z_t de la régression correspondant à l'équation (1) de l'encadré, incluant ou non le TUC selon la spécification retenue, mesure l'écart entre la productivité observée et la productivité tendancielle (ou encore productivité de long-terme), notée par la suite $LPROD H_t^{LT}$. Il rend compte des fluctuations conjoncturelles de la productivité observée, lorsque la productivité tendancielle est caractérisée comme une tendance temporelle linéaire avec des ruptures de pente.

Les ruptures de 1986, 1993 et 2004 ont déjà été commentées dans la littérature, comme rappelé dans la partie introductive. Les trois ruptures ont souvent été liées aux politiques d'emploi menées pour réduire le chômage, notamment des moins qualifiés, depuis les années 1980 (Bergeaud *et al.*, 2016 ; Beffy et Fourcade, 2004). Celles-ci se sont traduites par une réduction légale du temps de travail et des mesures fiscales venant réduire le coût relatif des emplois moins qualifiés vis-à-vis du capital et des emplois qualifiés. L'objectif de cet ensemble de mesures était de rendre la croissance économique plus intensive en emplois en ralentissant le taux de croissance de la productivité du travail. La rupture de 2004, plus spécifiquement, peut également être associée à un « épuisement structurel » qui concernerait l'ensemble des pays développés (Bergeaud *et al.*, 2016). L'interprétation d'un tel « épuisement structurel » est partagée entre un ralentissement du progrès technique, inhérent aux nouvelles technologies qui ne pourraient pas générer les mêmes gains de productivité que lors des précédentes révolutions industrielles, et un problème de diffusion de l'innovation des entreprises et des pays les plus proches de la frontière technologique vers les autres, conjointement avec des problèmes de rigidité sur les marchés du travail, des biens et des services.

Cette première spécification purement déterministe de la productivité tendancielle est validée par la stabilité de l'écart entre la productivité observée et sa composante tendancielle²⁰ et l'existence du mécanisme à correction d'erreur dans la dynamique du taux de croissance (trimestriel) de la productivité, comme expliqué dans l'encadré 1. Les fluctuations de ce taux de croissance sont expliquées à hauteur d'un R^2 ajusté de 40 %.

La question se pose de savoir s'il faut introduire ou non le TUC lors de l'identification des ruptures de la tendance de la productivité. Certes, on s'intéresse à la productivité tendancielle et la logique veut que celle-ci soit corrigée de ses fluctuations conjoncturelles. Cependant, la dynamique du TUC (voir graphique 11 en Annexe 1) révèle des variations durables – « long

²⁰ La stabilité est caractérisée comme une propriété de stationnarité, constance de la moyenne et de la variance notamment.

swings » – qui dénotent une certaine persistance ; elle pourrait donc résulter de facteurs qui ne sont pas exclusivement conjoncturels²¹.

On teste ensuite la robustesse des résultats en faisant varier la période d'analyse et en considérant une autre définition du TUC. Trois autres périodes sont ainsi considérées. La période 1949-2018 permet de rendre compte de l'évolution de l'économie française sur l'ensemble des données disponibles. La période 1970-2018 prend en compte le premier choc pétrolier, sans la période de rattrapage économique faisant suite à la Seconde Guerre mondiale. Enfin, la période 1980-2016 permet l'utilisation du TUC dans le secteur marchand (en plus de celui dans le secteur manufacturier) pour corriger la relation déterministe des effets conjoncturels, ainsi que d'éviter les périodes de forte instabilité et de variations dans le taux de croissance de la productivité pouvant affaiblir la stationnarité des résidus.

Ces analyses supplémentaires viennent confirmer les résultats précédents. Sur l'ensemble des périodes retenues, au moins une rupture est identifiée par décennie à partir des années 1980 : en 1986, dans le milieu des années 1990 et en 2002. La rupture potentielle associée à la crise financière de 2008 n'est pas, quant à elle, systématique : elle n'est pas identifiée avec les données disponibles sur la période 1949-2018 ; ni avec celles disponibles sur la période 1980-2016 pour le secteur manufacturier dans le cas d'une spécification avec le TUC, tout comme pour l'analyse de 1976 à 2018. En revanche, la spécification avec le TUC dans le secteur marchand identifie une rupture en 2009, mais celle-ci n'est pas significative lorsque l'on spécifie la relation déterministe avec les ruptures. Pour les périodes d'analyse sur plus longues périodes, c'est-à-dire débutant soit en 1949, soit en 1970, une nouvelle rupture est identifiée à la suite du premier choc pétrolier, de manière décalée, en 1981 et de manière concomitante, en 1975, respectivement.

Dans ce qui suit, les résultats qui sont privilégiés ont été obtenus sans introduire le TUC dans l'équation de la productivité-cible, afin d'estimer le modèle de long-terme, dans lequel cette composante n'intervient pas. Toutefois, il est réintroduit lorsque l'on vérifie qu'aucune rupture ne demeure, en suivant la même méthodologie d'identification que précédemment, présentée dans l'encadré 2.

La deuxième étape de l'analyse consiste à introduire les déterminants susceptibles de remplacer les ruptures identifiées précédemment.

3.2. Introduction des déterminants structurels

Les déterminants dérivés du modèle de Solow augmenté du capital humain, c'est-à-dire les heures travaillées par tête, la part des personnes ayant au moins atteint le secondaire dans la population âgée entre 25 et 64 ans (base de données de Barro et Lee, 2013), le taux d'investissement productif hors résidentiel et le taux de croissance de la population en âge de travailler, augmenté du taux de dépréciation du capital et du taux de croissance du progrès technique permettent d'absorber l'ensemble des ruptures préalablement identifiées. On

²¹ D'un point de vue statistique on trouve que la série du TUC a une racine unitaire ; cette série n'est pas stationnaire et ne peut pas représenter stricto sensu un phénomène exclusivement conjoncturel.

élimine successivement l'ensemble des ruptures, à partir de leur niveau relatif de significativité, en testant à chaque étape, la stationnarité du résidu de l'équation de long terme et l'existence d'un mécanisme de rappel dans l'équation de court terme. Une fois l'ensemble des ruptures soustraites, on teste de nouveau la présence de ruptures restantes à l'aide du test développé par Bai et Perron, en suivant la même méthodologie que précédemment, sans trouver de nouvelle rupture.

L'ensemble des coefficients ont le signe attendu, malgré des problèmes de significativité pour l'investissement et le taux de croissance de la population en âge de travailler. On constate que le coefficient associé au logarithme du nombre moyen d'heures travaillées par tête est proche de -1. En outre, l'élasticité estimée de la productivité au facteur travail appartient à la fourchette haute des estimations. Elle correspond au modèle de Solow préalablement dérivé sans facteur de compensation (voir encadré 2 et Annexe 5). Une élasticité unitaire signifie alors que toute variation de la durée du travail est compensée par celle de la productivité du travail horaire. Beffy et Fourcade (2004) font l'hypothèse d'un facteur de compensation, noté τ dans l'encadré 2, strictement positif, compris entre 0 et 1, de sorte qu'une partie des heures de travail sont redistribuées sous forme de créations d'emploi, pouvant dès lors réduire la croissance potentielle de la productivité du travail. Cette évolution de la croissance dépend également de la nature des emplois créés : l'impact à la baisse sera d'autant plus important que le temps de travail est redistribué en faveur d'emplois peu qualifiés, lesquels ont vu leurs coûts relatifs diminués depuis les années 1980 via des mesures socio-fiscales afin de réduire le chômage.

Le stock de capital humain, capturé par le logarithme de la part des personnes âgées entre 25 et 64 ans ayant au moins atteint le secondaire, construit à partir de Barro et Lee (2013), contribue significativement et positivement à la productivité. L'élasticité estimée ici appartient à la fourchette basse d'estimation de ce paramètre. D'une part, les variables de capital humain calculées ici sont fortement corrélées avec la tendance linéaire, pouvant engendrer des biais. D'autre part, on définit le capital humain à travers le plus haut niveau d'instruction atteint, et non le nombre moyen d'années d'études, ce qui ne rend pas parfaitement compte de l'évolution du stock de capital humain. Néanmoins, cette variable présente plusieurs intérêts : le modèle spécifié permet d'expliquer l'ensemble des ruptures préalablement estimées tout en garantissant la stationnarité du résidu de l'équation de long terme et l'existence d'un mécanisme de rappel et ce, sans identifier de nouvelles ruptures.

Le modèle est ensuite estimé sur différentes périodes à l'aide de l'approche en deux étapes pour tester la robustesse des coefficients, dont les résultats sont présentés dans l'annexe statistique. Les estimations sur les sous-périodes 1976-1999, 1976-2004 et 1976-2007 confirment l'analyse précédente : les coefficients estimés n'ont que peu évolué ; le résidu de l'équation de long terme est bien stationnaire à 5 % sauf sur la période 1976-1999 (potentiellement à cause du plus faible nombre d'observations) et exerce un mécanisme de rappel dans la relation de court terme. Dans un second temps, ces tests de robustesse sont réalisés sur la période 1960-2018, ce qui augmente significativement le nombre d'observations. Cette période 1960-2018 correspond au plus grand intervalle possible pour lequel nous disposons de données pour tous les déterminants. Si les résultats restent

inchangés, il apparaît toutefois nécessaire de maintenir une rupture structurelle en 1974, concomitante au premier choc pétrolier. Cette date marque la fin de la période de rattrapage, que la France, comme les autres pays européens, ont connu après la Seconde Guerre mondiale, et que le modèle de Solow ne peut pas capturer.

Lorsque l'on se tourne vers la contribution de ces déterminants à la croissance de la productivité du travail horaire²² (voir graphique 4 pour la décomposition par sous-périodes et graphique 28 de l'annexe 9 pour la décomposition par trimestre), on constate que la réduction du nombre d'heures travaillées par tête et le niveau d'instruction des personnes âgées entre 25 et 64 ans ont contribué le plus et de manière positive. Cette contribution positive de la réduction du nombre d'heures travaillées par tête vient capturer plusieurs tendances, le progrès technique, l'évolution du marché du travail avec le développement de nouvelles formes d'emplois précaires et les baisses légales de la durée du travail hebdomadaire, réalisées en 1982 et en 2000, avec l'instauration de la semaine à 39h et à 35h respectivement. Cependant, cette contribution n'apparaît que transitoire, principalement au moment de ces baisses organisées : la contribution des heures diminue fortement entre chaque période de baisse et devient nulle après 2004.

La contribution de la variable caractéristique de la qualité du travail – soit la part des 25-64 ans ayant au moins atteint le secondaire –, apparaît significative et positive, comme attendu. Cette variable rend compte du processus de démocratisation de l'éducation dans les années 1950 et 1980 et reflète l'accroissement des compétences sur le marché du travail (Askenazy et Erhel, 2015). Elle s'attache à décrire l'évolution de la qualité de la formation initiale, bien que d'autres formes d'investissement en capital humain puissent être considérés. Sa contribution à la croissance de la productivité du travail apparaît beaucoup plus stable²³ que celle des heures travaillées, mais diminue à partir des années 2000, avec le ralentissement de la croissance de la part des personnes diplômées du secondaire ou du supérieur, dont le niveau est désormais au-dessus des 90 % de la population en âge de travailler. Pour reprendre la terminologie du modèle logistique qui caractérise l'évolution des niveaux d'éducation (voir l'encadré 4 de la partie 3), ce ralentissement est dû au fait que le niveau maximum d'accueil est presque atteint. Cette baisse de la contribution du capital humain à la productivité peut également s'expliquer par la transition entre l'achèvement de la démocratisation du secondaire (95 % des personnes âgées entre 15 et 19 ans ont atteint le secondaire en 2010) et l'augmentation rapide de la part du supérieur dans le niveau d'études. On peut en effet supposer un temps de décalage avant de pouvoir constater les effets réels de l'augmentation du niveau d'études sur l'évolution de la productivité. La hausse

²² La productivité du travail horaire est donnée par la relation suivante $y_t^{LT} = \theta_0 + \theta_1 f(t) + \theta_2 \ln(s_{K,t}) + \theta_3 \ln(q_t) + \theta_4 \ln(h_t) + \theta_5 \ln(n_t + g + \delta)$. Afin de calculer le taux de croissance d'un trimestre par rapport au même trimestre de l'année précédente, on calcule $y_t^{LT} - y_{t-4}^{LT}$ et en utilisant l'équivalence du logarithme, on obtient $\frac{y_t^{LT} - y_{t-4}^{LT}}{y_{t-4}^{LT}} \approx 4 * \theta_1 + \theta_2 * \frac{s_{K,t} - s_{K,t-4}}{s_{K,t-4}} + \theta_3 * \frac{q_t - q_{t-4}}{q_{t-4}} + \theta_4 * \frac{h_t - h_{t-4}}{h_{t-4}} + \theta_5 * \frac{n_t - n_{t-4}}{n_{t-4}}$ où $Y_t^{LT} = \exp(y_t^{LT})$ est la productivité du travail horaire.

²³ Ce résultat peut être nuancé dans la mesure où la variable de capital humain peut être modélisée sous la forme d'un processus autorégressif non stationnaire, tel que $\ln(q_t) = \pi + \ln(q_{t-1}) + \varepsilon_t^Q = \ln(q_0) + \pi * t + \sum_{k=1}^t \varepsilon_k^Q$, de sorte que cette variable capture une partie de la contribution de la tendance linéaire à l'évolution de la productivité du travail.

du niveau de qualification a également pu accroître la procyclicité de la productivité du travail, conjointement avec les rigidités sur le marché du travail et le comportement stratégique des entreprises. En effet, celles-ci peuvent préférer conserver leur main-d'œuvre qualifiée en période de crise plutôt que de la réduire, ce qui tend à réduire leur niveau de productivité ainsi que leur croissance si le choc est significatif.

La contribution de la propension à investir dans le capital productif, hors résidentiel, à la croissance de la productivité horaire du travail apparaît faible²⁴, tout comme celle du taux de croissance de la population en âge de travailler, augmenté du taux de dépréciation du capital et du taux de croissance du progrès technique. Cette contribution faible traduit une vitesse de convergence modérée vers l'équilibre de long terme dans la mesure où le niveau de la productivité serait déjà proche de celui à la frontière technologique. La France ne profite plus d'effets de rattrapage qui ont pu expliquer les fortes croissances de l'activité et de la productivité dans les années 1950-1960 (Bergeaud *et al.*, 2016). On observe également que la croissance du progrès technique, capturé ici par la croissance de la productivité globale des facteurs, a également fortement ralenti depuis le début des années 2000, contribuant au ralentissement de la croissance de la productivité du travail (voir graphique 26, Annexe 5).

3.3. Traitement des problèmes d'endogénéité potentiels : estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur

L'approche adoptée jusqu'à présent, dite en deux étapes, qui consiste à valider d'abord l'existence d'une productivité cible (estimation de l'équation de long terme) puis à vérifier que celle-ci exerce bien un mécanisme de rappel contribuant à expliquer les fluctuations de la croissance de la productivité (estimation de l'équation de court terme) repose sur des hypothèses implicites d'exogénéité des déterminants de la productivité tendancielle par rapport à celle-ci. Or il peut y avoir des problèmes d'endogénéité : par exemple, l'évolution de la productivité peut avoir un effet sur le niveau des heures travaillées, sur la propension à investir, etc. La méthode retenue pour estimer les paramètres de long terme dans l'approche en deux étapes (Fully Modified OLS) corrige des effets d'endogénéité potentiels, mais cette correction n'est efficace que pour des estimations menées avec un grand nombre d'observations. En d'autres termes, les estimations peuvent être biaisées par des effets de feedback de la productivité sur les déterminants.

²⁴ À l'inverse du capital humain, la variable mesurant la propension à investir se comporte comme un processus stationnaire, tel que $\ln(s_{K,t}) = (1 - \rho) \ln(s_K^*) + \rho \ln(s_{K,t-1}) + \epsilon_t^K$ avec $|\rho| < 1$, avec une rupture de niveau potentiel au début des années 2000 (voir graphique 6 de l'annexe 1). Sa contribution est alors en moyenne faible, voire nulle, pour chaque sous période. Il en va de même pour le taux de croissance démographique.

Tableau 4 – Estimation de la productivité tendancielle en une étape et en deux étapes

Productivité du travail horaire	FMOLS en deux étapes	Modèle à correction d'erreur univarié	VECM
$\ln(h_t)$	-0,843***	-0,988***	-0,859***
	(0,074)	(0,105)	(0,111)
$\ln(s_{K,t})$	0,039*	0,048	0,116***
	(0,021)	(0,013)	(0,028)
$\ln(q_t)$	0,397***	0,363***	0,382***
	(0,019)	(0,039)	(0,027)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	-0,029	-0,071	-0,077**
	(0,021)	(0,015)	(0,033)
Constante	8,755***	9,560***	8,887
	(0,433)	(0,948)	
Tendance	0,0007***	0,0005***	0,0003**
	(6,82E-05)	(6,50E-05)	(0,0001)
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,283***	-0,362***	-0,205***
	(0,090)	(0,098)	(0,046)
Valeur de la stat. ADF	-5,539		
Seuil critique à 5 % MacKinnon	-4,817		
R ² ajusté	0,353	0,362	0,487
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,515	0,874	
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,587	0,176	
Nombre d'observations	172	172	172

Note : pour la méthode à correction d'erreur univariée, le coefficient associé à la variable d'écart Z_{t-1} correspond au paramètre ϑ de la variable y_{t-1} présentée dans l'équation 6 de l'encadré 2 et rappelée dans la note 25 ci-dessous. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par ϑ , tels que $\frac{\theta_j}{\vartheta}$, afin de pouvoir être comparés aux autres méthodes économétriques.

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

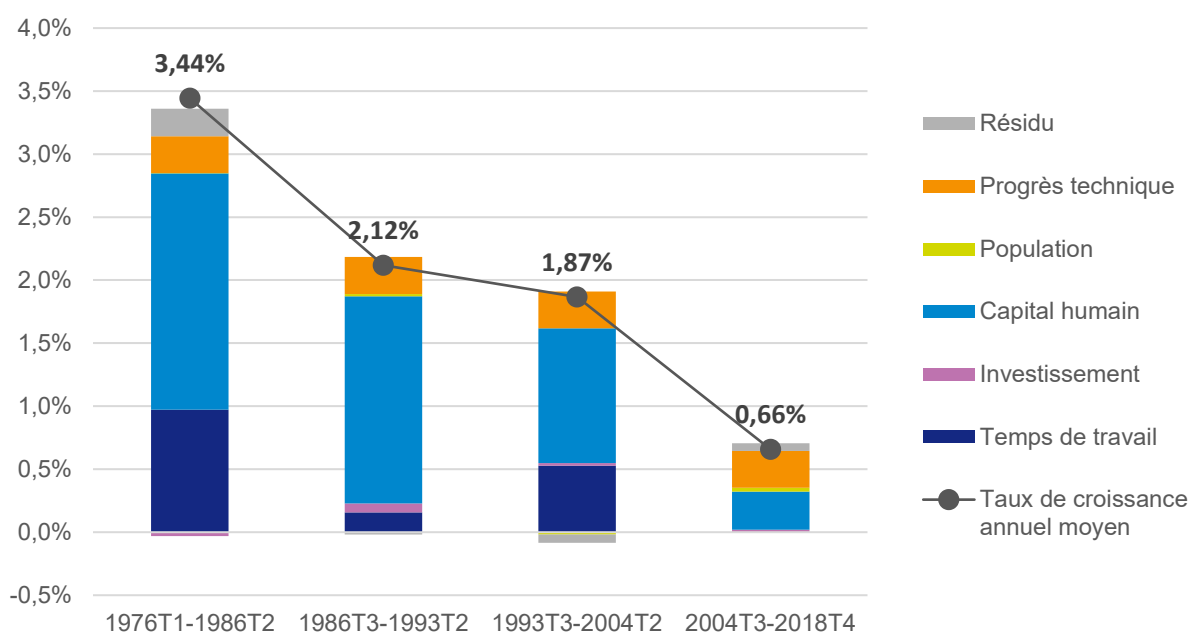
Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

Sources : Insee, AMECO et Barro et Lee (2013), calcul des auteurs

On considère d'abord une approche en une étape « *single equation* », afin de capturer simultanément l'existence d'une relation de long terme entre la productivité du travail et ses

déterminants, ainsi qu'un mécanisme de force de rappel. Le taux de croissance de la productivité dépend alors directement des composantes de l'équation de long terme estimée à $t - 1$ et des taux de croissance passés dont le nombre de décalage est déterminé par les critères d'information usuels²⁵. Le coefficient $-\vartheta$, associé au paramètre $LPROD H_{t-1}$, doit être négatif pour assurer un mécanisme de rappel sur le taux de croissance de la productivité afin de garantir la stabilité du modèle. Ce coefficient intervient lorsque l'on veut mesurer l'impact des autres déterminants sur l'évolution de la croissance de la productivité et l'on doit en tenir compte pour comparer l'évaluation de ces impacts à celle qui est obtenue par les autres méthodes économétriques utilisées. Par rapport à la méthode dite en deux étapes, cette méthode présente l'avantage de permettre une évaluation directe de la significativité des coefficients estimés (à partir de la précision des estimations évaluée de manière efficace).

Graphique 4 – Contribution des déterminants à la croissance tendancielle de la productivité horaire agrégée du travail par sous-période



Note : le taux de croissance présenté ici correspond au taux de croissance annuel moyen de la productivité du travail horaire entre chaque sous-période calculé selon une méthode géométrique. Il diffère donc de la moyenne des taux de croissance de la productivité.

Le calcul des contributions par sous-période réduit significativement la part résiduelle non expliquée dans la mesure où le résidu doit satisfaire la propriété de moyenne nulle. Le calcul par trimestre met en évidence le comportement cyclique dudit résidu (voir annexe 9). Ces contributions sont calculées en équilibre partiel : l'approche ne s'intéresse qu'aux relations directes entre les variables retenues et ne prend pas en compte les éventuels effets d'interaction et d'externalité avec le reste de l'économie.

Sources : Insee, AMECO et Barro et Lee (2013), calcul des auteurs

²⁵ Formellement, on a :

$$\Delta LPROD H_t = -\vartheta \left(LPROD H_{t-1} - \sum_{j=1}^J \theta_j X_{j,t-1} \right) + \sum_{k=1}^q a_k \Delta LPROD H_{t-k} + \sum_{k=1}^q \sum_{j=1}^J b_{j,k} \Delta X_{j,t-k} + \varepsilon_t$$

Une façon systématique de traiter les problèmes d'endogénéité potentiels consiste à adopter une approche multivariée pour obtenir les estimations des paramètres de long terme et de court terme en estimant un modèle VECM²⁶ où sont caractérisées les influences des séries les unes sur les autres sans a priori d'exogénéité. Ces deux autres approches viennent valider l'approche en deux étapes puisque tous les coefficients sont du signe attendu, significatifs pour la plupart et confirment l'existence du mécanisme de rappel attendu. L'estimation de la contribution du capital humain à la productivité horaire est la plus robuste aux méthodes d'estimation utilisées. L'approche en une étape surestime l'impact des heures travaillées par tête relativement aux deux autres méthodes, où les coefficients associés à cette variable tendent vers -0,85. Les contributions de l'investissement et du taux de croissance démographique sont uniquement significatives à 1 % dans le modèle à correction d'erreur multivarié, pouvant laisser envisager des problèmes d'endogénéité qui biaisent les résultats dans les approches univariées.

Les estimations des coefficients des déterminants de la productivité tendancielle (équation de long terme) et donc des contributions des différents déterminants à la productivité tendancielle pour les différentes sous-périodes qui correspondent aux intervalles entre chaque rupture sont représentées dans le graphique 4.

3.4. Estimation du modèle de Solow avec des mesures alternatives du capital humain

Plusieurs alternatives à la mesure du capital humain utilisé précédemment, également construites à partir du niveau d'études moyens de la population adulte, ont été testées pour confirmer les résultats, les variables utilisées pour les autres déterminants étant inchangées. Ces différentes mesures sont présentées dans la partie 2.3 relative aux données pour le capital humain. L'ensemble des résultats obtenus se trouve dans l'annexe statistique²⁷. Dans tous les cas, ces spécifications laissent les résultats inchangés, même s'ils peuvent apparaître un peu plus fragiles que ceux obtenus avec la première spécification. En particulier, le test de Bai-Perron réalisé sur l'équation de long terme, une fois l'ensemble des ruptures déterministes expliquées, peut amener à identifier des ruptures résiduelles, même si les coefficients associés à celles-ci apparaissent non significatifs, une fois qu'elles sont spécifiées. Deux ensembles de résultats sont présentés dans l'annexe 10. Le premier est obtenu en utilisant la même définition du capital humain que précédemment, mais en construisant la variable à partir de la base de données de Goujon *et al.* (2016), pour comparer avec la base de Barro et Lee (2013). Le second ensemble s'appuie sur deux fonctions à élasticité de substitution constante imbriquées pour rendre compte des degrés de complémentarité différents entre les deux cycles du secondaire d'une part, et le secondaire pris dans son ensemble et le supérieur d'autre part. Les deux élasticités sont respectivement fixées à 4,9 et 1,5, conformément aux estimations réalisées par Jones (2014).

²⁶ Vectorial error correcting model.

²⁷ Disponible sur le site de France Stratégie.

Comme précédemment, ces deux spécifications alternatives permettent d'expliquer l'ensemble des ruptures structurelles initialement identifiées. Le résidu de l'équation de long terme est stationnaire à 5 %, bien que plus faible pour la spécification avec les deux fonctions CES imbriquées, et exerce une force de rappel significative dans l'équation de court terme. Les résultats sont robustes au changement de méthodes économétriques et/ou de périodes d'estimation. Trois différences notables relatifs aux coefficients estimés, entre la première spécification avec la mesure du capital humain issue de Barro et Lee (2013), et ces deux spécifications alternatives, peuvent être mentionnées. D'abord, le coefficient associé au capital humain apparaît significativement plus élevé lorsque les données de la base de Goujon *et al.* (2016) sont mobilisées. Le coefficient estimé est ainsi de 0,4 en moyenne avec la base de Barro et Lee (2013) et de 0,9 avec la base de Goujon *et al.* (2016), ce qui le place dans la fourchette moyenne des estimations de ce paramètre. Ensuite, le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler, augmenté des taux de croissance du progrès technique et de dépréciation du capital physique apparaît positif avec les deux approches univariées, pouvant traduire un problème d'endogénéité potentiel : seule l'approche vectorielle conduit à estimer un coefficient négatif mais non significatif. Enfin, le coefficient associé aux heures travaillées augmente entre les deux approches univariées et le modèle vectoriel, de -0,7 à -0,4, ce qui le place dans la fourchette moyenne des estimations de l'élasticité de la productivité au temps de travail. Une élasticité de -0,4 indique qu'une variation du temps de travail affecte la productivité horaire et la productivité par tête, là où l'élasticité de -0,8, précédemment estimée à partir de la première spécification, signifie une plus grande compensation des variations du temps de travail par la productivité horaire.

Pour préciser les résultats obtenus de manière agrégée et notamment l'explication qui peut être donnée aux différentes ruptures identifiées, on examine maintenant les résultats obtenus à un niveau sectoriel.

4. Étude de la productivité tendancielle au niveau sectoriel

L'analyse est menée de la même manière que pour la productivité agrégée. On décompose tout d'abord l'ensemble de l'économie en deux composantes principales :

- le secteur marchand non agricole, incluant l'industrie, la construction et tous les services principalement marchands hors administration publique, éducation, défense, santé ;
- le secteur des services principalement non marchands et l'agriculture.

On s'intéresse ensuite aux trois principaux secteurs constituant le secteur marchand non agricole :

- le secteur manufacturier qui couvre l'industrie hors activité de production d'énergie et d'extraction de matières premières ;
- le secteur des services principalement marchands ;
- la construction.

Avant de mener les analyses sectorielles, il convient de noter qu'il peut y avoir un problème de ventilation des données entre les différents secteurs, notamment pour les consommations intermédiaires ou l'intérim (Gonzalez, 2002), comme souligné par Beffy et Fourcade (2004), ce qui peut induire des biais dans le calcul des valeurs ajoutées sectorielles et donc dans l'évaluation des productivités du travail associées.

Comme précédemment, la productivité tendancielle est d'abord spécifiée comme une fonction du temps, linéaire par morceaux. Les ruptures sont estimées selon la méthodologie développée par Bai et Perron comme précédemment. Des déterminants structurels sont ensuite intégrés afin de tenter d'expliquer ces ruptures.

4.1. Identification des ruptures dans les différents périmètres et secteurs d'analyse

Les taux de croissance de la productivité du travail dans ces quatre secteurs et périmètre d'analyse sont présentés en annexe 3, avec les taux de croissance annuel moyen entre chaque date de rupture. Ces dates sont identifiées comme expliqué dans l'encadré 2 sur la période 1976-2018. Les résultats sont reportés dans les tableaux 5 et 6 suivants. Les ruptures ont été estimées avec et sans le TUC pour chacun des périmètres et secteurs d'intérêt. L'introduction du TUC ne change pas l'estimation des ruptures pour les secteurs des services principalement non marchands et de l'agriculture pris conjointement et de la Construction. Le TUC, n'apparaît alors pas comme un bon indicateur pour absorber les variations conjoncturelles propres à ces secteurs. On pourra aussi considérer le tableau 5 de l'annexe 4, pour trouver l'ensemble des dates de rupture identifiées en présence et en l'absence du TUC pour le secteur marchand non agricole et ses trois principales composantes (les secteurs des industries manufacturières, des services principalement marchands et de la construction).

Pour le secteur marchand non agricole et les services principalement non marchands, une première rupture est identifiée dans les années 1980. Celle identifiée pour le secteur marchand non agricole est partagée avec l'ensemble de l'économie, laissant envisager une origine marchande uniquement. Les ruptures du début des années 1990 et des années 2000 sont partagées par les deux périmètres considérés (marchands et non marchands), ainsi que par l'ensemble de l'économie. Une rupture au moment de la crise de 2008 n'est identifiée que sur la productivité observée pour le secteur marchand. Lorsque l'on contrôle les éventuels effets des fluctuations conjoncturelles à l'aide du TUC, une rupture est identifiée avant la crise pour le secteur marchand, en 2007. Une rupture est également identifiée à cette date pour les services principalement non marchands, que l'analyse soit réalisée avec ou sans correction des fluctuations conjoncturelles captées par le TUC, mais n'apparaît pas significative à 5 %.

La baisse de la croissance de la productivité dans la première décennie des années 2000 est plus marquée dans les branches marchandes. Cela pourrait s'expliquer, dans ce cas, par le recours à une main-d'œuvre moins qualifiée et plus précaire, et au maintien du niveau de l'emploi qualifié malgré un ralentissement de l'activité, comme suggéré par Askenazy et Erhel (2015).

Tableau 5 – Estimation de la productivité tendancielle caractérisée par une tendance linéaire avec ruptures pour le secteur marchand non agricole et les services principalement non marchands et l'agriculture

	Secteur marchand hors agricole		Services principalement non marchands et agriculture	
	Ruptures estimées en tenant compte du TUC	Ruptures estimées sur la productivité observée	Ruptures estimées en tenant compte du TUC	Ruptures estimées sur la productivité observée
Constante	3,179***	3,178***	2,864***	2,864***
	0,004	0,004	0,011	0,011
Tendance	0,0079***	0,0079***	0,0105***	0,0105***
	0,0002	0,0002	0,0007	0,0007
Rupture82			0,159***	0,159***
			0,023	0,023
Rupture86	0,069***	0,064***		
	0,016	0,019		
Rupture90			0,161***	0,161***
			0,025	0,025
Rupture93		0,039		
		0,028		
Rupture94	0,015			
	0,033			
Rupture01	0,159***			
	0,0552			
Rupture02		0,154**		
		0,059		
Rupture07	0,233***		0,019	0,019
	0,048		0,040	0,040
Rupture08		0,221***		
		0,060		
Rupture82*t			-0,0052***	-0,0052***
			0,0009	0,0009
Rupture86*t	-0,0021***	-0,0019***		
	0,0003	0,0004		
Rupture90*t			-0,0024***	-0,0024***
			0,0005	0,0005
Rupture93*t		-0,0007*		
		0,0004		
Rupture94*t	-0,0004			
	0,0004			
Rupture01*t	-0,0016***			
	0,0005			
Rupture02*t		-0,0015***		
		0,0005		
Rupture07*t	-0,0021***		-0,0004	-0,0004
	0,0004		0,0003	0,0003
Rupture08*t		-0,0019***		
		0,0005		

	Secteur marchand hors agricole		Services principalement non marchands et Agriculture	
	Ruptures estimées en tenant compte du TUC	Ruptures estimées sur la productivité observée	Ruptures estimées en tenant compte du TUC	Ruptures estimées sur la productivité observée
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,391***	-0,355***	-0,159***	-0,159***
	0,077	0,063	0,034	0,034
Valeur de la stat. ADF	-6,296	-6,010	-7,527	-7,527
R² ajusté	0,339	0,363	0,751	0,751
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,482	0,538	0,221	0,221
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,478	0,709	0,000	0,000
Nombre d'observations	172	172	172	172

Note : estimation des paramètres par la méthode FMOLS. Rupture02 est une indicatrice qui vaut 0 jusqu'au deuxième trimestre 2002 inclus et 1 sinon. Le coefficient associé mesure le changement de niveau de la droite en 2002T3. Le coefficient associé à la variable Rupture02*t mesure quant à lui la variation de la pente à cette même date.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire.

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Le coefficient associé à chaque rupture de tendance indique l'amplitude de la baisse du taux de croissance trimestriel de la productivité à partir de la date correspondante jusqu'à la fin de la période d'analyse. On peut ainsi calculer le taux moyen de croissance de la productivité tendancielle entre deux dates de rupture t_j et t_{j+1} comme la somme des coefficients associés à toutes les ruptures jusqu'à celle de la date t_j incluse.

Source : Insee, calcul des auteurs

Les ruptures observées pour les différents secteurs se répartissent globalement comme pour la productivité agrégée et la productivité du secteur marchand non agricole, à savoir une rupture au plus pour chacune des décennies 80, 90 et 2000 et une rupture éventuelle après la crise de 2008.

Toutefois, pour le secteur de la construction, la productivité a une évolution très spécifique comme le montre le graphique 12 de l'Annexe 2, qui fait apparaître une concavité très marquée de l'évolution du niveau de la productivité, ce qui n'est pas observé dans les autres secteurs. Dans ce cas, il n'y a pas un fléchissement des gains de productivité – du taux de croissance de celle-ci – au début des années 1990 mais une décroissance du niveau de la productivité.

De fait, si la productivité dans la construction croît de 1,9 % en moyenne par an de 1980 à 1989, elle se met à baisser fortement dans la décennie 1990. Schreiber et Vicard (2011) suggèrent que cette baisse pourrait être due aux mutations intervenues dans la branche du bâtiment concernant notamment la progression du second œuvre plus intensif en main-d'œuvre que le gros œuvre. La raison principale de cette progression serait liée à

l'augmentation de l'activité d'entretien-amélioration du bâtiment, qui requiert plus de main-d'œuvre et fait en majorité appel aux métiers du second œuvre.

Quoi qu'il en soit, on conserve le même mode d'analyse pour tous les secteurs afin de pouvoir comparer plus facilement les résultats obtenus pour chacun d'entre eux. Au final, toutefois, les résultats de l'analyse économétrique obtenus pour les secteurs des industries manufacturières et de la construction apparaissent moins robustes d'un point de vue statistique. Pour le secteur manufacturier, le choc transitoire mais important généré par la crise de 2008 peut expliquer la faible valeur du test de stationnarité.

Tableau 6 – Estimation de la productivité tendancielle caractérisée par une tendance linéaire avec ruptures pour les secteurs des industries manufacturières, des services principalement marchands et de la construction

	Industries manufacturières		Services principalement marchands		Construction
	Ruptures estimées en tenant compte du TUC	Ruptures estimées sur la productivité observée	Ruptures estimées en tenant compte du TUC	Ruptures estimées sur la productivité observée	Ruptures estimées sur la productivité observée
Constante	2,628***	2,635***	3,367***	3,367***	3,329***
	0,006	0,008	0,006	0,005	0,009
Tendance	0,0101***	0,0098***	0,0060***	0,0060***	0,0053***
	0,0001	0,0003	0,0004	0,0003	0,0003
Rupture82			0,079***	0,074***	
			0,009	0,008	
Rupture86	-0,052***	-0,006			
	0,010	0,019			
Rupture92				0,065***	0,257***
				0,009	0,045
Rupture93			0,057***		
			0,014		
Rupture97		-0,017			
		0,038			
Rupture01					0,831***
					0,078
Rupture05	0,598***				
	0,041				
Rupture06			0,239***		
			0,021		
Rupture08		0,487***		0,168***	
		0,054		0,022	
Rupture12					-1,152***
					0,149
Rupture82*t			-0,0019***	-0,0017***	
			0,0004	0,0003	
Rupture86*t		-0,0006			
		0,0004			

	Industries manufacturières		Services principalement marchands		Construction
	Ruptures estimées en tenant compte du TUC	Ruptures estimées sur la productivité observée	Ruptures estimées en tenant compte du TUC	Ruptures estimées sur la productivité observée	Ruptures estimées sur la productivité observée
Rupture92*t				-0,0011***	-0,0034***
				0,0002	0,0006
Rupture93*t			-0,0009***		
			0,0002		
Rupture97*t		0,0006			
		0,0004			
Rupture01*t					-0,0075***
					0,0007
Rupture05*t	-0,0049***				
	0,0003				
Rupture06*t			-0,0019***		
			0,0002		
Rupture08*t		-0,0042***		-0,0015***	
		0,0004		0,0002	
Rupture12*t					0,0076***
					0,0009
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,292***	-0,405***	-0,334***	-0,425***	-0,179***
	0,052	0,073	0,057	0,069	0,033
Valeur de la stat. ADF	-5,116	-5,879	-5,862	-6,479	-4,796
Seuil critique à 5 % MacKinnon	-4,71			-4,98	-5,23
R ² ajusté	0,328	0,341	0,289	0,349	0,514
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,842	0,848	0,429	0,721	0,754
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,471	0,307	30,248	0,109	0,809
Nombre d'observations	172	172	172	172	172

Note : estimation des paramètres par la méthode FMOLS. Rupture02 est une indicatrice qui vaut 0 jusqu'au deuxième trimestre 2002 inclus et 1 sinon. Le coefficient associé mesure le changement de niveau de la droite en 2002T3. Le coefficient associé à la variable Rupture02*t mesure quant à lui la variation de la pente à cette même date.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire.

*, ** et *** désignent respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Le coefficient associé à chaque rupture de tendance indique l'amplitude de la baisse du taux de croissance trimestriel de la productivité à partir de la date correspondante jusqu'à la fin de la période d'analyse. On peut ainsi calculer le taux moyen de croissance de la productivité tendancielle entre deux dates de rupture t_j et t_{j+1} comme la somme des coefficients associés à toutes les ruptures jusqu'à celle de la date t_j incluse.

Source : Insee, calcul des auteurs

Plusieurs remarques peuvent être faites sur les ruptures estimées pour ces trois secteurs. La rupture identifiée dans les années 1980 est commune à l'ensemble des secteurs considérés (exception faite de la construction). La rupture de la première partie des années 1990 provient des services principalement marchands et en leur sein, de la construction, alors qu'elle ne concerne pas les industries manufacturières. Ce résultat a déjà été souligné par Beffy et Fourcade (2004). Ces auteurs trouvent en effet un résultat du même ordre à propos de la rupture des années 1990, lorsqu'ils étudient l'évolution de la productivité sur la période 1983-2002 ; ils concluent que la baisse du taux de croissance annuel de la productivité du travail agrégée provient de la branche *non manufacturière*. La rupture identifiée au début des années 2000 est partagée par les industries manufacturières et les services principalement marchands, avec une rupture plus forte pour le premier (dont le taux de croissance demeure pour autant plus élevé que les autres secteurs ou périmètres considérés). Enfin, on remarque qu'aucune rupture de pente n'est identifiée après la crise de 2008 lorsque l'on corrige la productivité observée des fluctuations conjoncturelles à l'aide du TUC pour l'ensemble des secteurs d'analyse. Seul le secteur de la construction présente une rupture supplémentaire mais positive en 2012.

Comme pour l'ensemble de l'économie, d'autres périodes d'analyse ainsi que d'autres caractérisations du TUC sont mobilisées pour tester la robustesse des ruptures estimées. Les résultats sont présentés en annexes 6 et 7. Le secteur marchand non agricole présente les mêmes caractéristiques que l'ensemble de l'économie, à la seule différence qu'une quatrième rupture est identifiée juste avant la crise de 2008. Seule l'analyse sur la période 1949-2018 ne conclut pas à la présence d'une rupture à cette date. La rupture de la fin des années 1980 est la plus robuste et est partagée par tous les secteurs, laissant envisager un caractère global. Pour le secteur manufacturier, le test de Bai-Perron permet d'identifier une rupture au début des années 2000 et/ou avant 2008, laissant envisager une origine autre que la crise financière. De même, les services principalement marchands présentent une rupture avant la dernière crise, que l'analyse soit faite sur la période 1949-2018 ou que l'on contrôle les effets conjoncturels avec le TUC du secteur manufacturier.

La section suivante est consacrée à l'estimation du modèle de Solow augmenté du capital humain afin de comparer la contribution de chaque déterminant à l'évolution de la productivité. Dans les quatre cas considérés, le modèle ne permet pas d'expliquer l'ensemble des ruptures estimées et seule la spécification présentant les caractéristiques souhaitées (existence d'une cible et mécanisme de rappel vers celle-ci) est présentée. Cette difficulté à expliquer l'ensemble des ruptures peut être causée par un problème de données pour certains déterminants. Pour le capital humain, il n'existe pas de données désagrégées par secteur. Aussi seules les séries calculées sur l'ensemble de la population adulte sont-elles utilisées. Pour l'investissement productif, seules des approximations ont pu être calculées pour les secteurs manufacturier, des services principalement marchands et de la construction. Enfin, certaines ruptures peuvent être propres au secteur de sorte que le modèle ne permet pas de les absorber (par exemple, les problèmes de diffusion des nouvelles technologies, ou le développement des emplois peu qualifiés, des temps partiels dans les services).

4.2. Déterminants structurels de la productivité tendancielle des différents secteurs

Comme pour la productivité agrégée, la suite de l'analyse consiste à trouver, pour chaque secteur, des déterminants adaptés se substituant aux ruptures précédemment mises en évidence, sur la base du modèle de Solow augmenté du capital humain.

Secteur marchand non agricole

Dans le cas du secteur marchand non agricole, l'introduction des déterminants dérivés du modèle de Solow – nombre d'heures travaillées par tête, propension à investir dans le capital productif, niveau de qualification de la main-d'œuvre et taux de croissance de la population en âge de travailler – fait disparaître les ruptures de 1986, 1994 et 2001. Seule la rupture de 2007 demeure. Elle apparaît nécessaire pour garantir la stabilité du résidu de l'équation de long terme et la significativité de certains déterminants.

Deux variables de capital humain sont également testées et permettent d'absorber toutes les ruptures sauf celle de 2007. On considère la part des personnes adultes ayant au moins atteint le secondaire dans la population âgée entre 25 et 64 ans, calculée avec les bases de données de Barro et Lee (2013) et Goujon *et al.* (2016). Si la définition est identique, le périmètre effectivement couvert diffère (voir partie 1 sur la définition des variables de capital humain par base de données). L'élasticité de la productivité du travail horaire au capital humain, telle que définie selon la base de données de Barro et Lee (2013), est proche de celle calculée sur l'économie prise dans son ensemble. Elle est néanmoins deux fois moins élevée que le coefficient associé à la base de données de Goujon *et al.* (2016).

Tout comme pour l'analyse menée sur l'économie agrégée, l'analyse en deux temps est complétée par un modèle vectoriel à correction d'erreur pour corriger les éventuels problèmes d'endogénéité. Néanmoins, la méthode usuelle ne peut être menée dans ce cas car elle suppose une relation stable sur le long terme, sans rupture de tendance et/ou de niveau.

Aussi utilise-t-on la méthodologie développée par Johansen *et al.* (2000)²⁸, qui permet de réaliser un test de cointégration, intégrant jusqu'à deux ruptures éventuelles de pente et de niveau, ou de niveau uniquement. L'estimation du modèle vectoriel permet ainsi de confirmer l'approche univariée en deux étapes.

²⁸ Formellement, le modèle à correction d'erreur devient :

$$\Delta y_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \gamma * tD_t + \mu * D_t) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i * \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=2}^q \kappa_{i,j} * I_{j,t-i} + \varepsilon_t$$

où $D_{j,t} = 1$ pour $T_{j-1} + k \leq t \leq T_j - 1$, 0 sinon, $D_t = (D_{1,t}, \dots, D_{q,t})'$ et $I_{j,t-i} = 1$ si $t = T_{j-1} + k - 1$. q correspond au nombre de sous-périodes identifiées (ici $q = 2$) et k au nombre de décalage optimal, déterminé par les tests de critères d'information usuels. A la différence, de l'approche classique, cette spécification ne permet pas d'avoir une constante à la fois dans la relation de long terme et dans la composante de court terme. Aussi ne considère-t-on qu'une constante dans la relation de long terme pour capturer le niveau du stock technologique, alors que la constante dans les équations de court terme, dans l'approche en deux étapes, est nulle et non significative.

**Tableau 7 – Estimation de l'équation de productivité de long terme
dans le secteur marchand non agricole**

Productivité du travail horaire	Part des personnes adultes ayant au moins atteint le secondaire (Barro Lee, 2013)		Part des personnes adultes ayant au moins atteint le secondaire (Goujon et al., 2016)	
	FMOLS en deux étapes	VECM (Johansen et al., 2000)	FMOLS en deux étapes	VECM (Johansen et al., 2000)
$\ln(h_t^{MNA})$	-0,801***	-0,938***	-0,745***	-0,740***
	0,076	0,100	0,073	0,093
$\ln(s_{K,t}^{MNA})$	0,033*	0,067***	0,054***	0,063***
	0,019	0,022	0,018	0,020
$\ln(q_{sec,t}^{25/64,BL} + q_{ter,t}^{25/64,BL})$	0,323***	0,264***		
	0,030	0,035		
$\ln(q_{sec,t}^{25/64,W} + q_{ter,t}^{25/64,W})$			0,650***	0,609***
			0,056	0,064
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	-0,109***	-0,186***	-0,082***	-0,098**
	0,029	0,040	0,029	0,041
Constante	8,253***	8,916***	8,114***	8,034***
	0,424	0,546	0,401	0,499
Tendance	0,0019***	0,0019***	0,0018***	0,0019***
	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
Rupture07	0,094***	0,135*	0,153***	0,161***
	0,032	0,036	0,025	0,029
Rupture07*t	-0,0009***	-0,0013***	-0,0014***	-0,0015***
	0,0003	0,0002	0,0002	0,0002
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,241***	-0,154***	-0,267***	-0,216***
	0,091	0,057	0,087	0,060
Valeur de la stat. ADF	-5,959		-6,037	
R ² ajusté	0,348		0,381	
Valeur-p test de norma- lité de Jarque-Bera	0,447		0,350	
Valeur-p test d'hétéro- scédasticité de BPG	0,774		0,771	
Nombre d'observations	172	172	172	172

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z. Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

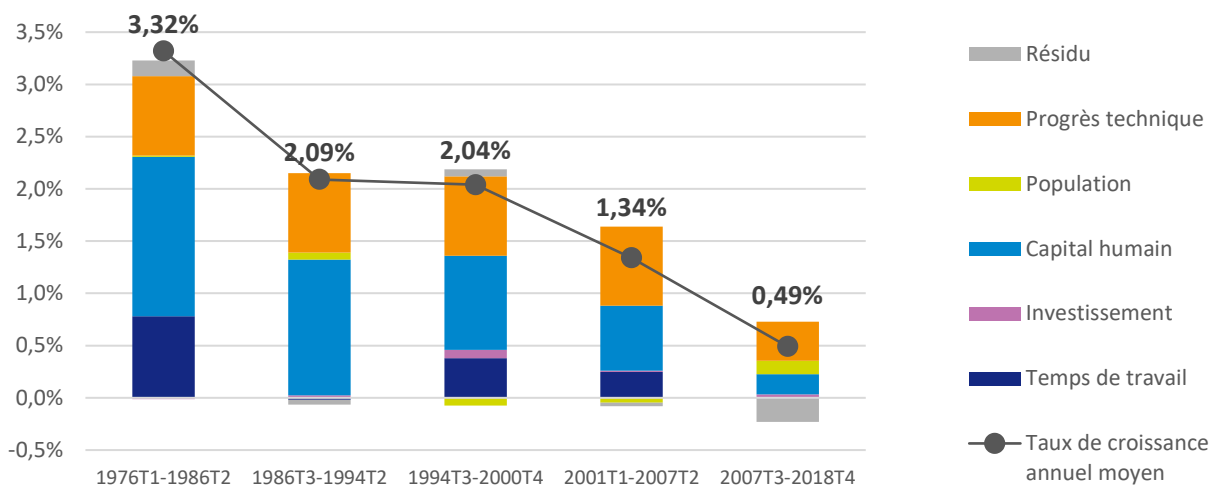
Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010).

Sources : Insee, AMECO, Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

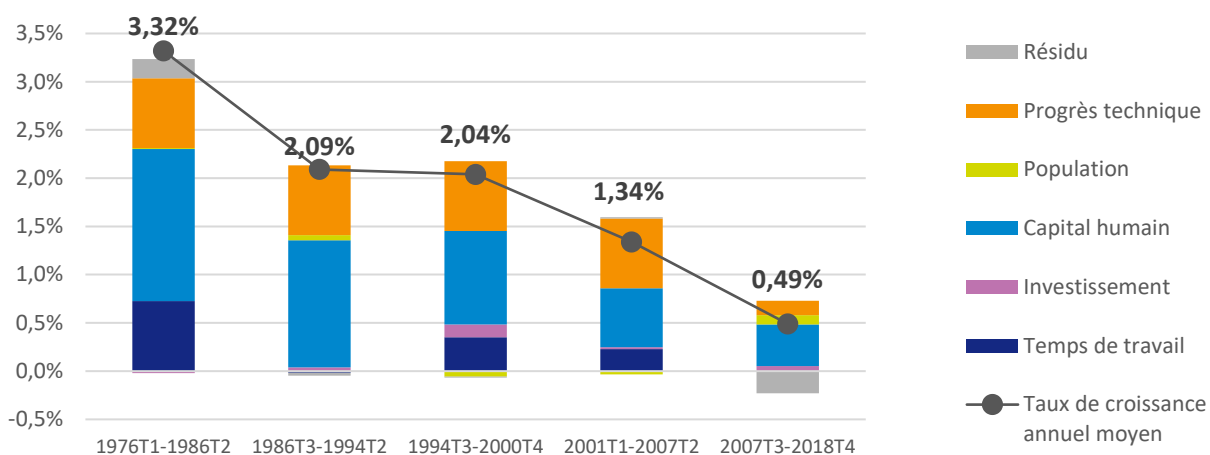
Comme pour l'économie agrégée, le capital humain ainsi que le nombre d'heures travaillées par tête contribuent le plus à la croissance de la productivité horaire du travail dans le secteur marchand non agricole. Les heures travaillées présentent la même cyclicité tandis que le ralentissement observé à partir des années 2000 peut s'expliquer par un épuisement de la contribution du capital humain, capturé ici par le biais de l'éducation (avec les mêmes limites que pour l'ensemble de l'économie en termes d'interprétation).

Graphique 5 – Contribution des déterminants à la croissance tendancielle de la productivité horaire du travail par sous période

A. Capital humain issu de la base de données de Barro et Lee (2013)



B. Capital humain issu de la base de données de Goujon et al. (2016)



Note : le taux de croissance présenté ici correspond au taux de croissance annuel moyen de la productivité du travail horaire entre chaque sous-période calculé selon une méthode géométrique. Il diffère donc de la moyenne des taux de croissance de la productivité.

Le calcul des contributions par sous-période réduit significativement la part résiduelle non expliquée dans la mesure où le résidu doit satisfaire la propriété de moyenne nulle. Le calcul par trimestre met en évidence le comportement cyclique dudit résidu (voir annexe 9).

Ces contributions sont calculées en équilibre partiel : l'approche ne s'intéresse qu'aux relations directes entre les variables retenues et ne prend pas en compte les éventuels effets d'interaction et d'externalité avec le reste de l'économie.

Sources : Insee, AMECO, Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

Les résultats obtenus pour les secteurs des industries manufacturières, des services principalement marchands et de la construction sont reportés dans les trois tableaux suivants.

On présente les spécifications avec le minimum de ruptures nécessaires pour garantir la stabilité du résidu de l'équation de long terme, la significativité des déterminants dérivés du modèle de Solow et l'existence d'un mécanisme de rappel significatif dans l'équation de court terme.

Pour le secteur des Industries manufacturières, rares sont les spécifications qui présentent toutes les caractéristiques souhaitées, notamment en termes de signe et de significativité des coefficients associés aux déterminants : seuls le nombre d'années d'études dans le secondaire et le nombre d'années d'études totales permettent d'obtenir des résultats satisfaisants.

Pour le secteur des services principalement marchands, la spécification du modèle de Solow permet d'expliquer les ruptures préalablement dérivées de l'équation déterministe. Cependant, le second test de stabilité identifie deux ruptures résiduelles, en 1989 et en 2004. Les estimations présentées dans le tableau 7 correspondent au modèle de Solow augmenté de ces deux ruptures, estimé avec la méthode en deux étapes uniquement.

Secteur des industries manufacturières

Les résultats obtenus pour le secteur manufacturier sont reportés dans le tableau 8 suivant.

Si le nombre d'heures travaillées semble avoir un impact légèrement moindre sur la productivité du travail horaire relativement aux autres secteurs ou périmètre d'analyse, sur la base du modèle de Solow, le coefficient associé à ce déterminant appartient à la fourchette haute d'estimation. De manière générale, l'élasticité de la productivité aux heures travaillées est supérieure à 0,6 en valeur absolue. Ainsi, sur le long terme, à l'équilibre stationnaire où l'allocation des ressources est faite de manière optimale, une variation du temps de travail affecte principalement la productivité horaire. Beffy et Fourcade (2004) estiment, quant à eux, une élasticité unitaire sur la période 1983-2000 pour le secteur manufacturier mais pas pour les branches non manufacturières. Ils suggèrent alors comme explication des possibilités plus importantes de réorganisation de la production ou une exposition plus importante à la concurrence de la branche manufacturière, impliquant une pression plus forte sur la compétitivité-coût des entreprises à court et moyen terme.

À cause des problèmes de désagrégation des données d'investissement, on teste deux variables mesurant la propension à investir, dérivées de données trimestrielles de l'Insee sur la FBCF, décomposées par secteur institutionnel et par type d'investissement (dont la définition est propre à l'Insee) ; elles sont présentées dans la partie 2. Le coefficient associé apparaît le plus élevé en comparaison des autres périmètres d'analyse (exception faite de la construction pour des raisons mentionnées ci-dessous) de sorte que la propension à investir contribuerait davantage à l'évolution de la productivité dans le secteur des industries manufacturières que dans les autres secteurs, toutes choses égales par ailleurs, en termes de méthodes d'estimation et de définition des variables.

**Tableau 8 – Estimation de l'équation de productivité de long terme
dans le secteur des industries manufacturières**

Productivité du travail horaire	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln(h_t^{MNA})$	-0,605***	-0,600***	-0,573***	-0,566**
	0,219	0,225	0,229	0,234
$\ln(s_{K,t}^{MAN})$	0,098***	0,089***		
	0,029	0,029		
$\ln(s_{K,t}^{IND})$			0,107***	0,095**
			0,037	0,038
$year_{tot,t}^{25/64}$	0,093**	0,096**	0,084**	0,088**
	0,038	0,039	0,039	0,041
$\ln(n_t + g^{MAN} + \delta)_{trim}$	-0,078		-0,071	
	0,067		0,071	
$\ln(n_t + g^{MAN} + \delta)_{an}$		-0,036		-0,025
		0,077		0,082
Constante	5,655***	5,808***	5,514***	5,650***
	1,164	1,184	1,219	1,237
Tendance	0,0047**	0,0046**	0,0053**	0,0051**
	0,0019	0,0020	0,0020	0,0021
Rupture86	-0,041***	-0,037***	-0,039***	-0,035**
	0,012	0,013	0,013	0,014
Rupture05	0,234	0,211	0,274*	0,245
	0,149	0,154	0,157	0,161
Rupture05*t	-0,0017	-0,0015	-0,0021	-0,0019
	0,0013	0,0013	0,0013	0,0014
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,275***	-0,344***	-0,289***	-0,353***
	0,101	0,069	0,088	0,075
Valeur de la stat. ADF	-5,385	-5,361	-5,232	-5,221
R ² ajusté	0,223	0,308	0,215	0,298
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,664	0,757	0,597	0,691
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,746	0,863	0,496	0,825
Nombre d'observations	172	172	172	172

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010).

Source : Insee, OCDE, AMECO et Barro et Lee (2013), calcul des auteurs

Dans la mesure où l'on utilise le nombre moyen d'années d'études, et non le logarithme de ce nombre, la réelle contribution du capital humain à la productivité horaire du travail est

$\exp(\theta_3) \approx 1 + \theta_3$ où θ_3 désigne le coefficient associé au capital humain dans la spécification présentée dans la partie 2. Ce coefficient est bien supérieur à ceux associés aux autres définitions du capital humain précédemment utilisées, c'est-à-dire le niveau d'études atteint par la population adulte. Selon Thévenon *et al.* (2012), le nombre d'années d'études rend davantage compte du stock d'éducation accumulé, et donc du capital humain.

Secteur des services principalement marchands

Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau 9 suivant.

Comme indiqué précédemment, le modèle de Solow permet d'expliquer l'ensemble des ruptures identifiées par l'approche déterministe. Cependant, le test de stabilité détermine deux ruptures résiduelles, en 1989 et en 2004. Plusieurs spécifications avec des variations dans les définitions des déterminants sont présentées dans le tableau suivant, du fait des difficultés à construire des variables propres au secteur des Services principalement marchands. Les variables de capital humain, en particulier, ne correspondent pas aux périmètres d'analyse dans la mesure où elles n'ont pu être dérivées que pour l'économie agrégée. De même, les deux variables d'investissement ne couvrent pas parfaitement le périmètre des services principalement marchands, comme le montre le graphique 16 en annexe 2. Cette approche permet toutefois de tester la robustesse de ces ruptures résiduelles : pour toutes ces spécifications, ces ruptures sont estimées en 1989 et en 2004.

Enfin, on constate une faible significativité de la tendance linéaire, laquelle doit capturer l'évolution technologique de manière exogène. D'une part, on constate que le taux de croissance de la productivité du travail horaire dans le secteur des services principalement marchands est plus faible que celui de la productivité agrégée ou des autres secteurs. D'autre part, on constate que la productivité globale des facteurs a crû bien moins vite que les autres secteurs d'analyse, exception faite de la construction (voir graphique 27 de l'annexe 5). Enfin, la variable de capital humain peut capturer une part de l'impact de la tendance linéaire, comme évoqué précédemment.

Secteur de la construction

Les résultats obtenus pour le secteur de la construction sont détaillés dans le tableau 10 en page 49. Le coefficient associé aux heures travaillées, estimé entre -0,8 et -0,7, se situe dans la fenêtre d'estimation haute. Il est proche du coefficient estimé pour le reste des services principalement marchands.

Tableau 9 – Estimation de l'équation de productivité de long terme dans le secteur des services principalement marchands

Productivité du travail horaire	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln(h_t^{SERV})$	-0,842***	-0,751***	-0,855***	-0,788***	-0,866***	-0,775***
	0,096	0,079	0,096	0,077	0,088	0,071
$\ln(s_{K,t}^{SERV})_{trim}$	0,015	0,030*			0,021	0,032*
	0,020	0,017			0,019	0,017
$\ln(s_{K,t}^{SERV})_{an}$			0,011	0,028*		
			0,021	0,016		
$\ln(q_{lycée,t}^{25/64,W} + q_{ter,t}^{25/64,W})$	0,485***		0,447***		0,511***	
	0,136		0,167		0,134	
$\ln(q_{sec,t}^{25/64,BL})$		0,324***		0,327***		0,315***
		0,023		0,024		0,022
$\ln(n_t + g^{serv} + \delta)_{trim}$			-0,031	-0,039*	-0,032	-0,033
			0,023	0,023	0,021	0,022
$\ln(n_t + g^{serv} + \delta)_{an}$	-0,016	-0,019				
	0,024	0,025				
Constante	8,963***	8,459***	8,919***	8,585***	9,060***	8,511***
	0,623	0,439	0,657	0,444	0,578	0,394
Tendance	0,0007	0,0003*	0,0009	0,0001	0,0005	0,0003*
	0,0009	0,0002	0,0012	0,0002	0,0009	0,0002
Rupture89	0,058***		0,061***		0,051**	
	0,020		0,022		0,020	
Rupture04	-0,017	-0,142***	-0,008	-0,155***	-0,016	-0,130***
	0,038	0,028	0,051	0,033	0,037	0,027
Rupture89*t	-0,0008**		-0,0009**		-0,0007**	
	0,0004		0,0004		0,0003	
Rupture04*t	0,0004	0,0014***	0,000287	0,0015***	0,0004	0,0013***
	0,0003	0,0002	0,000462	0,0003	0,0003	0,0002
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,286**	-0,311***	-0,259**	-0,279**	-0,263**	-0,289***
	0,117	0,103	0,108	0,108	0,107	0,095
Valeur de la stat. ADF	-5,840	-5,759	-5,745	-6,014	-5,983	-5,749
R² ajusté	0,354	0,278	0,286	0,294	0,318	0,320
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,726	0,637	0,321	0,834	0,518	0,731
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,880	0,707	0,498	0,747	0,512	0,648
Nombre d'observations	172	172	172	172	172	172

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z. Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010).

Source : Insee, OCDE, AMECO, Barro et Lee (2013 et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

Tableau 10 – Estimation de l'équation de productivité de long terme dans le secteur de la construction

Productivité du travail horaire	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln(h_t^{cons})$	-0,675***	-0,459*	-0,745***	-0,747***	-0,818***
	0,239	0,253	0,215	0,202	0,181
$\ln(s_{K,t}^{cons})_{an}$	0,032	0,048	0,222***	0,233***	0,233***
	0,052	0,052	0,043	0,042	0,039
$\ln(q_{sec,t}^{25/64,BL} + q_{ter,t}^{25/64,BL})$	0,942***				
	0,182				
$\ln(q_{sec,t}^{25/64,BL})$		0,617***			
		0,121			
$\ln(q_{sec,comp,t}^{25/64,BL})$			0,194**		
			0,083		
$\ln(q_{adj,t}^{25/64,LL})$				1,376***	
				0,471	
$q_{adj,t}^{25/64,LL}$					0,402***
					0,103
$\ln(n_t + g^{cons} + \delta)_{trim}$	-0,158*	-0,150*	-0,100	-0,101	-0,099
	0,088	0,089	0,074	0,071	0,066
Constante	8,022***	6,587***	8,721***	6,418***	7,204***
	1,483	1,527	1,243	1,568	1,239
Tendance	-0,0047***	-0,0017*	-0,0007	-0,0032	-0,0056**
	0,0015	0,0009	0,0020	0,0025	0,0025
Rupture92			0,184**	0,166**	0,148**
			0,086	0,078	0,066
Rupture01	0,475***	0,533***	0,546***	0,408***	0,267**
	0,123	0,115	0,065	0,091	0,104
Rupture12	-1,385***	-1,367***	-1,260***	-1,286***	-1,316***
	0,166	0,166	0,125	0,121	0,113
Rupture92*t			-0,0013	-0,0011	-0,0009
			0,0014	0,0013	0,0011
Rupture01*t	-0,0042***	-0,0047***	-0,0048***	-0,0034***	-0,0021**
	0,0012	0,0011	0,0006	0,0009	0,0010
Rupture12*t	0,0093***	0,0091***	0,0084***	0,0086***	0,0088***
	0,0011	0,0011	0,0008	0,0008	0,0008
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,171***	-0,167***	-0,254***	-0,257***	-0,288***
	0,038	0,039	0,073	0,081	0,090
Valeur de la stat. ADF	-5,034	-4,930	-5,875	-6,044	-6,323
R ² ajusté	0,458	0,501	0,506	0,505	0,507
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,139	0,375	0,329	0,376	0,427
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,358	0,422	0,759	0,734	0,726
Nombre d'observations	156	156	156	156	156

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z. Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010).

Source : Insee, AMECO, Barro et Lee (2013) et Lee et Lee (2016), calcul des auteurs

La variable de propension à investir est mesurée à partir des données annuelles sur la FBCF, par activité définie selon la NACE rév. 2 ; elle ne peut pas être approximée en fréquence trimestrielle comme pour les autres secteurs. En outre, cette variable couvre une période plus restreinte allant de 1978 à 2017. Cette variable ne contient donc pas toutes les informations relatives à l'évolution de la FBCF dans ce secteur et peut générer des problèmes d'autocorrélation fallacieuse. Aussi le coefficient estimé peut-il être biaisé dans la mesure où la variable ne capture pas les fluctuations intra-annuelles propres à cette série.

Plusieurs variables de capital humain sont testées. Outre les variables d'éducation dérivées des bases de données de Barro et Lee (2013) et de Goujon *et al.* (2016), on considère également le stock de capital moyen par travailleur. Cette variable, notée $q_{adj,t}^{25/64,LL}$, est inspirée des travaux de Lee et Lee (2016), sur la base des données de Barro et Lee (2013) et suppose que le stock de capital humain peut être dérivé du nombre d'années d'études, selon une approche mincérienne²⁹. Enfin, on retient le taux de croissance moyen de la population à une fréquence trimestrielle, augmenté du taux de croissance de la TFP et du taux de dépréciation du capital, du fait de problèmes d'autocorrélation observés lorsque des données annuelles sont utilisées.

La tendance linéaire contribue négativement à l'évolution de la productivité horaire du travail, avec des ruptures à la baisse en 1992 et/ou 2001. Cet impact négatif s'annule en 2012. Lorsque l'on considère la TFP dans le secteur de la construction, on constate ainsi une stagnation sur la période 1981-2015 (source EU KLEMS).

Conclusion

Cette étude porte sur l'évolution de la productivité du travail en France durant les quarante dernières années et examine en particulier la question de savoir si la crise de 2008 a entraîné une baisse structurelle de la croissance de la productivité. La productivité a été étudiée de manière globale, tous secteurs confondus, puis à un niveau sectoriel, pour le secteur marchand non agricole et ses trois composantes principales, la branche manufacturière, les services principalement marchands et la construction.

La baisse de la croissance de la productivité, en tendance, a d'abord été caractérisée, comme c'est souvent l'usage, par une fonction en escalier. La productivité tendancielle est alors caractérisée par une fonction linéaire du temps, avec des ruptures de pente interprétées

²⁹ $q_{adj,t}^{25/64,LL}$ désigne le stock de capital humain ajusté par travailleur, dérivé de la base de données de Lee et Lee (2016), calculé sur la population adulte. Cet indicateur fait une distinction selon le niveau de qualification des travailleurs par le biais d'une fonction CES pour rendre compte de la substituabilité imparfaite entre les types de travailleurs. Formellement, on a $q_{adj,t}^{25/64,LL} = \left[\left(\sum_a \sum_{j=1}^4 e^{\theta_j^a \text{year}_{j,t}^a} l_{j,t}^a \right)^\rho + \left(\sum_a \sum_{j=5}^7 e^{\theta_j^a \text{year}_{j,t}^a} l_{j,t}^a \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}}$ où ρ est le paramètre de substitution entre travailleurs non qualifiés et ceux qualifiés, et θ_j^a mesure le rendement du nombre d'années d'études de la catégorie de population a pour le niveau d'études j ; les autres paramètres sont définis dans la partie 2 présentant les données.

comme des ruptures structurelles. L'estimation de cette tendance linéaire par morceaux, avec identification des dates de rupture, confirme les observations portant sur les quatre dernières décennies. Globalement, on observe toujours au plus une rupture sur chacune des décennies 1980, 1990 et 2000 et au plus une rupture après la crise financière de 2008. La localisation des ruptures varie – mais de manière très limitée – selon que l'analyse est menée à un niveau agrégé ou à un niveau sectoriel, et selon que la productivité est corrigée ou non des fluctuations conjoncturelles capturées par le TUC.

La deuxième étape de l'analyse a consisté à rechercher des déterminants de la productivité tendancielle pouvant expliquer l'évolution de celle-ci sans qu'il soit nécessaire d'introduire de ruptures de pente de la tendance linéaire. Ces déterminants ont été choisis parmi des facteurs explicatifs de très long terme, dérivés du modèle de Solow augmenté, en particulier la propension à investir, le coût du capital, la qualité de la main-d'œuvre, l'évolution de la population en âge de travailler et, parmi des facteurs de moyen terme, le temps de travail moyen par tête.

Cette spécification permet d'expliquer l'ensemble des ruptures identifiées sur la productivité, corrigée des fluctuations conjoncturelles à l'aide du TUC. De fait, on vérifie qu'aucune autre rupture n'est identifiée, une fois introduits les déterminants dérivés du modèle de Solow augmenté. Pour assurer la robustesse des résultats, trois méthodes économétriques ont été employées, une approche en deux étapes, une approche en une étape en « *single equation* » (équation unique) et une approche multivariée. L'analyse au niveau sectoriel ne permet certes pas d'obtenir des résultats strictement identiques à ceux qui sont obtenus au niveau agrégé, mais elle permet de réaliser des comparaisons intersectorielles en termes d'origine des ruptures et de diffusion au niveau agrégé. Elle permet également d'évaluer la contribution des déterminants de l'ensemble retenu à l'évolution de la productivité horaire du travail pour chaque secteur. Les différences observées pour les estimations du modèle au niveau agrégé et au niveau sectoriel proviennent, en toute vraisemblance, de l'impossibilité d'avoir, pour certains déterminants, des données couvrant le périmètre sectoriel, notamment pour le capital humain. La productivité tendancielle est identifiée dans tous les cas comme une productivité cible dont on vérifie qu'elle exerce constamment un mécanisme de rappel sur l'évolution des gains de productivité. Si la productivité observée s'écarte trop de sa composante tendancielle, elle revient vers celle-ci. De ce fait, les déterminants de la productivité tendancielle jouent le rôle de fondamentaux exerçant un effet permanent sur l'évolution de la productivité telle qu'elle est observée.

Il est intéressant de souligner quelques résultats marquants.

Dans une approche purement déterministe, on observe tout d'abord une rupture dans la seconde moitié des années 1980 partagée par l'ensemble des secteurs et des périmètres considérés, laissant à penser que cette rupture a été globale. Les ruptures estimées dans les années 1990 pour le secteur marchand non agricole sont identifiées pour le secteur des services principalement marchands uniquement. À l'inverse, la rupture identifiée au début des années 2000 concerne l'ensemble des composantes du secteur marchand non agricole.

Lorsqu'on interprète les résultats obtenus à la lumière du modèle de Solow, on constate que les variables d'heures travaillées par tête et de capital humain ont un impact décisif sur l'évolution de la productivité tendancielle pour l'ensemble de l'économie et le secteur marchand non agricole. La propension à investir et le taux de croissance de la population en âge de travailler ont une contribution significative, mais marginale, de par leur évolution propre : ces deux variables sont plutôt restées stables sur la période (avec un changement autour des années 2000 pour la propension à investir, voir graphique 7 de l'annexe 1). Elles sont néanmoins nécessaires pour garantir la stabilité du modèle et expliquer les ruptures identifiées.

On retrouve également un résultat déjà souligné dans la littérature lorsqu'on s'intéresse à l'analyse purement déterministe : la baisse de la croissance de la productivité est plus marquée dans les branches non manufacturières, ce qui indique sans doute une meilleure capacité des branches manufacturières à intégrer les innovations technologiques dans leur activité mais peut aussi s'expliquer par le recours à une main-d'œuvre moins qualifiée et plus précaire dans les services principalement marchands et la construction.

Concernant la rupture potentielle qui a succédé à la crise financière de 2008, elle apparaît plutôt de nature conjoncturelle et liée à la baisse de la demande qui a fait suite à la crise ; elle ne devrait donc pas avoir d'effets définitifs même si ceux-ci peuvent être durables. D'une part, elle n'apparaît pas au niveau agrégé, si on corrige la productivité de sa part conjoncturelle par le TUC, que ce soit avec l'approche déterministe ou avec l'approche structurelle. D'autre part, même sans correction, lorsque l'analyse est menée sur une plus longue période, 1949-2018, aucune rupture n'est identifiée à cette date. Au niveau sectoriel, on retrouve la même dynamique : aucune rupture n'est identifiée au moment de la crise financière lorsque la productivité observée est corrigée des fluctuations conjoncturelles à l'aide du TUC.

Le fait que la rupture post-crise 2008 n'apparaisse pas dans le secteur manufacturier inspire deux commentaires. Premièrement, ce secteur semble avoir montré une relative résistance depuis la dernière crise, avec un décrochement certes sévère après 2008, mais un rattrapage dès 2010, comme constaté avec les deux approches, déterministe et structurelle. On peut penser que les entreprises ont différé des innovations technologiques ou organisationnelles après la crise mais que ces innovations sont à nouveau en passe d'être mobilisées avec la reprise progressive de confiance des entrepreneurs. Deuxièmement, la crise financière a pu provoquer la sortie des entreprises les moins performantes, de sorte que la productivité manufacturière a pu se maintenir (Ben Hassine, 2017).

De même, les services principalement marchands ont, eux aussi, effectivement connu une rupture avant la dernière crise financière. Les politiques d'enrichissement de la croissance en emploi ont pu faciliter le ralentissement du taux de croissance des salaires et la précarisation des emplois dans ce secteur. Par ailleurs, on peut s'attendre à ce que les innovations technologiques soutiennent fortement ce secteur de l'économie, à un horizon plus ou moins long qui dépend de la vitesse de diffusion des secteurs/entreprises se situant à la frontière technologique vers les autres, d'une part et des coûts d'adoption, d'autre part. De fait, la production de services spécialisés, scientifiques et techniques, de services informatiques et

de traitement de données est particulièrement dynamique en 2017, comme souligné par Andrieux *et al.* (2018).

L'analyse montre qu'il n'y pas de changement de modèle économique puisqu'il est possible de trouver une même caractérisation de la productivité tendancielle du travail sur les quatre dernières décennies sans rupture de pente inexplicée pour l'ensemble de l'économie. Par ailleurs, en examinant les facteurs explicatifs trouvés à un niveau agrégé et sectoriel, on peut identifier des leviers qu'il conviendrait de privilégier pour relancer la croissance de la productivité.

La réduction du nombre d'heures travaillées par tête pourrait constituer un premier levier pour soutenir la croissance de la productivité du travail horaire. En effet, celui-ci est resté stable depuis le début des années 2000 de sorte que sa contribution est devenue négligeable. Une réduction du temps de travail par tête a deux effets, potentiellement opposés, sur la productivité du travail. D'une part, elle peut générer des gains de productivité liés à des effets de restructuration du processus de production. D'autre part, elle favorise le partage du stock de nombre d'heures travaillées total et donc la création d'emplois, dont l'impact sur la productivité horaire agrégée est a priori indéterminé. Cet impact dépend de la qualité des emplois créés et de la redistribution (asymétrique) de ces heures entre les secteurs en fonction de leur capacité à générer des effets de restructuration. Une nouvelle réduction du temps de travail risque de profiter aux secteurs où les possibilités de restructuration et la croissance de la productivité sont relativement plus faibles (les services principalement marchands), ce qui exercerait une pression à la baisse sur l'évolution de la productivité agrégée. Se pose également la question de la prise en charge du coût d'une nouvelle réduction légale du temps de travail : une prise en charge par les ménages, les entreprises et les administrations publiques réduirait respectivement le pouvoir d'achat en l'absence de compensation, augmenterait le coût de production en cas de non-ajustement des salaires aux nouvelles heures travaillées et provoquerait une hausse des déficits publics.

Le second levier pour soutenir la productivité du travail horaire peut être l'amélioration de la qualité de la formation des travailleurs. Ce dernier élément, capturé uniquement ici par le biais de la qualité de la formation initiale de la population en âge de travailler, a contribué le plus à l'évolution tendancielle de la productivité au cours des quarante dernières années. L'investissement dans le capital humain devient d'autant plus important qu'un pays se situe à la frontière technologique (Aghion *et al.*, 2008)). Or les niveaux de productivité français sont parmi les plus élevés des pays développés, avec l'Allemagne et les États-Unis. La faible contribution du taux de croissance démographique, augmenté du taux de dépréciation du capital et du taux de croissance du progrès technique, indique un niveau de productivité proche de l'équilibre de long terme. Dès lors l'investissement dans la formation, initiale et continue, devient, avec l'investissement dans les nouvelles technologies, la principale source de croissance de la productivité. La formation doit être mise en lien avec l'innovation, pour en réduire les coûts d'adoption et faciliter la diffusion des technologies de la frontière technologique vers le reste de l'économie.

Les résultats obtenus dans le cadre de ce travail ont principalement trait à l'identification et à l'explication macroéconomique des ruptures structurelles observées dans l'évolution

tendancielle de la productivité du travail. Toutefois, les explications et les recommandations de politique économique qu'ils suggèrent invitent à la réalisation d'études complémentaires sur la mesure de qualité de la formation, notamment en relation avec l'utilisation et la diffusion des nouvelles technologies et sur l'impact des différents types d'investissements productifs sur la productivité. Ce type d'études pourrait être réalisé dans le cadre de travaux ultérieurs, sous réserve de pouvoir accéder à des données spécifiques, différentes de celles qui ont été exploitées dans le cadre de la présente analyse. Sur la question du capital humain plus spécifiquement, des données supplémentaires pourraient être mobilisées sur le niveau de qualification des travailleurs, par niveau d'études ou catégorie socioprofessionnelle, et par secteur d'activité, telles qu'utilisées pour l'estimation du modèle MESANGE. Pour améliorer la mesure du capital humain, une approche microéconomique pourrait également être adoptée. On pourrait notamment répliquer les travaux d'Ho et Jorgensen (1999) et d'Aaronson et Sullivan (2001) pour la France. Ces deux approches consistent respectivement à décomposer comptablement la structure de la population active pour dériver un indicateur de la qualité de la main-d'œuvre et à estimer des équations mincériennes sur données individuelles à partir desquelles il est possible d'obtenir une mesure agrégée du capital humain.

Bibliographie

Aghion P., Askenazy P., Bourlès R., Cette G. et Dromel N. (2008), « [Distance à la frontière technologique, rigidités de marché, éducation et croissance](#) », *Économie et Statistique* n° 419-420.

Andrieux V., Bouziani Z. Heck S., Nay A., Rakedjian E. et Varrambier P. (2018), « [Les services marchands en 2017 : la production accélère, favorisée par une demande soutenue](#) », DT division Services, *Insee Première*, n° 1705.

Arnold J. M., Bassanini A. et Scarpetta S. (2007), « [Solow or Lucas? Testing Growth Models Using Panel Data from OECD Countries](#) », OECD Working Paper, n° 592.

Askenazy P. et Erhel C. (2015), « [The French Productivity Puzzle](#) », Document de travail, n° 1512, CEPREMAP, juin.

Bai J. et Perron P. (1998), « Estimating and testing linear models with multiple structural changes », *Econometrica*, 66, p. 47-78.

Barro R.J. et Lee J. W. (2013), « [A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010](#) », *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 104(C), p. 184-198.

Beffy P.O. et Fourcade N. (2004), « Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 : l'impact des politiques d'emploi », *Économie et Statistique*, n° 376-377.

Ben Hassine H. (2017), « [Croissance de la productivité et réallocation des ressources : le tissu productif français depuis 2000](#) », *Document de travail*, n° 2017-08, France Stratégie.

Bergeaud A., Cette G. et Lecat R. (2016), « Productivity trends from 1890 to 2012 in advanced countries », *The Review of Income and Wealth*, vol. 62, issue 3, p. 420-444.

Cette G., Corde S. et Lecat R. (2017), « Rupture de tendance de la productivité en France : quel impact de la crise ? », *Document de travail*, Banque de France.

Eyraud L. (2007), « Guide pratique des comptes chaînés », *Document de travail de la DGTPE*, n° 2007/04.

Gonzalez L. (2002), « [L'incidence du recours à l'intérim sur la mesure de la productivité du travail des branches industrielles](#) », *Économie et Statistique*, n° 357-358, p. 103-133.

Gordon R. (2012), « [Is U.S. Economic Growth Over? Faltering Innovation Confronts the Six Headwinds](#) », *NBER Working Papers* 18315, National Bureau of Economic Research, Inc.

Gordon R. (2016), *The Rise and Fall of American Growth, The U.S. Standard of Living since the Civil War*, Princeton, Princeton University Press, coll. The Princeton Economic History of the Western World.

Goujon A., KC S., Springer M., Barakat B., Potancokova M., Eder J., Striessnig E., Bauer R. et Lutz W. (2016), « A harmonized dataset on global educational attainment between 1970

and 2060. An analytical window into recent trends and future prospects in human capital development », *Journal of Demographic Economics*, vol. 82(8), p. 315-363.

Gregory A. W. et Hansen B. E. (1996), « Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts », *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 70(1), p. 99-126.

Ho M. et Jorgensen D. (1999), *The quality of the US workforce, 1948-95*, Harvard University.

Johansen S., Mosconi R. et Nielsen B. (2000), « Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend », *Econometrics Journal*, Royal Economic Society, vol. 3(2), p. 216-249.

Jones B.F. (2008), « [The knowledge trap: Human capital and development reconsidered](#) », National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, n° 14138.

Jones B.F. (2014), « [The human capital stock: A generalized approach](#) », *American Economic Review*, 104.

Lee J. W. et Lee H. (2016), « Human capital in the long run », *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 122(C), p. 147-169.

Mankiw N. G., Romer D. et Weil D. (1992), « [A Contribution to the Empirics of Economic Growth](#) », *Quarterly Journal of Economics*, 107, p. 407-437, mai.

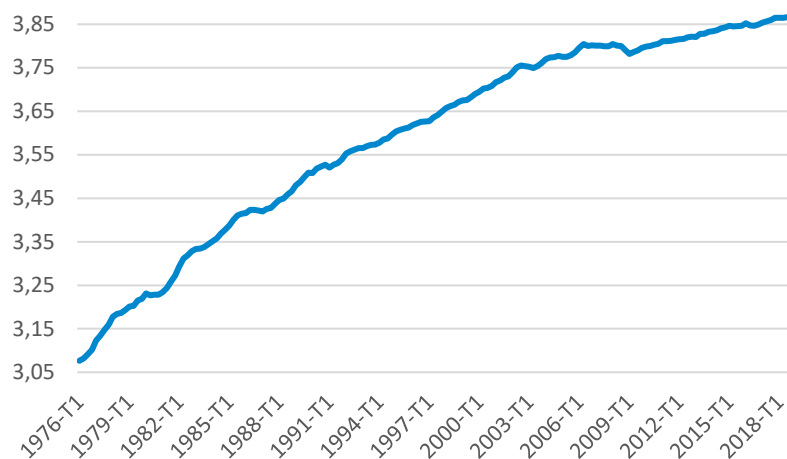
OCDE (2001), *Measuring Productivity - OECD Manual: Measurement of Aggregate and Industry-level Productivity Growth*, Éditions OCDE, Paris.

Schreiber A. et Vicard A. (2011), « [La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008](#) », *L'Économie française*, Insee Références.

Thévenon O., Ali N., Adema W. et Salvi del Pero A. (2012), « [Effects of Reducing Gender Gaps in Education and Labour Force Participation on Economic Growth in the OECD](#) », *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, n° 138, OECD Publishing.

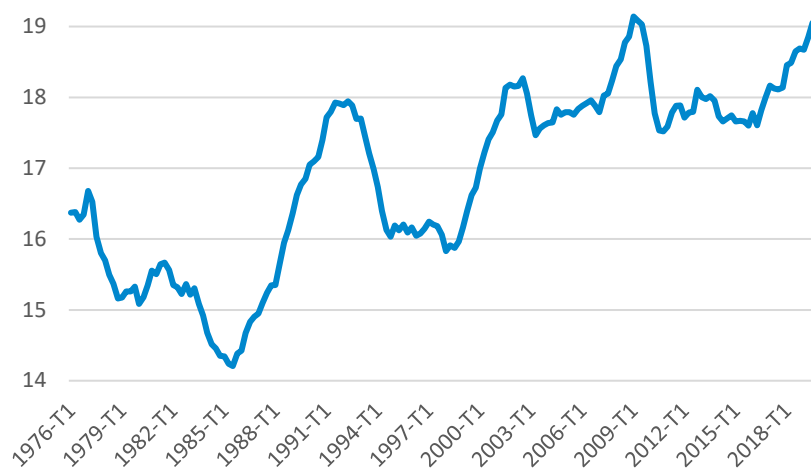
Annexe 1. Évolution des différentes variables utilisées dans l'étude de la productivité agrégée

Graphique 6 – Évolution de la productivité horaire du travail agrégée (tous secteurs confondus) en logarithme



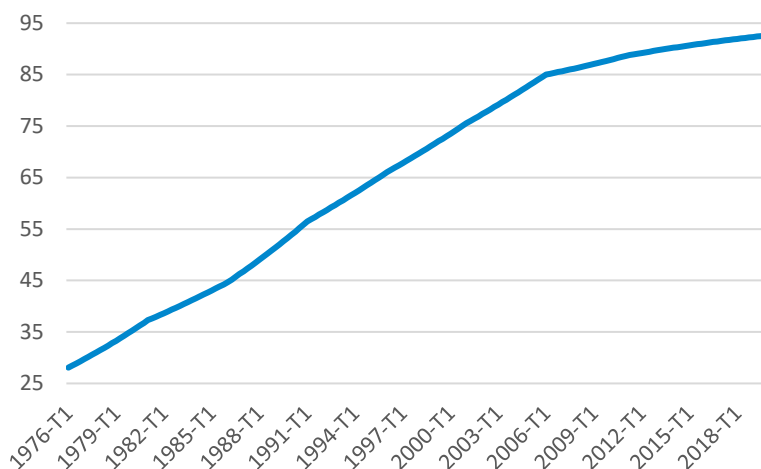
Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 7 – Évolution de la propension à investir dans le capital hors résidentiel



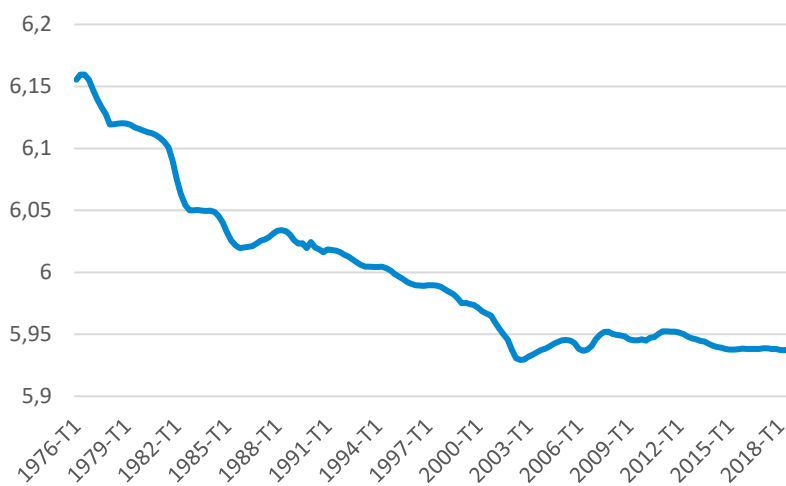
Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 8 – Évolution de la part des personnes âgées entre 25 et 64 ans ayant au moins atteint le secondaire dans cette catégorie d'âge



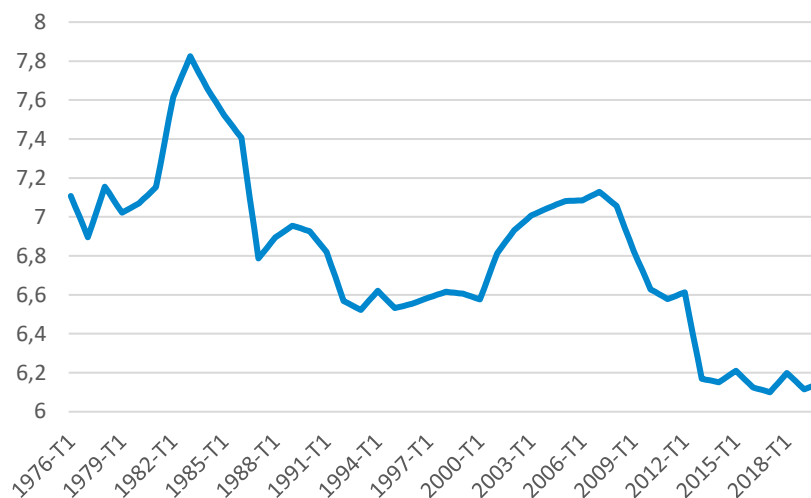
Source : Barro et Lee (2013), calcul des auteurs

Graphique 9 – Évolution du nombre d'heures travaillées par tête en logarithme



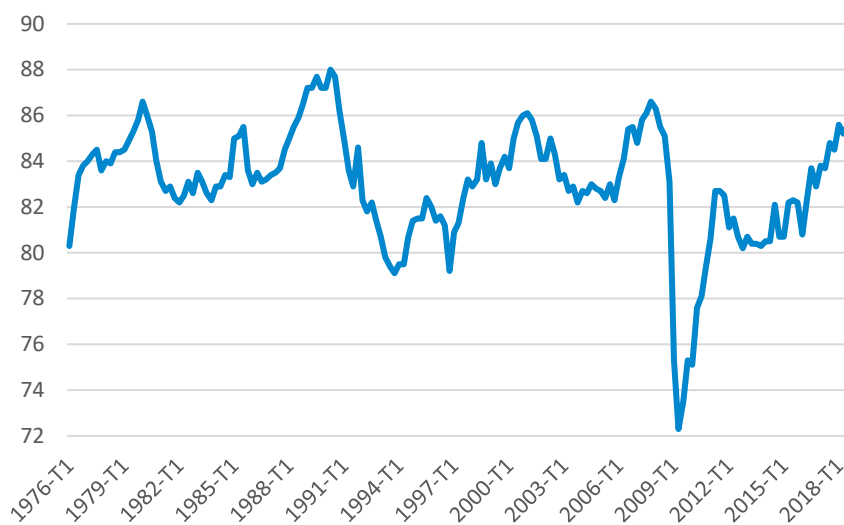
Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 10 – Évolution du taux de croissance de la population âgée entre 25 et 64 ans, augmenté du taux de croissance de la TFP et du taux de dépréciation du capital



Source : Insee, calcul des auteurs

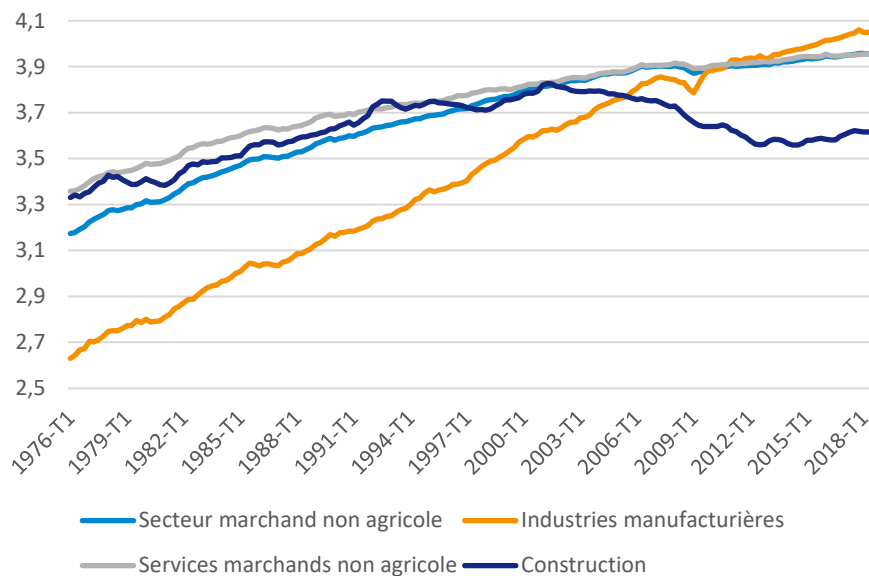
Graphique 11 – Évolution du taux d'utilisation des capacités dans le secteur manufacturier



Source : Insee, calcul des auteurs

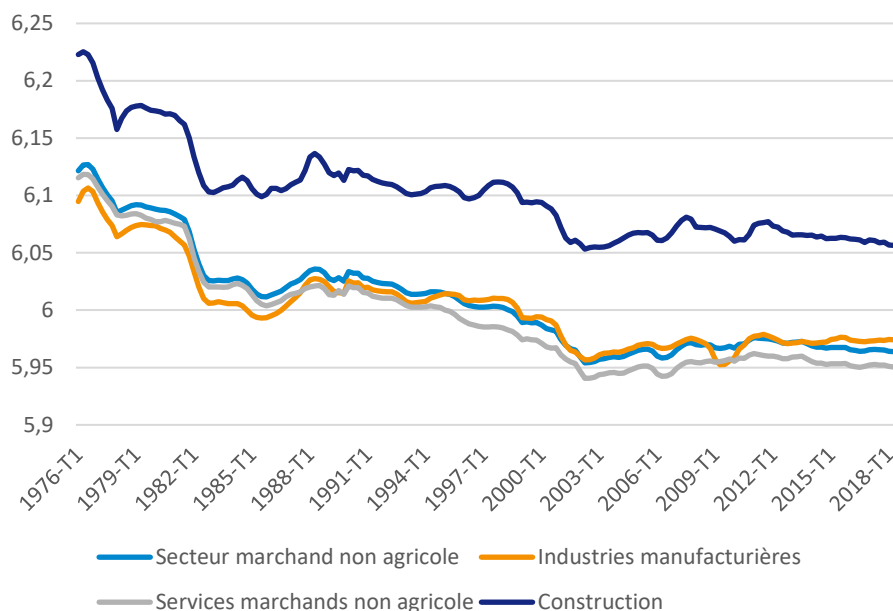
Annexe 2. Évolution des différentes variables d'intérêt dans les différents secteurs

Graphique 12 – Évolution de la productivité horaire du travail dans les différents secteurs en logarithme



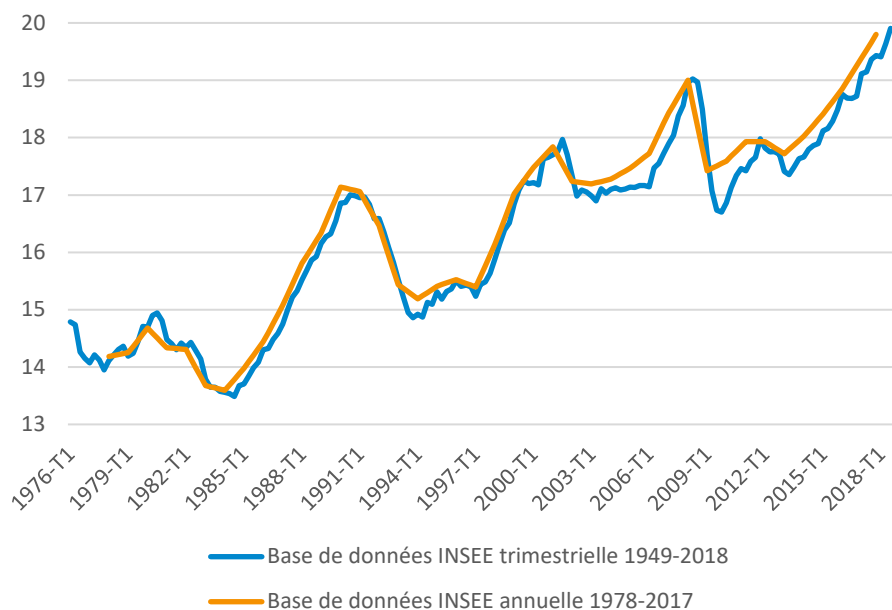
Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 13 – Évolution du nombre d'heures travaillées par tête dans les différents secteurs en logarithme



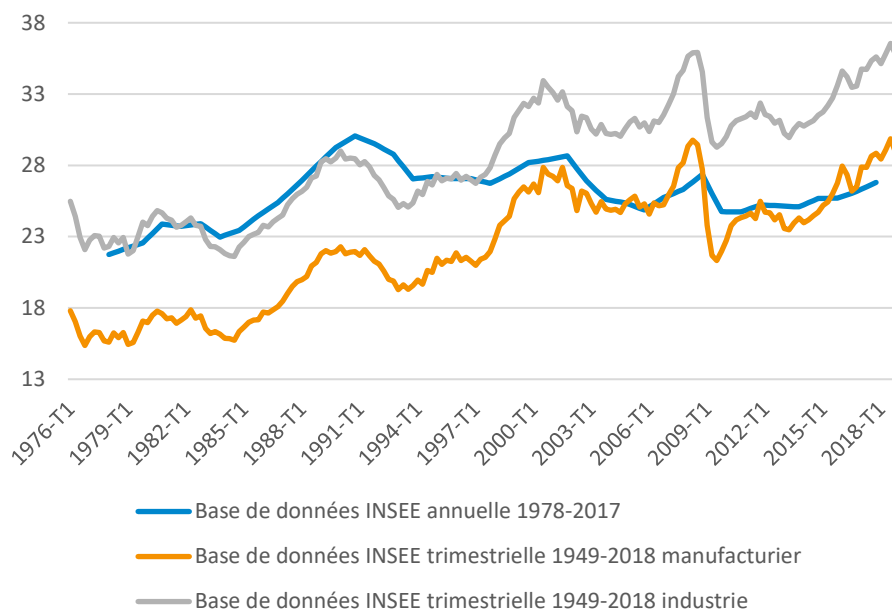
Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 14 – Évolution de la propension à investir dans le capital hors résidentiel pour le secteur marchand non agricole



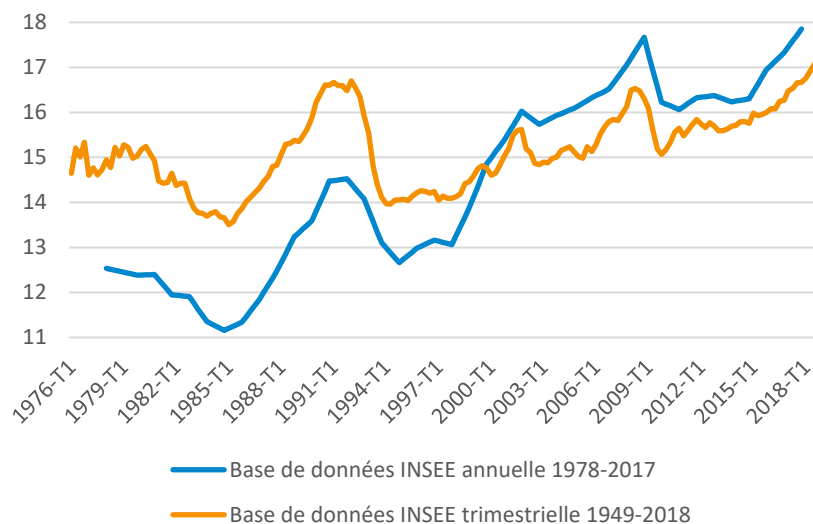
Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 15 – Évolution de la propension à investir dans le capital pour le secteur des Industries manufacturières



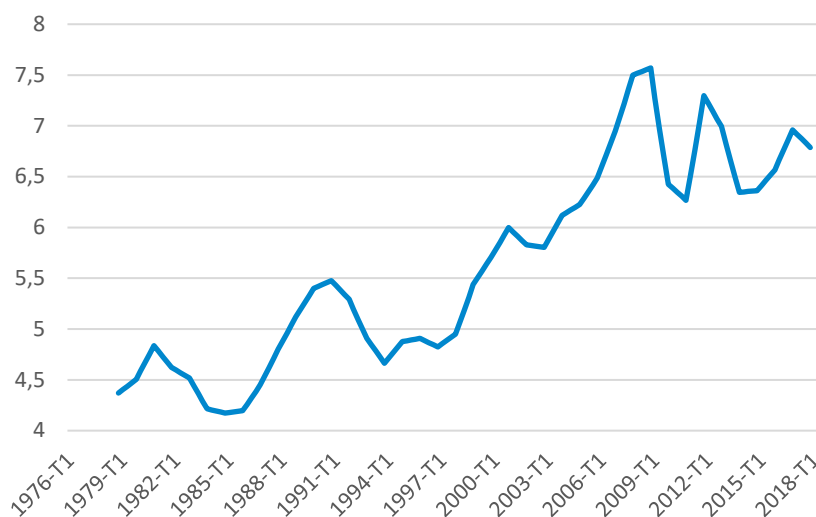
Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 16 – Évolution de la propension à investir dans le capital hors résidentiel pour le secteur des Services principalement marchands



Source : Insee, calcul des auteurs

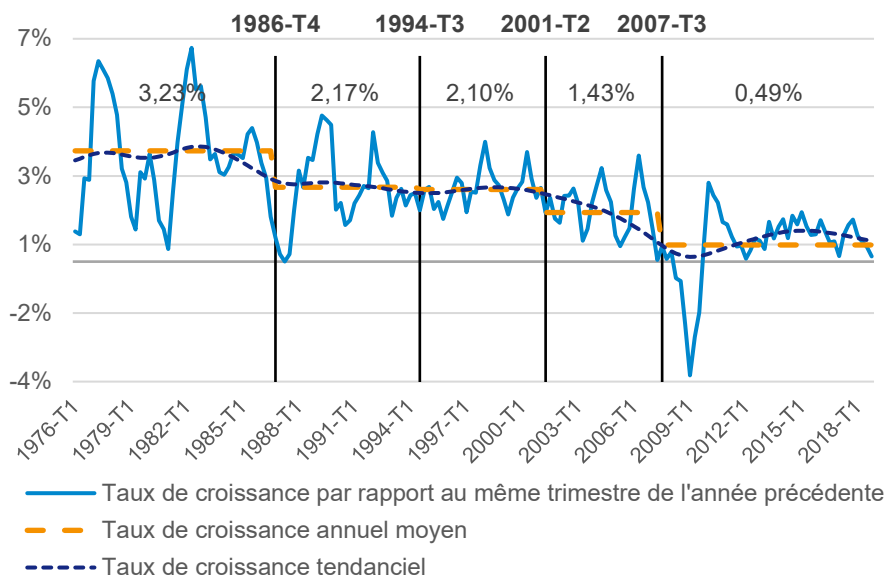
Graphique 17 – Évolution de la propension à investir dans le capital hors résidentiel pour le secteur de la Construction



Source : Insee, calcul des auteurs

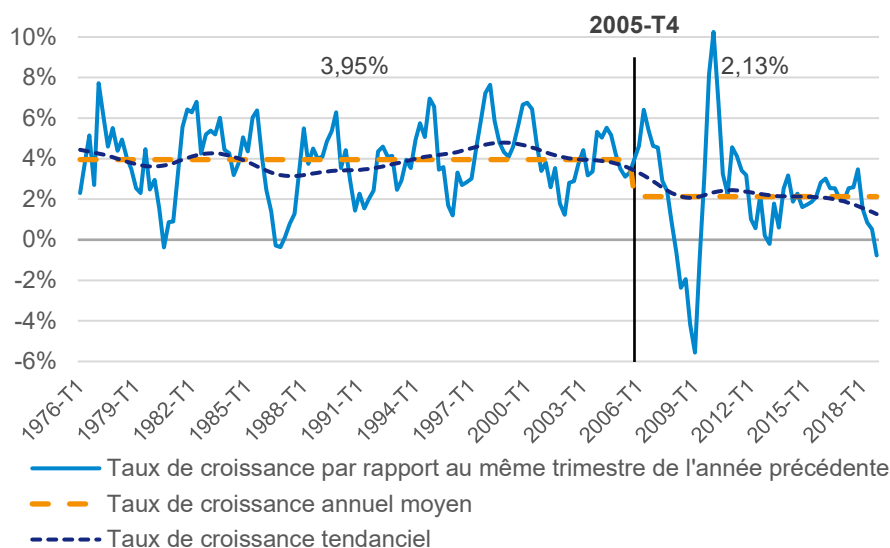
Annexe 3. Évolution des taux de croissance de la productivité du travail horaire dans les différents secteurs

Graphique 18 – Taux de croissance trimestriel de la productivité du secteur marchand non agricole, par rapport au même trimestre de l'année précédente (données Insee), sur la période 1976-2018



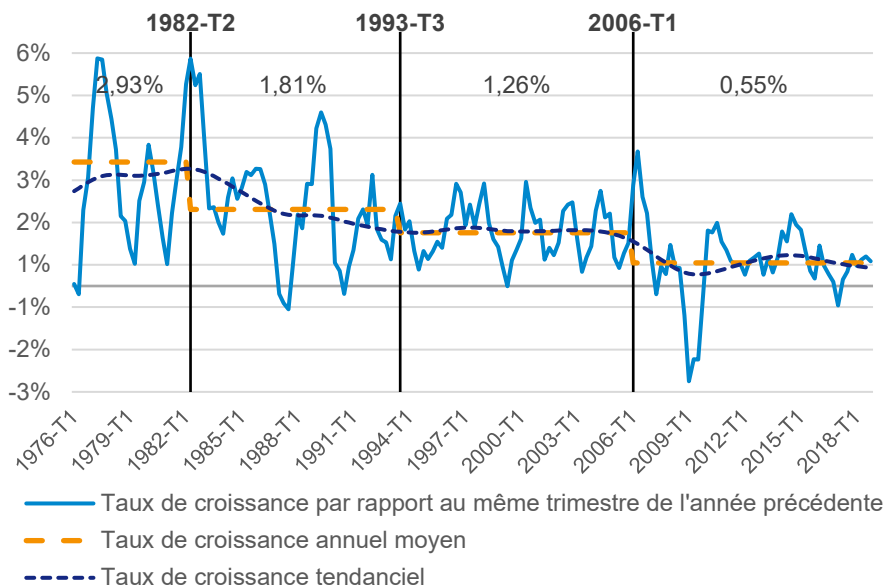
Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 19 – Taux de croissance trimestriel de la productivité des Industries manufacturières, par rapport au même trimestre de l'année précédente (données Insee) sur la période 1976-2018



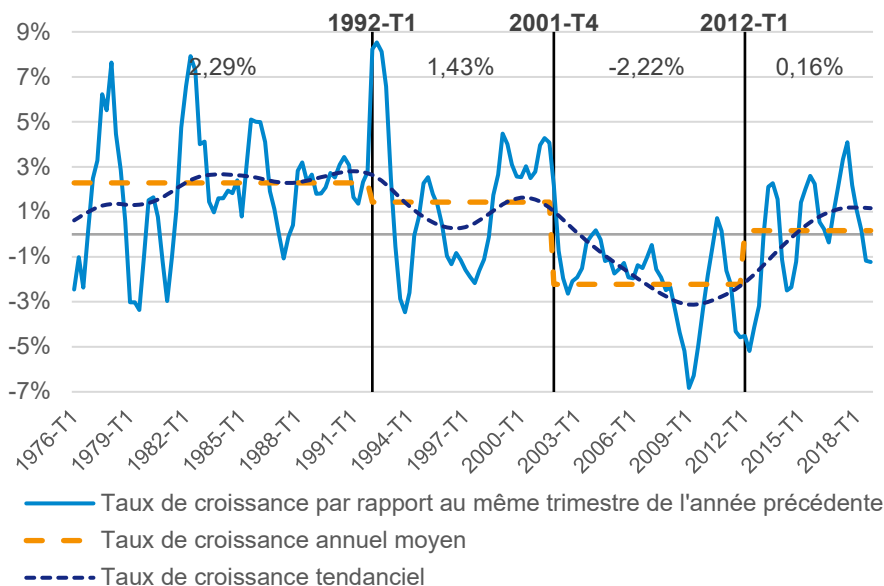
Source : Insee, calcul des auteurs

Graphique 20 – Taux de croissance trimestriel de la productivité des services principalement marchands, par rapport au même trimestre de l'année précédente (données Insee), sur la période 1976-2018



Source : Insee, calcul des auteurs

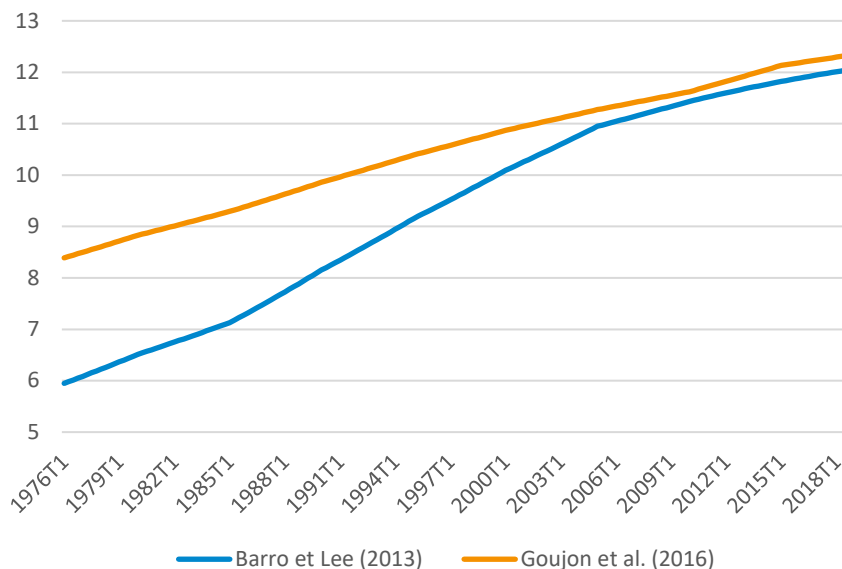
Graphique 21 – Taux de croissance trimestriel de la productivité de la construction, par rapport au même trimestre de l'année précédente (données Insee), sur la période 1976-2018



Source : Insee, calcul des auteurs

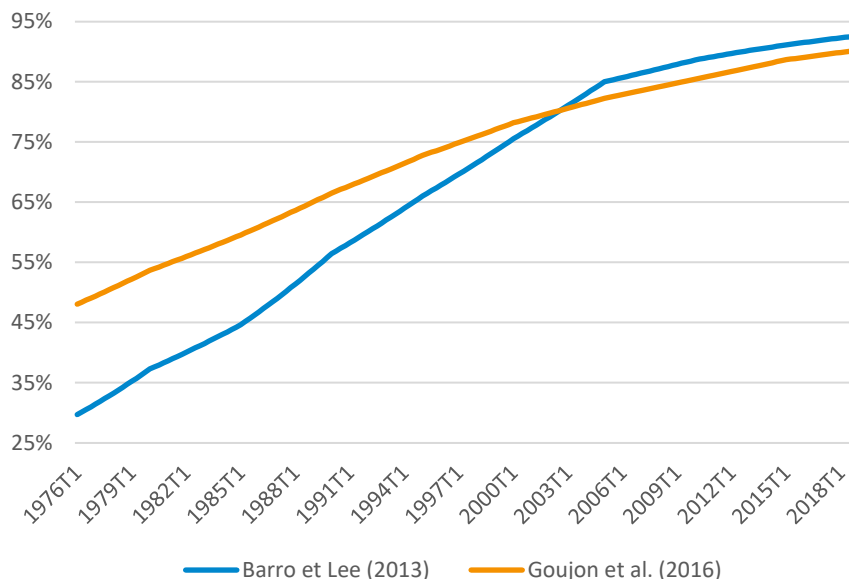
Annexe 4. Comparaison des deux bases de données, Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), sur l'éducation

Graphique 22 – Évolution du nombre moyen d'années d'études totales pour la population âgée entre 25 et 64 ans



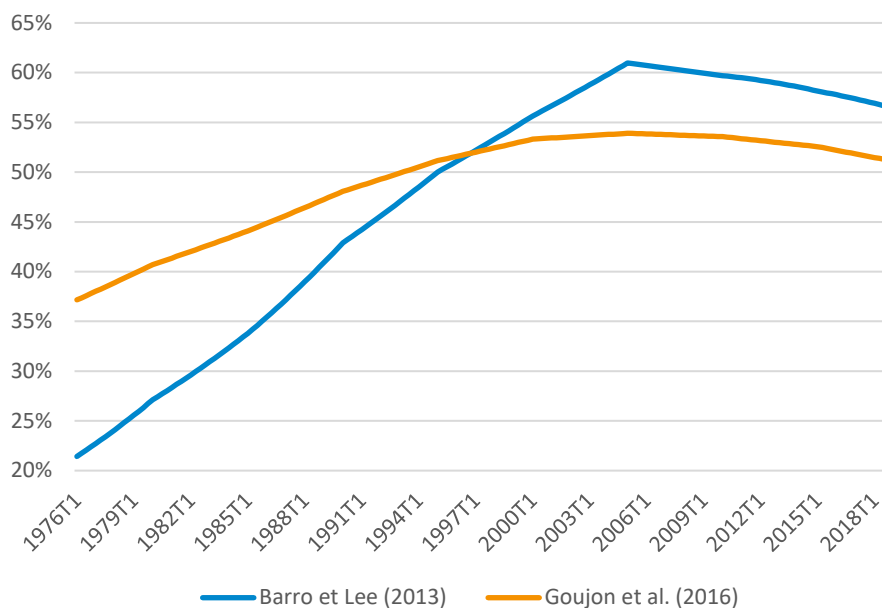
Sources : Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

Graphique 23 – Évolution de la part des personnes âgées entre 25 et 64 ans ayant au moins atteint le secondaire dans la même catégorie d'âge



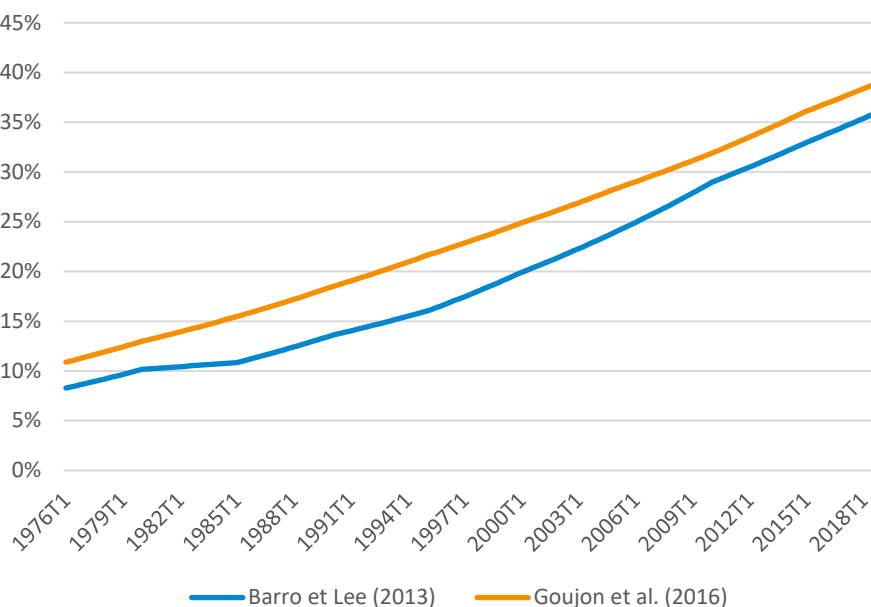
Sources : Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

Graphique 24 – Évolution de la part des personnes âgées entre 25 et 64 ans ayant atteint le secondaire dans la même catégorie d'âge



Sources : Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

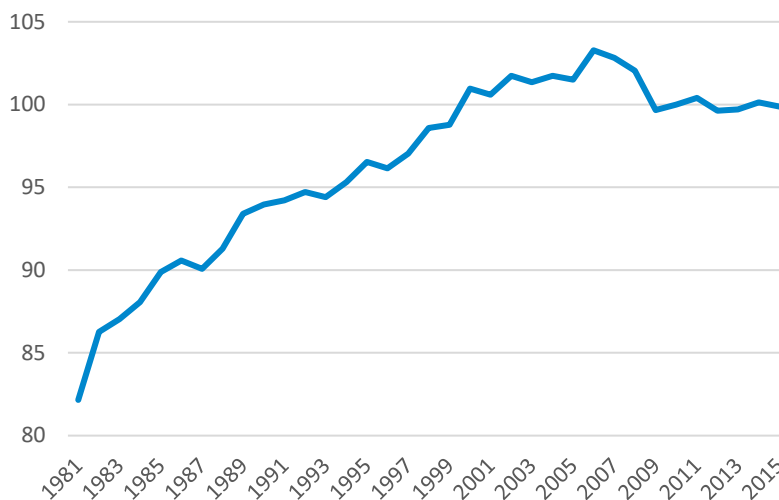
Graphique 25 – Évolution de la part des personnes âgées entre 25 et 64 ans ayant atteint le supérieur dans la même catégorie d'âge



Sources : Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

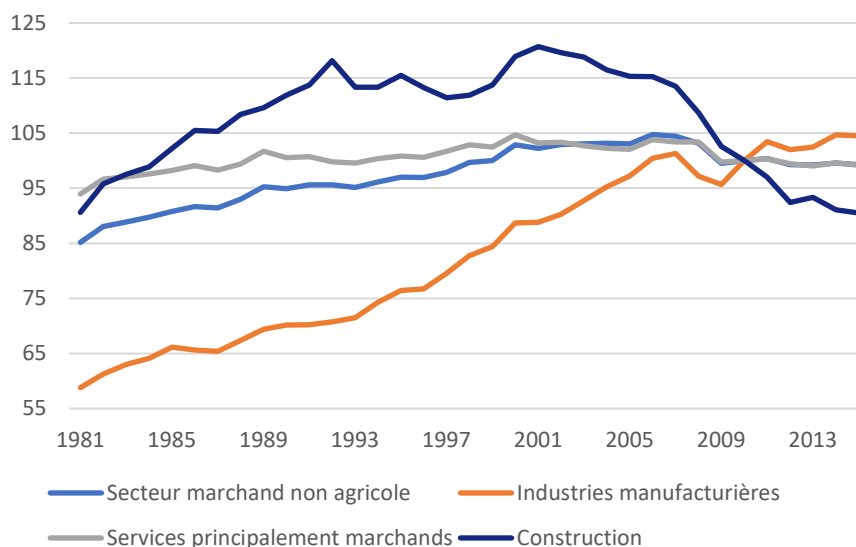
Annexe 5. Évolution de la productivité globale des facteurs (source EU KLEMS) pour les différents secteurs

Graphique 26 – Évolution de la TFP pour l'ensemble de l'économie



Source : EU KLEMS 2018, calcul des auteurs

Graphique 27 – Évolution de la TFP pour le secteur marchand non agricole, les Industries manufacturières, les Services principalement marchands et la construction³⁰



Source : EU KLEMS 2018, calcul des auteurs

³⁰ La base de données EU KLEMS ne donne pas de donnée relative à la TFP pour le secteur marchand non agricole et les services principalement marchands, tels qu'ils sont définis dans cette étude. Il s'agit donc d'une approximation calculée comme la somme de la TFP de chaque secteur les composant pondérée par leur part dans la valeur ajoutée totale de ces deux périmètres, en suivant Hulten (1978).

Annexe 6. Présentation du modèle de Solow augmenté

On considère une fonction de production Cobb-Douglas augmenté du capital humain, telle que spécifiée par Mankiw, Romer et Weil (1992), dans un cadre continu.

$$Y(t) = (K(t))^\alpha (Qt(t))^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta}$$

où $Y(t)$ désigne la production, $K(t)$ la quantité de capital physique utilisé à la date t , Q_t le capital humain, $A(t)$ le progrès technique, neutre au sens d'Harrod, c'est-à-dire qu'il n'améliore que l'efficacité du travail et $L(t)$ la quantité de travail effectivement utilisé par l'entreprise représentative.

On doit avoir $\alpha + \beta < 1$ pour garantir l'existence d'un équilibre unique. Une définition plus générale, telle que $Y(t) = (K(t))^\alpha (Qt(t))^\beta (A(t)L(t))^\theta$ ne peut pas être considérée : sans autre hypothèse sur les paramètres α , β et θ , les variables endogènes en unité intensive ne sont pas stationnaires.

On suppose qu'il y a deux sources de croissance dans le modèle, le nombre de travailleurs, $L(t)$ et le niveau technologique $A(t)$. Tous deux croissent de manière exogène à un taux respectif de n_t et g_t .

$$\begin{aligned}\dot{L}(t) &= n(t)L(t) \\ \dot{A}(t) &= g(t)A(t)\end{aligned}$$

On en déduit que, par rapport à la date de début de période t_0 , la population et le niveau technologique évoluent selon :

$$\begin{aligned}L(t) &= L(t_0) \exp\left(\int_{t_0}^t n(s) ds\right) \\ A(t) &= A(t_0) \exp\left(\int_{t_0}^t g(s) ds\right)\end{aligned}$$

Les équations d'accumulation des capitaux physiques et humains sont données par :

$$\begin{aligned}\dot{K}(t) &= I_K(t) - \delta K(t) \\ \dot{Q}(t) &= I_Q(t) - \delta Q(t)\end{aligned}$$

où $I_K(t)$ et $I_Q(t)$ désignent les investissements réalisés dans le capital physique et le capital humain respectivement, et δ le taux de dépréciation du capital, que l'on suppose identique pour les deux types de capitaux. Cette hypothèse ne change pas les résultats généraux. On suppose que, à chaque période, une part du revenu $Y(t)$ est investie, telle que $I_K(t) = s_K(t)Y(t)$ et $I_Q(t) = s_Q(t)Y(t)$. On suppose ainsi que la propension à épargner dans chaque type de capital peut fluctuer au cours du temps. Dans les modèles dérivés de Solow, cette variable est supposée stable, mais elle peut également être modélisée comme un processus autorégressif, avec une composante stable correspondant à sa valeur à l'état stationnaire.

Afin de pouvoir calculer l'équilibre stationnaire, on définit chaque variable par unité de population efficace, $y(t) = \frac{Y(t)}{A(t)L(t)}$, $k(t) = \frac{K(t)}{A(t)L(t)}$, et $q(t) = \frac{Q(t)}{A(t)L(t)}$. La fonction de production devient :

$$y(t) = (k(t))^\alpha (q(t))^\beta$$

L'évolution de k_t et q_t est alors donnée par :

$$\begin{aligned}\dot{k}(t) &= s_K(t)y(t) - (n(t) + g(t) + \delta)k(t) \\ \dot{q}(t) &= s_Q(t)y(t) - (n(t) + g(t) + \delta)q(t)\end{aligned}$$

En estimant ces deux équations à l'état stationnaire, et en utilisant l'équivalence de l'exponentielle, on peut en déduire les valeurs de k^* et q^* d'équilibre :

$$k^* = \left(\frac{s_K^*}{n^* + g^* + \delta} \right)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha-\beta}} \left(\frac{s_Q^*}{n^* + g^* + \delta} \right)^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}$$

$$q^* = \left(\frac{s_K^*}{n^* + g^* + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left(\frac{s_Q^*}{n^* + g^* + \delta} \right)^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}}$$

On en déduit alors la production à l'équilibre :

$$y^* = (n^* + g^* + \delta)^{-\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}} (s_K^*)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} (s_Q^*)^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}$$

Et la productivité par tête, en unité efficace :

$$y^* = (n^* + g^* + \delta)^{-\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}} (s_K^*)^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} (s_Q^*)^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}$$

On considère ensuite la productivité horaire définie par $\frac{Y(t)}{h(t)L(t)}$ où $h(t)$ est le nombre d'heures travaillées par travailleur et en remarquant que $\frac{Y(t)}{h(t)L(t)} = \frac{A(t)y(t)}{h(t)}$, on en déduit une relation entre la productivité horaire par tête et la productivité tendancielle définie ci-dessus, qui, en logarithme, donne :

$$\ln(Y(t)) - \ln(h(t)) - \ln(L(t)) \approx \ln(A(t)) - \ln(h(t)) - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n(t) + g(t) + \delta) + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_K(t)) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_Q(t))$$

En utilisant l'expression de $A(t)$, en supposant que le taux de croissance du progrès technique reste constant, on a finalement :

$$\begin{aligned} \ln(Y(t)) - \ln(h(t)) - \ln(L(t)) &\approx \ln(A(t_0)) + g * (t - t_0) - \ln(h(t)) \\ &+ \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_K(t)) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_Q(t)) \\ &- \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n(t) + g + \delta) \end{aligned}$$

Il est également possible d'avoir une spécification alternative en utilisant l'expression de $k(t)$ par rapport à $q(t)$ et aux paramètres du modèle, à l'état stationnaire, que l'on substitue ensuite dans la fonction de production. On obtient alors une définition partielle de la productivité du travail pour laquelle il est plus aisé d'estimer le stock de capital humain que la propension à investir dans le capital humain (Arnold *et al.*, 2011). Le modèle devient ainsi :

$$\begin{aligned} \ln(Y(t)) - \ln(h(t)) - \ln(L(t)) &\approx \ln(A(t_0)) + g * (t - t_0) - \ln(h(t)) \\ &+ \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_K(t)) + \frac{\beta}{1 - \alpha} \ln(q(t)) \\ &- \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n(t) + g + \delta) \end{aligned}$$

Pour l'analyse sectoriel, la fonction de production est modifiée afin de capturer les potentiels effets de compensations liés aux réductions du temps de travail. Comme Beffy et Fourcade (2004), on introduit le nombre moyen d'heures travaillées, augmenté d'un paramètre τ pour mesurer l'impact de la variation de la durée du travail sur la productivité du travail.

$$Y_i(t) = (K_i(t))^{\alpha_i} (Q_i(t))^{\beta_i} (A_i(t) h_i(t)^\tau L_i(t))^{1-\alpha_i-\beta_i}$$

Où i désigne le secteur d'intérêt.

La productivité du travail horaire en logarithme devient alors :

$$\begin{aligned} \ln(Y_i(t)) - \ln(h_i(t)) - \ln(L_i(t)) &\approx \ln(A_i(t)) - \left(1 - \tau_i \frac{1 - \alpha_i - \beta_i}{1 - \alpha_i}\right) \ln(h_i(t)) \\ &+ \frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \ln(s_{K,i}(t)) + \frac{\beta_i}{1 - \alpha_i} \ln(q_i(t)) \\ &- \frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \ln(n(t) + g_i(t) + \delta) \end{aligned}$$

On suppose également que $A_i(t)$ évolue selon une fonction affine par morceaux afin de rendre compte des potentielles ruptures de tendance et de niveau qui demeurent inexpliquées au niveau sectoriel, telle que :

$$\begin{aligned} A_i(t) &= A_i(t_0) \exp\left(\int_{t_0}^t g(s) ds\right) \\ A_i(t) &= A_i(t_0) \exp\left(g_i * (t - t_0) + \sum_{k=1}^{K_i} \alpha_{i,k} \mathbb{1}_{t \geq t_k} + \sum_{k=1}^{K_i} g_{i,k} \mathbb{1}_{t \geq t_k} * (t - t_0)\right) \end{aligned}$$

On en déduit alors l'expression générale de la productivité du travail horaire :

$$\begin{aligned} \ln(Y_i(t)) - \ln(h_i(t)) - \ln(L_i(t)) &\approx \ln(A_i(t_0)) + \sum_{k=1}^{K_i} \alpha_{i,k} \mathbb{1}_{t \geq t_k} \\ &+ g_i * (t - t_0) + \sum_{k=1}^{K_i} g_{i,k} \mathbb{1}_{t \geq t_k} * (t - t_0) \\ &- \left(1 - \tau_i \frac{1 - \alpha_i - \beta_i}{1 - \alpha_i}\right) * \ln(h_i(t)) \\ &+ \frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \ln(s_{i,K}(t)) + \frac{\beta_i}{1 - \alpha_i} \ln(q_i(t)) \\ &- \frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \ln(n(t) + g_i + \delta) \end{aligned}$$

Le modèle estimé pour chaque secteur diverge de cette dernière équation pour le capital humain : au lieu d'avoir une variable de capital humain couvrant le périmètre d'analyse, seules des données sur l'ensemble de l'économie ont pu être utilisées. De plus, on fait l'hypothèse que le taux de croissance du progrès technique dans l'expression $\ln(n(t) + g_i + \delta)$ demeure constant, alors que l'on aurait pu intégrer les potentielles ruptures, telles que :

$$\ln(n(t) + g_{i,t} + \delta) = \ln\left(n(t) + g_i + \sum_{k=1}^{K_i} g_{i,k} \mathbb{1}_{t \geq t_k} + \delta\right)$$

Il est ensuite possible d'inscrire ces deux équations de long terme dans un modèle à correction d'erreur, à partir de l'équation décrivant la dynamique de transition vers l'état stationnaire.

$$\frac{d \ln(y(t))}{dt} = -\lambda (\ln(y(t)) - \ln(y^*))$$

Où $\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n^* + g^* + \delta)$ définit la vitesse de convergence vers l'état stationnaire. En résolvant cette équation différentielle et en l'augmentant des variations des différentes variables pour tenir compte des potentielles dynamiques de court terme, Arnold *et al.* (2007) et Thévenon *et al.* (2012) font le lien entre l'équation de long terme et les modèles à correction d'erreur.

Annexe 7. Influence du TUC et de la période d'analyse sur les estimations des ruptures

Tableau 11 – Résultat du test de Bai-Perron appliqué à la productivité horaire du travail pour l'ensemble de l'économie sur plusieurs périodes

Périodes considérées	Ruptures identifiées				
1949T1 – 2018T4	1969T2	1981T4	1992T3	2002T4	
1970T1 – 2018T4	1975T1	1986T4*	1991T3	2002T1	2008T4*
1976T1 – 2018T4		1986T3	1993T1	2002T1	2008T2*
1976T1 – 2018T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur manufacturier		1986T3	1993T3	2004T3	
1980T1 – 2016T4		1986T3	1996T2*	2002T2	2008T4*
1980T1 – 2016T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur manufacturier		1986T3	1996T1*	2002T2	
1980T1 – 2016T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur marchand		1987T1	1995T2*	2002T2	2009T3*

* Les ruptures de niveau ne sont pas significatives à 10 %

Source : Insee, calcul des auteurs

Tableau 12 – Résultat du test de Bai-Perron appliqué à la productivité horaire du travail pour le secteur marchand non agricole sur plusieurs périodes

Périodes considérées	Ruptures identifiées				
1949T1 – 2018T4	1969T2	1983T2		2003T4	
1970T1 – 2018T4	1978T3	1986T4		2001T1	2008T2
1976T1 – 2018T4		1986T4	1993T4*	2002T2	2008T3
1976T1 – 2018T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur manufacturier		1986T4	1994T3**	2001T2	2007T3
1980T1 – 2016T4		1986T1		2003T1	2008T3**
1980T1 – 2016T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur manufacturier		1986T1	1991T3	2002T4	2008T2
1980T1 – 2016T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur marchand		1986T4	1994T3**	2002T3	2008T2

* La rupture n'est pas significative à 10 % (rupture de niveau et de tendance)

** Les ruptures de niveau ne sont pas significatives à 10 %

Source : Insee, calcul des auteurs

Tableau 13 – Résultat du test de Bai-Perron appliqué à la productivité horaire du travail pour le secteur des industries manufacturières sur plusieurs périodes

Périodes considérées	Ruptures identifiées			
1949T1 – 2018T4	1965T2	1975T4	1997T3*	2008T1
1970T1 – 2018T4		1979T2*	1986T4*	1997T4*
1976T1 – 2018T4			1986T4*	1997T4*
1976T1 – 2018T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur manufacturier			1986T4**	2005T4
1980T1 – 2016T4			1986T1	1997T2
1980T1 – 2016T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur manufacturier			1986T1*	1993T3*
			2003T4	2009T2*

* La rupture n'est pas significative à 10 % ** La rupture de pente n'est pas significative à 10 %

Source : Insee, calcul des auteurs

Tableau 14 – Résultat du test de Bai-Perron appliqué à la productivité horaire du travail pour le secteur des services principalement marchands sur plusieurs périodes

Périodes considérées	Ruptures identifiées			
1949T1 – 2018T4	1969T2	1980T1	1990T3	2001T3
1970T1 – 2018T4	1977T2	1986T3		2008T4
1976T1 – 2018T4		1982T2	1992T1	2008T4
1976T1 – 2018T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur manufacturier		1982T2	1993T3	2006T1
1980T1 – 2016T4		1985T3		2000T1
1980T1 – 2016T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur manufacturier		1986T3	1994T3	2006T3
1980T1 – 2016T4 productivité corrigée par le TUC dans le secteur marchand		1986T4	1992T2	2008T2

Source : Insee, calcul des auteurs

Tableau 15 – Résultat du test de Bai-Perron appliqué à la productivité horaire du travail pour le secteur de la construction sur plusieurs périodes

Périodes considérées	Ruptures identifiées			
1949T1 – 2018T4	1971T1	1993T2		2008T3*
1970T1 – 2018T4	1978T4	1992T1	2001T1	2011T4
1976T1 – 2018T4		1992T1	2001T4	2012T1
1980T1 – 2016T4		1996T1*	2001T3	2011T3

* La rupture de pente n'est pas significative à 10 %

Source : Insee, calcul des auteurs

Annexe 8. Estimations des ruptures sur plusieurs périodes, 1949-2018, 1970-2018, 1976-2018 et 1980-2016

Tableau 16 – Productivité tendancielle de l'ensemble des secteurs caractérisée par une tendance linéaire avec ruptures de niveau et/ou de pentes

	1949T1 – 2018T4	1970T1 – 2018T4	1976T1 – 2018T4	1976T1 – 2018T4 TUC	1980T1 – 2016T4	1980T1 – 2016T4 TUC	1980T1 – 2016T4 TUC bis
Constante	1,653	2,802	3,083	3,083	3,179	3,179	3,181
Tendance	0,013	0,014	0,008	0,008	0,009	0,009	0,008
Rupture69	0,385						
Rupture75		0,085					
Rupture81	0,442						
Rupture86			0,061	0,0712	0,056	0,055	
Rupture87							0,057
Rupture91		0,244					
Rupture92	0,230						
Rupture93			0,088	0,0731			
Rupture96							
Rupture02	0,692	0,316	0,277		0,255	0,331	0,289
Rupture04				0,3659			
Rupture69*t	-0,0033						
Rupture75*t		-0,0059					
Rupture81*t	-0,0034						
Rupture86*t		-0,0005	-0,0019	-0,0022	-0,0029	-0,0029	
Rupture87*t							-0,0027
Rupture91*t		-0,0029					
Rupture92*t	-0,0014						
Rupture93*t			-0,0015	-0,0013			
Rupture95*t							-0,0002
Rupture96*t					-0,0002	-0,0002	
Rupture02*t	-0,0032	-0,0023	-0,0025		-0,0027	-0,0035	-0,0031
Rupture04*t				-0,0032			
Rupture08*t		-0,0001	-0,0002		-0,0002		
Rupture09*t							-0,0001
Test DF	-5,795	-6,588	-6,349	-5,965	-5,403	-5,023	-5,623
Mécanisme de rappel	-0,2073	-0,3988	-0,3876	-0,3266	-0,4781	-0,3258	-0,225

Note : tous les coefficients des différentes régressions sont significatifs à 1 %.

Le TUC désigne le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur des industries manufacturières (source Insee)

Le TUC bis désigne le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur marchand (source France Stratégie)

Tableau 17 – Productivité tendancielle du secteur marchand non agricole caractérisée par une tendance linéaire avec ruptures de niveau et/ou de pentes

	1949T1 – 2018T4	1970T1 – 2018T4	1976T1 – 2018T4	1976T1 – 2018T4 TUC	1980T1 – 2016T4	1980T1 – 2016T4 TUC	1980T1 – 2016T4 TUC bis
Constante	1,863	2,923	3,178	3,178	3,277	3,277	3,277
Tendance	0,012	0,011	0,008	0,008	0,009	0,009	0,009
Rupture69	0,313						
Rupture78		0,073					
Rupture83	0,530						
Rupture86		0,149	0,102	0,076	0,079	0,059	0,067
Rupture91						0,032*	
Rupture01		0,223		0,168			
Rupture02			0,157			0,207	0,228
Rupture03	0,836				0,279		
Rupture07				0,234			
Rupture08		0,208	0,221			0,084*	0,089*
Rupture69*t	-0,0025						
Rupture78*t		-0,0031					
Rupture83*t	-0,0038						
Rupture86*t		-0,0024	-0,0026	-0,0022	-0,0039	-0,0035	-0,0033
Rupture91*t						-0,0007**	
Rupture94*t				-0,0002**			-0,0002**
Rupture01*t		-0,0018		-0,0017			
Rupture02*t			-0,0015			-0,0022	-0,0025
Rupture03*t	-0,0038				-0,0029		
Rupture07*t				-0,0021			
Rupture08*t		-0,0016	-0,0019		-0,0003	-0,0010	-0,0011
Test DF	-5,406	-5,531	-6,010	-6,479	-5,675	-6,151	-5,949
Mécanisme de rappel	-0,2502	-0,3439	-0,3549	-0,3865	-0,4257	-0,4755	-0,4443

* Significatif à 5 % ** Significatif à 10 %

Tous les autres coefficients des différentes régressions sont significatifs à 1 %.

Le TUC désigne le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur des Industries manufacturières (source INSEE)

Le TUC bis désigne le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur marchand (source France Stratégie)

Tableau 18 – Productivité tendancielle du secteur des Industries manufacturières caractérisée par une tendance linéaire avec ruptures de niveau et/ou de pentes

	1949T1 – 2018T4	1970T1 – 2018T4	1976T1 – 2018T4	1976T1 – 2018T4 TUC	1980T1 – 2016T4	1980T1 – 2016T4 TUC
Constante	1,165	2,365	2,633	2,628	2,694	2,689
Tendance	0,0122	0,0113	0,0099	0,0101	0,0118	0,0121
Rupture65	-0,119					
Rupture75	0,625					
Rupture86				-0,052		0,046
Rupture93						-0,145
Rupture03					0,446	0,552
Rupture05				0,597		
Rupture08	0,816	0,597	0,466			
Rupture65*t	0,0029					
Rupture75*t	-0,0061					
Rupture79*t		-0,0009				
Rupture86*t		-0,0007	-0,0007		-0,0022	-0,0035
Rupture93*t						0,0027
Rupture97*t	0,0002	0,0002	0,0004		0,0005	
Rupture03*t					-0,0042	-0,0055
Rupture05*t				-0,0049		
Rupture08*t	-0,0036	-0,0042	-0,0039			
Test DF	-6,090	-5,360	-5,879	-5,116	-5,819	-5,774
Mécanisme de rappel	-0,4894	-0,4668	-0,4048	-0,2901	-0,3329	-0,4099

Note : tous les coefficients des différentes régressions sont significatifs à 1 %.

Le TUC désigne le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur des Industries manufacturières (source Insee)

Tableau 19 – Productivité tendancielle du secteur des services principalement marchands caractérisée par une tendance linéaire avec ruptures de niveau et/ou de pentes

	1949T1 – 2018T4	1970T1 – 2018T4	1976T1 – 2018T4	1976T1 – 2018T4 TUC	1980T1 – 2016T4	1980T1 – 2016T4 TUC	1980T1 – 2016T4 TUC bis
Constante	2,151	3,133	3,367	3,367	3,480	3,483	3,483
Tendance	0,0111	0,0101	0,0060	0,0060	0,0073	0,0069	0,0068
Rupture69	0,292						
Rupture77		0,093					
Rupture80	0,377						
Rupture82			0,074	0,078			
Rupture85					0,083		
Rupture86		0,188				0,064	0,047
Rupture90	0,322						
Rupture92			0,065				0,053
Rupture93				0,057			
Rupture94						0,029*	
Rupture00					0,065		
Rupture01	0,372						
Rupture06				0,239		0,209	
Rupture08		0,221	0,169		0,089		0,156
Rupture69*t	-0,0026						
Rupture77*t		-0,0039					
Rupture80*t	-0,0032						
Rupture82*t			-0,0017	-0,0019			
Rupture85*t					-0,0039		
Rupture86*t		-0,002842				-0,0031	-0,0026
Rupture90*t	-0,0020						
Rupture92*t			-0,0011				-0,0012
Rupture93*t				-0,0009			
Rupture94*t						-0,0006	
Rupture00*t					-0,0008		
Rupture01*t	-0,0017						
Rupture06*t				-0,0019		-0,0021	
Rupture08*t		-0,0016	-0,0015		-0,0010		-0,0016
Test DF	-5,571	-6,684	-6,478	-5,862	-6,503	-6,217	-6,411
Mécanisme de rappel	-0,1403	-0,2690	-0,4235	-0,334	-0,3948	-0,411	-0,5099

Note : tous les coefficients des différentes régressions sont significatifs à 1 %.

* Significatif à 5 %.

Le TUC désigne le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur des Industries manufacturières (source Insee). Le TUC bis désigne le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur marchand (source France Stratégie)

Tableau 20 – Productivité tendancielle du secteur de la Construction caractérisée par une tendance linéaire avec ruptures de niveau et/ou de pentes

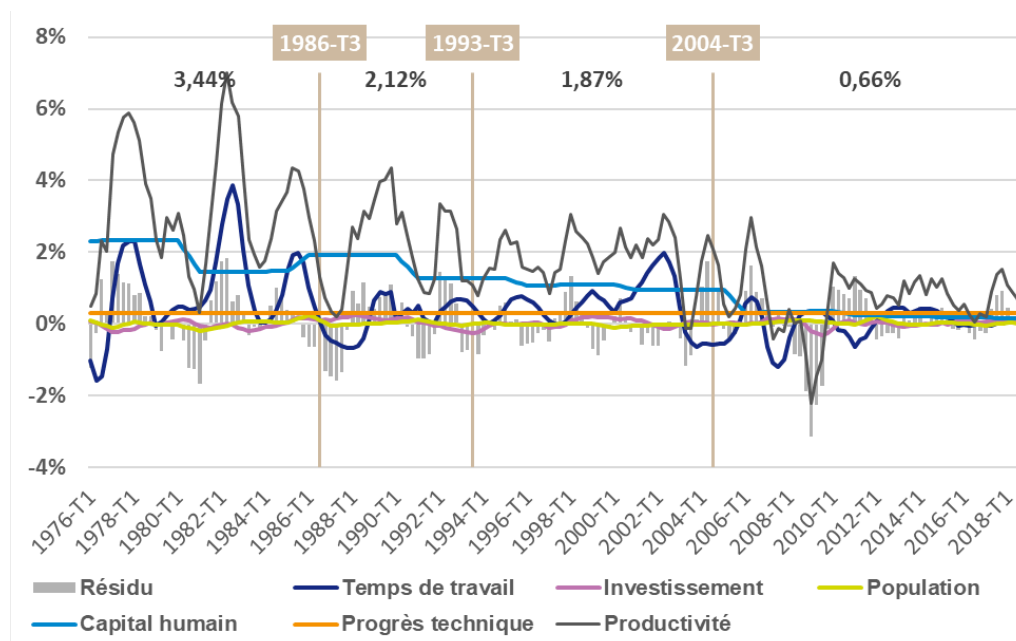
	1949T1 – 2018T4	1970T1 – 2018T4	1976T1 – 2018T4	1980T1 – 2016T4
Constante	2,347	3,097	3,329	3,288
Tendance	0,0081	0,0100	0,0053	0,0061
Rupture71	0,350			
Rupture78		0,068		
Rupture92		0,476	0,257	
Rupture93	0,971			
Rupture01		0,864	0,831	0,924
Rupture11		-1,249		-0,711
Rupture12			-1,161	
Rupture71*t	-0,0024			
Rupture78*t		-0,0042		
Rupture92*t		-0,0049	-0,0034	
Rupture93*t	-0,0053			
Rupture96*t				-0,0013
Rupture01*t		-0,0062	-0,0075	-0,0102
Rupture08*t	-0,0007			
Rupture11*t		0,0071		0,0052
Rupture12*t			0,0076	
Test DF	-6,227	-5,618	-4,961	-5,482
Mécanisme de rappel	-0,1321	-0,1968	-0,1792	-0,1799

Note : tous les coefficients des différentes régressions sont significatifs à 1 %.

Source : Insee, calcul des auteurs

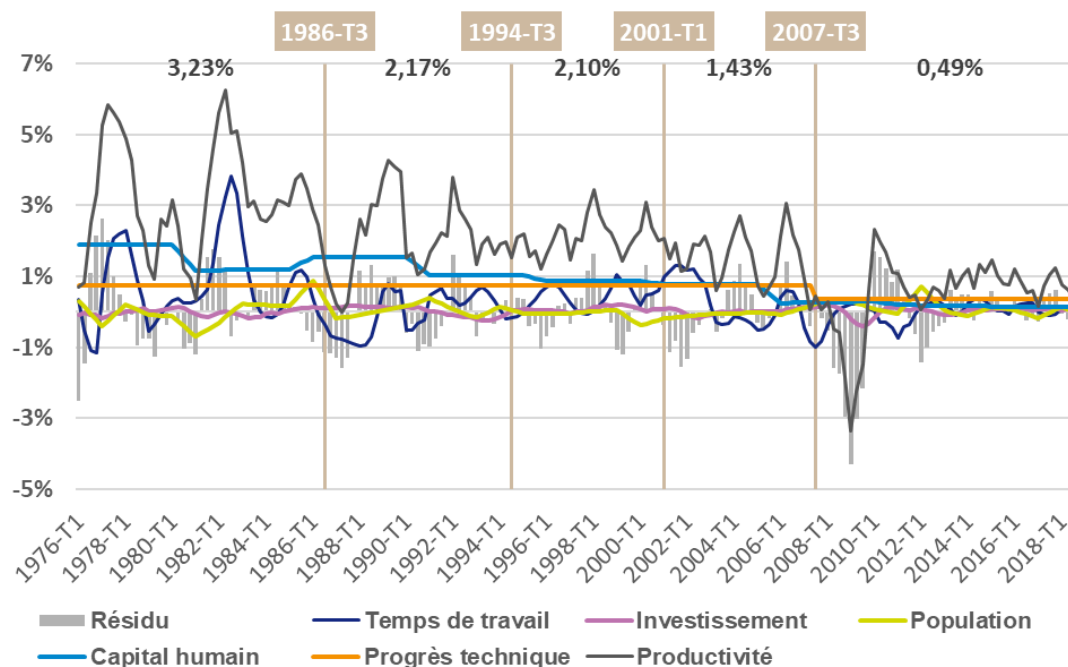
Annexe 9. Contribution des déterminants à la croissance tendancielle de la productivité horaire du travail par trimestre pour l'ensemble de l'économie et le secteur marchand non agricole

Graphique 28 – Ensemble de l'économie (utilisation de la base de Barro et Lee, 2013)



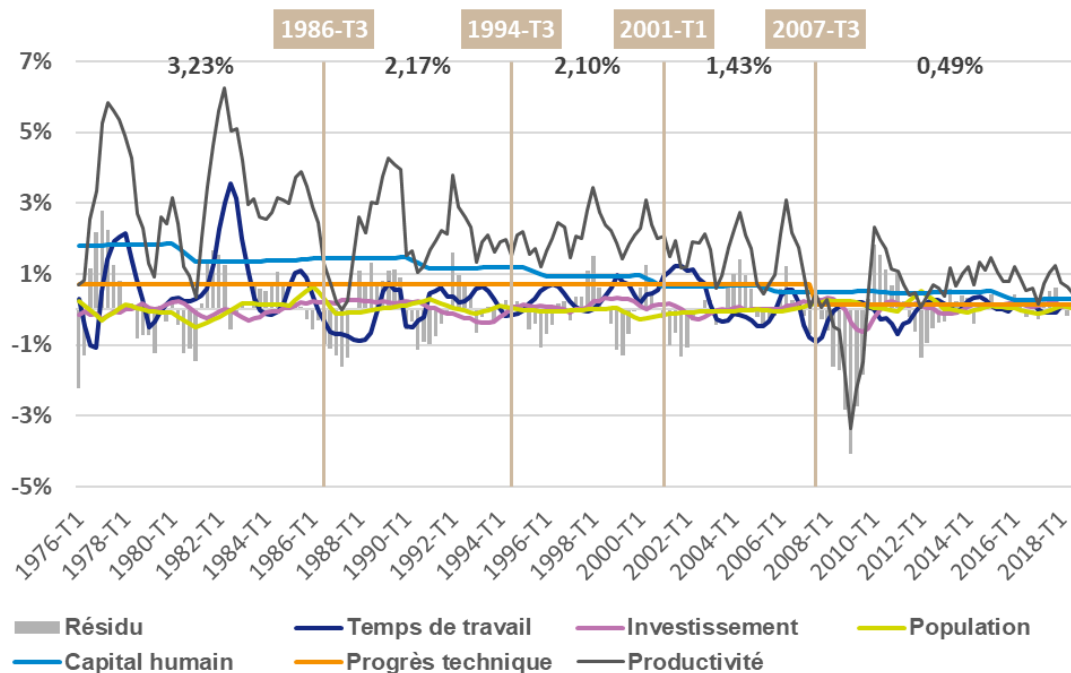
Sources : Insee, AMECO et Barro et Lee (2013), calcul des auteurs

Graphique 29 – Secteur marchand non agricole (utilisation de la base de Barro et Lee, 2013)



Sources : Insee, AMECO et Barro et Lee (2013), calcul des auteurs

**Graphique 30 – Secteur marchand non agricole
(utilisation de la base de Goujon et al., 2016)**



Note : les contributions sont calculées en équilibre partiel : l'approche ne s'intéresse qu'aux relations directes entre les variables retenues et ne prend pas en compte les éventuels effets d'interaction et d'externalité avec le reste de l'économie.

Sources : Insee, AMECO et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

Annexe 10. Estimation du modèle de Solow augmenté, à l'aide des variables de capital humain alternatives

Tableau 21 – Estimation de la productivité tendancielle en une étape et en deux étapes
à partir des données de Goujon *et al.* (2016)

Productivité du travail horaire	FMOLS en deux étapes	Modèle à correction d'erreur univarié	VECM
$\ln(h_t)$	-0,742*** (0,079)	-0,709*** (0,082)	-0,477*** (0,127)
$\ln(s_{K,t})$	0,083*** (0,021)	0,074* (0,014)	0,134*** (0,029)
$\ln(q_t)$	0,928*** (0,046)	0,926*** (0,098)	0,981*** (0,073)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,055*** (0,023)	0,037 (0,017)	-0,029 (0,049)
Constante	8,634*** (0,447)	8,384*** (0,861)	6,994
Tendance	0,0035*** (0,0001)	0,0033*** (0,0003)	0,0029*** (0,0003)
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,348*** (0,101)	-0,365*** (0,102)	-0,149*** (0,035)
Valeur de la stat. ADF	-5,403		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R ² ajusté	0,409	0,397	0,494
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,489	0,601	
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,295	0,174	
Nombre d'observations	172	172	172

Pour la méthode à correction d'erreur univariée, le coefficient associé à la variable d'écart Z_{t-1} correspond au paramètre ϑ de la variable y_{t-1} présentée dans l'équation 6 de l'encadré 2 et rappelée dans la note de bas de page 25 ci-dessous. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par ϑ , tels que $\frac{\theta_j}{\vartheta}$, afin de pouvoir être comparés aux autres méthodes économétriques.

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

Sources : Insee, AMECO et Goujon *et al.* (2016), calcul des auteurs

Tableau 22 – Estimation de la productivité tendancielle en une étape et en deux étapes avec les deux fonctions CES imbriquées comme approximation du capital humain, à partir des données de Goujon et al. (2016)

Productivité du travail horaire	FMOLS en deux étapes	Modèle à correction d'erreur univarié	VECM
$\ln(h_t)$	-0,767***	-0,697***	-0,482***
	(0,079)	(0,088)	(0,127)
$\ln(s_{K,t})$	0,085***	0,077*	0,134***
	(0,021)	(0,014)	(0,029)
$\ln(q_t)$	0,847***	0,856***	0,880***
	(0,042)	(0,093)	(0,069)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,061***	0,051	-0,088
	(0,023)	(0,027)	(0,061)
Constante	9,519***	-9,082***	7,600
	(0,411)	(0,988)	
Tendance	0,0003***	0,0034***	0,0029***
	(0,0001)	(0,0004)	(0,0003)
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,346***	-0,368***	-0,137***
	(0,115)	(0,108)	(0,033)
Valeur de la stat. ADF	-4,847		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R ² ajusté	0,407	0,400	0,487
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,267	0,181	
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,567	0,318	
Nombre d'observations	172	172	172

Pour la méthode à correction d'erreur univariée, le coefficient associé à la variable d'écart Z_{t-1} correspond au paramètre ϑ de la variable y_{t-1} présentée dans l'équation 6 de l'encadré 2 et rappelée dans la note de bas de page 25. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par ϑ , tels que $\frac{\theta_j}{\vartheta}$, afin de pouvoir être comparés aux autres méthodes économétriques.

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

Sources : Insee, AMECO et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

Annexe 11. Estimation du modèle de Solow augmenté, sur différentes périodes, 1976-1999, 1976-2004, 1976-2008 et 1960-2018

Tableau 23 – Utilisation de la variable de capital humain principale, construite à partir de la base de Barro et Lee (2013), présentée dans la partie 2.3

Productivité du travail horaire	1976T1-2018T4	1976T1-1999T4	1976T1-2004T4	1976T1-2007T4	1960T1-2018T4
$\ln(h_t)$	-0,843*** (0,074)	-0,895*** (0,072)	-0,833*** (0,066)	-0,769*** (0,071)	-0,748*** (0,094)
$\ln(s_{K,t})$	0,039* (0,021)	0,028 (0,024)	0,019 (0,018)	0,022 (0,020)	0,041 (0,026)
$\ln(q_t)$	0,397*** (0,019)	0,403*** (0,049)	0,423*** (0,032)	0,395*** (0,032)	0,415*** (0,024)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	-0,029 (0,021)	-0,045* (0,027)	-0,044* (0,025)	-0,034 (0,027)	-0,006 (0,023)
Constante	8,755*** (0,433)	9,02*** (0,425)	8,650*** (0,375)	8,254*** (0,404)	7,952*** (0,553)
Tendance	0,0007*** (6,82E-05)	0,0006* (0,0003)	0,0005** (0,0002)	0,0009*** (0,0002)	0,0058*** (0,0003)
Rupture74					0,253*** (0,012)
Rupture74*t					-0,0051*** (0,0002)
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,283*** (0,090)	-0,529*** (0,180)	-0,389** (0,178)	-0,339** (0,169)	-0,249*** (0,051)
Valeur de la stat. ADF	-5,539	-4,483	-5,101	-4,953	-6,861
Seuil critique à 5 % MacKinnon	-4,817	-4,900	-4,868	-4,864	
R ² ajusté	0,353	0,356	0,286	0,309	0,663
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,515	0,140	0,845	0,572	0,172
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,587	0,122	0,112	0,921	0,374
Nombre d'observations	172	96	116	128	236

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

Sources : Insee, AMECO et Barro et Lee (2013), calcul des auteurs

Tableau 24 – Utilisation de la première variable de capital humain alternative, construite à partir de la base de données de Goujon et al. (2016), présentée dans la partie 2.3

Productivité du travail horaire	1976T1-2018T4	1976T1-1999T4	1976T1-2004T4	1976T1-2007T4	1960T1-2018T4
$\ln(h_t)$	-0,742*** (0,079)	-0,833*** (0,084)	-0,821*** (0,072)	-0,753*** (0,077)	-0,786*** (0,082)
$\ln(s_{k,t})$	0,083*** (0,021)	0,053** (0,024)	0,058*** (0,020)	0,057*** (0,022)	0,078*** (0,023)
$\ln(q_t)$	0,928*** (0,046)	0,914*** (0,124)	0,845*** (0,069)	0,792*** (0,068)	0,913*** (0,046)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,055*** (0,023)	-0,037 (0,029)	-0,016 (0,028)	-0,001 (0,030)	0,036* (0,022)
Constante	8,634*** (0,447)	8,885*** (0,473)	8,829*** (0,404)	8,413*** (0,429)	8,528*** (0,474)
Tendance	0,0035*** (0,0001)	0,0033*** (0,0001)	0,0034*** (0,0001)	0,0036*** (0,0001)	0,0103*** (0,0002)
Rupture74					0,300*** (0,009)
Rupture74*t					-0,0058*** (0,0002)
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,348*** (0,101)	-0,314* (0,187)	-0,473** (0,189)	-0,392** (0,151)	-0,269*** (0,048)
Valeur de la stat. ADF	-5,403	-4,506	-4,959	-4,903	-7,108
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817	-4,900	-4,868	-4,864	
R ² ajusté	0,409	0,307	0,332	0,364	0,671
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,489	0,232	0,966	0,824	0,627
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,295	0,676	0,603	0,464	0,164
Nombre d'observations	172	96	116	128	236

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

Sources : Insee, AMECO et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

Tableau 25 – Utilisation de la seconde variable de capital humain alternative, sous la forme de deux fonctions CES imbriquées, construite à partir de la base de Goujon et al. (2016), présentée dans la partie 2.3

Productivité du travail horaire	1976T1-2018T4	1976T1-1999T4	1976T1-2004T4	1976T1-2007T4	1960T1-2018T4
$\ln(h_t)$	-0,767*** (0,079)	-0,905*** (0,071)	-0,895*** (0,068)	-0,818*** (0,078)	-0,832*** (0,087)
$\ln(s_{K,t})$	0,085*** (0,021)	0,059*** (0,022)	0,064*** (0,019)	0,062*** (0,023)	0,086*** (0,025)
$\ln(q_t)$	0,847*** (0,042)	0,857*** (0,107)	0,767*** (0,063)	0,689*** (0,063)	0,819*** (0,045)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,061*** (0,023)	-0,045*** (0,027)	-0,023 (0,027)	-0,011 (0,032)	0,035 (0,023)
Constante	9,519*** (0,411)	10,059*** (0,362)	9,917*** (0,375)	9,349*** (0,421)	9,562*** (0,467)
Tendance	0,0003*** (0,0001)	0,0031*** (0,0001)	0,0033*** (0,0001)	0,0036*** (0,0001)	0,0049*** (0,0003)
Rupture74					0,226*** (0,013)
Rupture74*t					-0,0046*** (0,0002)
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,346*** (0,115)	-0,447* (0,206)	-0,502** (0,174)	-0,301** (0,139)	-0,247*** (0,044)
Valeur de la stat. ADF	-4,847	-4,405	-4,661	-4,381	-6,876
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817	-4,900	-4,868	-4,864	
R ² ajusté	0,407	0,265	0,315	0,333	0,670
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,267	0,819	0,979	0,679	0,737
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,567	0,629	0,631	0,543	0,087
Nombre d'observations	172	96	116	128	236

*, ** et *** désignent respectivement une significativité à 10%, 5% et 1%.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

Sources : Insee, AMECO et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

Annexe 12. Récapitulatif des différentes estimations de la productivité tendancielle agrégée en deux étapes

Tableau 26 – Estimation avec la variable de capital humain alternative, construite à partir de la base de données de Barro et Lee (2013), présentée dans la partie 2.3

Productivité du travail horaire	Équation déterministe avec les ruptures	Modèle de Solow augmenté avec les ruptures	Modèle de Solow augmenté sans la rupture de 2004	Modèle de Solow augmenté sans la rupture de 1986	Modèle de Solow augmenté sans la rupture de 1993
$\ln(h_t)$		-1,055*** (0,121)	-0,873*** (0,086)	-0,783*** (0,083)	-0,843*** (0,074)
$\ln(s_{K,t})$		0,079*** (0,027)	0,061** (0,028)	0,048** (0,024)	0,039* (0,021)
$\ln(q_{sec,t}^{25/64,BL} + q_{ter,t}^{25/64,BL})$		0,354*** (0,099)	0,333*** (0,045)	0,319*** (0,048)	0,397*** (0,019)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$		-0,022 (0,030)	-0,008 (0,031)	0,032 (0,032)	-0,029 (0,021)
Constante	3,083*** (0,005)	10,104*** (0,801)	8,957*** (0,497)	8,468*** (0,485)	8,755*** (0,433)
Tendance	0,0083*** (0,0002)	0,0007 (0,0013)	0,0015*** (0,0005)	0,0018*** (0,0005)	0,0007*** (6,82E-05)
Rupture86	0,0712*** (0,020)	-0,043** (0,019)	-0,025 (0,016)		
Rupture93	0,0731*** (0,026)	0,068** (0,029)	0,055** (0,025)	0,047* (0,025)	
Rupture04	0,3659*** (0,024)	-0,034 (0,069)			
Rupture86*t	-0,0022*** (0,0004)	0,0007 (0,0005)	0,0004 (0,0004)		
Rupture93*t	-0,0013*** (0,0004)	-0,0010** (0,0004)	-0,0009** (0,0004)	-0,0007** (0,0003)	
Rupture04*t	-0,0032*** (0,0002)	0,0004 (0,0006)			
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,327*** (0,044)	-0,350*** (0,113)	-0,363*** (0,083)	-0,391*** (0,085)	-0,283*** (0,090)
Valeur de la stat. ADF	-5,965	-5,683	-5,570	-5,847	-5,539
Seuil critique à 5 % MacKinnon					-4,817
Résidu de long terme					I(0)

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10%, 5% et 1%.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z. Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5% de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

I(0) signifie que la variable d'écart Z est stationnaire donc stabilisée

Sources : Insee, AMECO et Barro et Lee (2013), calcul des auteurs

Tableau 27 – Estimation avec la variable de capital humain alternative, construite à partir de la base de données de Goujon et al. (2016), présentée dans la partie 2.3

Productivité du travail horaire	Équation déterministe avec les ruptures	Modèle de Solow augmenté avec les ruptures	Modèle de Solow augmenté sans la rupture de 2004	Modèle de Solow augmenté sans la rupture de 1993	Modèle de Solow augmenté sans la rupture de 1986
$\ln(h_t)$		-1,064***	-0,887***	-0,856***	-0,742***
		0,109	0,093	0,098	(0,079)
$\ln(s_{K,t})$		0,092***	0,081***	0,105***	0,083***
		0,024	0,029	0,025	(0,021)
$\ln(q_t)$		0,810***	0,850***	0,955***	0,928***
		(0,203)	(0,139)	(0,055)	(0,046)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$		0,0009	0,041	0,002	0,055***
		(0,027)	(0,032)	(0,029)	(0,023)
Constante	3,083***	10,430***	9,425***	9,260***	8,634***
	(0,005)	(0,752)	(0,519)	(0,552)	(0,447)
Tendance	0,0083***	0,0028***	0,0032***	0,0032***	0,0035***
	(0,0002)	(0,0007)	(0,0004)	(0,0003)	(0,0001)
Rupture86	0,0712***	-0,055***	-0,032*	-0,016	
	(0,020)	(0,018)	(0,017)	(0,011)	
Rupture93	0,0731***	0,054*	0,029		
	(0,026)	(0,029)	(0,033)		
Rupture04	0,3659***	0,006			
	(0,024)	(0,050)			
Rupture86*t	-0,0022***	0,0011**	0,0007*	0,0002	
	(0,0004)	(0,0005)	(0,0004)	(0,0003)	
Rupture93*t	-0,0013***	-0,0009**	-0,0006		
	(0,0004)	(0,0004)	(0,0005)		
Rupture04*t	-0,0032***	0,0001			
	(0,0002)	(0,0005)			
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,327***	-0,333***	-0,308***	-0,309***	-0,348***
	(0,044)	(0,093)	(0,095)	(0,117)	(0,101)
Valeur de la stat. ADF	-5,965	-5,745	-5,207	-5,151	-5,403
Seuil critique à 5 % MacKinnon					-4,817
Résidu de long terme					I(0)

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z. Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

I(0) signifie que la variable d'écart Z est stationnaire donc stabilisée

Sources : Insee, AMECO et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

Tableau 28 – Estimation avec la variable de capital humain sous la forme de deux fonctions CES imbriquées, construite à partir de la base de données de Goujon et al. (2016), présentée dans la partie 2.3

Productivité du travail horaire	Équation déterministe avec les ruptures	Modèle de Solow augmenté avec les ruptures	Modèle de Solow augmenté sans la rupture de 1993	Modèle de Solow augmenté sans la rupture de 1986	Modèle de Solow augmenté sans la rupture de 2004
$\ln(h_t)$		-1,064*** (0,083)	-1,116*** (0,109)	-0,893*** (0,067)	-0,767*** (0,079)
$\ln(s_{K,t})$		0,083*** (0,022)	0,101*** (0,019)	0,076*** (0,018)	0,085*** (0,021)
$\ln(q_{sec,t}^{25/64,BL} + q_{ter,t}^{25/64,BL})$		0,811*** (0,147)	0,964*** (0,103)	0,823*** (0,062)	0,847*** (0,042)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$		-0,009 (0,025)	-0,053** (0,026)	-0,014 (0,025)	0,061*** (0,023)
Constante	3,083*** (0,005)	11,103*** (0,713)	11,591*** (0,781)	10,047*** (0,367)	9,519*** (0,411)
Tendance	0,0083*** (0,0002)	-0,0003 (0,0011)	-0,0014 (0,0009)	0,0001 (0,0002)	0,0003*** (0,0001)
Rupture86	0,0712*** (0,020)	-0,045*** (0,015)	-0,032** (0,015)		
Rupture93	0,0731*** (0,026)	0,029 (0,027)			
Rupture04	0,3659*** (0,024)	0,024 (0,037)	-0,008 (0,040)	0,035 (0,025)	
Rupture86*t	-0,0022*** (0,0004)	0,0009** (0,0004)	0,0006 (0,0004)		
Rupture93*t	-0,0013*** (0,0004)	-0,0006 (0,0004)			
Rupture04*t	-0,0032*** (0,0002)	-0,0001 (0,0003)	0,0003 (0,0004)	-0,0002 (0,0002)	
Variable d'écart retardée Z_{t-1}	-0,327*** (0,044)	-0,342*** (0,099)	-0,361*** (0,109)	-0,378*** (0,097)	-0,346*** (0,115)
Valeur de la stat. ADF	-5,965	-6,159	-6,615	-6,254	-4,847
Seuil critique à 5 % MacKinnon					-4,817
Résidu de long terme					I(0)

*, ** et *** désigne respectivement une significativité à 10 %, 5 % et 1 %.

Z_{t-1} désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre, Z. Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5 % de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

I(0) signifie que la variable d'écart Z est stationnaire donc stabilisée

Sources : Insee, AMECO et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

RETROUVEZ
LES DERNIÈRES ACTUALITÉS
DE FRANCE STRATÉGIE SUR :



www.strategie.gouv.fr



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



[france-strategie](https://www.linkedin.com/company/france-strategie)



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



[@FranceStrategie_](https://www.instagram.com/FranceStrategie_)



[StrategieGouv](https://www.youtube.com/StrategieGouv)



**RÉPUBLIQUE
FRANÇAISE**

*Liberté
Égalité
Fraternité*



FRANCE STRATÉGIE

Institution autonome placée auprès du Premier ministre, France Stratégie contribue à l'action publique par ses analyses et ses propositions. Elle anime le débat public et éclaire les choix collectifs sur les enjeux sociaux, économiques et environnementaux. Elle produit également des évaluations de politiques publiques à la demande du gouvernement. Les résultats de ses travaux s'adressent aux pouvoirs publics, à la société civile et aux citoyens.