



**FRANCE STRATÉGIE**

ÉVALUER. ANTICIPER. DÉBATTRE. PROPOSER.

## Annexe statistique du document de travail

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

Catherine Bruneau et Pierre-Louis Girard

Décembre 2020

## Table des matières

Introduction .....	2
<b>1 – Description de la spécification générale, des bases de données et des notations relatives au capital humain.....</b>	<b>4</b>
1.1 Rappel de la spécification générale de la productivité de long-terme .....	4
1.2 Présentation des bases de données de Barro et Lee (2013) et Goujon <i>et al.</i> (2016).....	4
<b>2 – Nombre moyen d’années d’études de la population adulte comme variable de capital humain (bases de données Barro et Lee (2013) et Goujon <i>et al.</i> (2016)).....</b>	<b>7</b>
2.1 Définition de la variable de capital humain .....	7
2.2 Log-productivité tendancielle : résultats d’estimation .....	7
<b>3 – Part des adultes ayant complété des études secondaires (base de données Barro et Lee, 2013).....</b>	<b>10</b>
3.1 Définition de la variable de capital humain .....	10
3.2 Log-productivité tendancielle : résultats d’estimation .....	10
<b>4 – Part des adultes ayant complété des études secondaires (base de données Goujon <i>et al.</i>, 2016).....</b>	<b>14</b>
4.1 Définition de la variable de capital humain .....	14
4.2 Résultats d’estimation de la relation de long terme définissant la log-productivité tendancielle .....	14
<b>5 – Part restreinte des adultes ayant complété le second cycle du secondaire (hors premier cycle du secondaire, base de données Goujon <i>et al.</i>, 2016).....</b>	<b>18</b>
5.1 Définition de la variable de capital humain .....	18
5.2 Résultats d’estimation de la relation de long terme définissant la log-productivité tendancielle .....	18

<b>6 – Variables de capital humain avec pondération des différents niveaux d'études.....</b>	<b>22</b>
6.1 Première variable de capital humain : définition et résultats d'estimation .....	22
6.2 Deuxième variable de capital humain : définition et résultats d'estimation.....	23
6.3 Troisième variable de capital humain : définition et résultats d'estimation .....	24
<b>7 – Variables alternatives de capital humain, fondées sur l'utilisation de fonctions à élasticité de substitution constante .....</b>	<b>27</b>
7.1 Variable de capital humain déduite d'une fonction à élasticité de substitution constante .....	27
7.2 Variable de capital humain déduite d'une fonction à élasticité de substitution constante de type Dixit-Stiglitz .....	30
7.3 Variable de capital humain déduite de deux fonctions à élasticité de substitution constante imbriquées.....	33
<b>8 – Récapitulatif des résultats obtenus et comparaison avec les résultats de la littérature.....</b>	<b>36</b>
8.1 Récapitulation des résultats obtenus avec les différentes spécifications de la variable de capital humain.....	36
8.2 Comparaisons avec les résultats obtenus dans la littérature .....	37
<b>Conclusion.....</b>	<b>39</b>
<b>Bibliographie .....</b>	<b>40</b>

## Introduction

Ce document présente l'ensemble des résultats obtenus pour caractériser la productivité du travail de long terme selon différentes caractérisations du capital humain et plus précisément de la variable retenue pour approximer ce capital<sup>1</sup>. Sur la base des travaux existants et d'une revue de la littérature, celui-ci est apprécié à partir de la formation initiale de la population, même s'il recoupe d'autres dimensions, telles que la santé, la formation des travailleurs ou l'expérience professionnelle. Une définition restreinte à l'éducation constitue une bonne approximation dans la mesure où l'augmentation du niveau d'études moyen de la population a constitué la principale source de croissance du capital humain dans les pays développés au cours des dernières décennies. De plus, il existe au moins deux bases de données constituées par Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016) respectivement et qui peuvent être mobilisées facilement et fournissent des informations harmonisées sur longue période pour un grand nombre de pays. Ce sont ces données qui ont été mobilisées ici pour étudier l'évolution de la productivité du travail française sur la période 1976-2018.

Si on se réfère aux études macroéconomiques sur cette question, on constate que deux types de variables ont été considérées pour apprécier le capital humain : le nombre moyen d'années

---

<sup>1</sup> Les autres variables du modèle, c'est-à-dire le nombre moyen d'heures travaillées par travailleur, la propension à investir dans le capital physique productif et le taux de croissance de la population en âge de travailler, augmenté des taux de croissance du progrès technique et de dépréciation du capital physique, sont inchangées.

d'études complétées et la part de la population adulte ayant atteint et complété un niveau d'études donné (le secondaire en ayant complété ou non le supérieur). En complément, deux autres catégories de variables peuvent être proposées pour mieux apprécier l'évolution qualitative du capital humain, ; elles sont toutes deux construites sur la base de la part de la population adulte ayant atteint et complété un niveau d'études donné. La première catégorie est obtenue en pondérant chaque part de la population correspondant à un niveau d'études donné, en partant du premier cycle du secondaire, par son poids respectif dans l'ensemble de la population correspondante, de façon à ce que la somme des pondérations soit égale à un. 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 pour les nouvelles cohortes. La seconde catégorie est constituée de variables caractérisées comme fonctions de ces parts, à élasticité de substitution constante, éventuellement obtenues par imbrication de deux fonctions de ces parts, afin d'introduire des degrés de complémentarité différents entre les niveaux d'études en fonction de la valeur prise par l'élasticité.

Les variables de capital humain utilisées dans l'étude pour analyser la productivité ont ainsi été retenues 1) selon leur cohérence avec les définitions usuelles retenues dans la littérature, 2) sur la base de données permettant des comparaisons internationales et des confrontations aux résultats existants, 3) sur leur capacité à « expliquer » les ruptures structurelles identifiées dans l'évolution de la productivité du travail (Bruneau et Girard, 2020) et 4) selon la cohérence du coefficient estimé avec les attendus théoriques et les valeurs fournies par la littérature. On détermine ainsi un ensemble de variables qui satisfont à l'ensemble de ces critères, lesquelles sont ensuite confrontées à divers tests de robustesse. Il apparaît que seules les variables construites à partir du niveau d'études de la population adulte satisfont l'ensemble de ces critères précédents et permettent notamment d'expliquer l'ensemble des ruptures structurelles. Les spécifications incluant le nombre moyen d'années d'études comme variable de capital humain, ne permettent pas de supprimer la rupture intervenant en 1993, celle-ci étant nécessaire pour assurer la stationnarité de la variable de correction d'erreur.

Le document est organisé comme suit. La première section rappelle la spécification générale retenue et présente les deux bases de données mobilisées, Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), ainsi qu'un certain nombre de notations utilisées par la suite. La deuxième section présente les résultats d'estimation pour les différentes spécifications de la productivité tendancielle intégrant le nombre moyen d'années d'études. Les sections 3 à 5 présentent les résultats obtenus avec, comme variable de capital humain, la part des adultes ayant complété des études du secondaire, obtenue à partir des bases de Barro et Lee (2013) (section 3) et Goujon et al. (2016) (sections 4 et 5), ainsi que différents tests de robustesse. Les sections 6 et 7 portent sur les résultats obtenus avec les deux catégories alternatives de variables de capital humain, fondées respectivement sur des facteurs de pondération et des fonctions à élasticité de substitution constante. Pour chacune de ces sept sections sur les estimations du modèle, on présente systématiquement la formule utilisée pour construire la variable, les résultats et un graphique permettant d'apprécier l'évolution des variables. Enfin, la section 8 compare les résultats obtenus avec ceux de la littérature.

# 1 – Description de la spécification générale, des bases de données et des notations relatives au capital humain

## I.1 Rappel de la spécification générale de la productivité de long-terme

La spécification générale retenue pour expliquer les ruptures structurelles préalablement identifiées a été dérivée du modèle de Solow augmenté du capital humain :

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 t + \theta_2 \ln(s_{Kt}) + \theta_3 \ln(q_t) + \theta_4 \ln(h_t) + \theta_5 \ln(n_t + g + \delta) + \sum_{k=1}^K b_k \mathbb{1}_{t \geq t_k} * t + \sum_{k=1}^K a_k \mathbb{1}_{t \geq t_k} + Z_t$$

où la variable  $\ln(s_{Kt})$  mesure la propension à investir dans le capital physique, hors investissement résidentiel,  $\ln(q_t)$  le stock de capital humain,  $\ln(h_t)$  le nombre d'heures travaillées moyen par travailleur (salarie ou non), et  $\ln(n_t + g + \delta)$ , 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  $g + \delta$ , 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 tendance linéaire  $t$ ,  $\theta_0$ , mesurant un niveau technologique initial. Les variables  $\mathbb{1}_{t \geq t_k}$  sont des variables muettes égales à 1 après la rupture structurelle identifiée à la date  $t_k$  et 0 sinon.

Il s'agit alors de déterminer la spécification, et plus particulièrement les variables de capital humain, qui permettent d'expliquer l'ensemble des ruptures préalablement identifiées et satisfont l'ensemble des propriétés présentées dans le document de travail et rappelées dans l'introduction de cette annexe. La présentation de la méthodologie économétrique est présentée dans l'encadré 3 du document de travail.

## I.2 Présentation des bases de données de Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016)

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.

La base de données de Barro et Lee (2013) propose des données sur la période 1950-2010, ventilées par catégorie d'âge, définie par palier de cinq ans, et par niveaux d'instruction définis comme suit. Le primaire correspond aux études primaires incomplètes et aux études primaires (niveau 1 au mieux de la Classification internationale type de l'éducation (CITE, ou ISCED en anglais), élaborée par l'UNESCO). Le secondaire englobe les études du premier et du second cycle du second degré (niveaux 2 et 3). Enfin, les études supérieures incluent toutes les études incomplètes et complétées, soit l'enseignement de cycle court, la licence, le master ou le doctorat (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. Elle propose également des données sur le nombre moyen d'années d'études totales, mais également pour chacun de ces niveaux d'instruction, pour chaque catégorie d'âge. Dans la mesure où l'analyse porte sur la période 1976-2018, il est nécessaire d'extrapoler les données manquantes à l'aide d'un modèle logistique sur la base des travaux de Lee et Lee (2016), présenté dans le document de travail.

La base de données de Goujon et al. (2016) propose des données et des estimations sur la période 1950-2020, pour le nombre total d'années d'études et le plus haut niveau d'études atteint par catégorie d'âge, sur la base d'hypothèses sur le taux de mortalité, de fertilité, et sur la migration, spécifiques à chaque pays. Le tableau suivant présente les différentes définitions des niveaux d'éducation atteints, sur la base de variables imbriquées.

**Tableau 1 : Définitions des variables d'éducation dans la base de données de Goujon et al. (2016)<sup>2</sup>**

Variables	Définition, plus haut niveau d'études atteint
Aucune éducation	Niveau 0 et Niveau 1 non complété
Etudes primaires incomplètes	Niveau 1 incomplet
Etudes primaires	Niveau 1 complété et Niveau 2 incomplet
Etudes secondaires du 1 <sup>er</sup> cycle	Niveau 2 complété et Niveau 3 incomplet
Etudes secondaires du 2 <sup>nd</sup> cycle	Niveau 3 complété et Niveaux 4 et plus incomplet
Etudes supérieurs	Niveaux 4 et plus complétés

Ces deux bases proposent uniquement des données quinquennales, ce qui oblige à interpoler (linéairement) de façon à obtenir une fréquence trimestrielle. L'ensemble des variables sont construites sur la population adulte, c'est-à-dire âgée entre 25 et 64 ans.

## Notations

On note :

$a$  la catégorie d'âge, définie par palier de cinq ans, telle que  $a = 25 - 29, \dots, 60 - 64$ .

$j$  le niveau d'instruction le plus élevé effectivement atteint, qui prend les valeurs « primaire », « secondaire » et « supérieur » pour la base de Barro et Lee (2013), que l'on notera respectivement « prim », « sec » et « ter » ; et « primaire », « premier cycle du secondaire », « second cycle du secondaire » et « supérieur » pour la base de Goujon et al. (2016), noté respectivement « prim », « lsec », « upsec » et « ter ».

$t$  la période. L'analyse principale est menée sur la période 1976-2018 et des études complémentaires sont réalisées sur la période 1960-2018.

$b$  la base de données considérée qui peut prendre la valeur « Barro et Lee », notée « BL » ou « Goujon et al. », notée « W », les données ayant été développé au sein du centre Wittgenstein pour la démographie et le capital humain.

<sup>2</sup> 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.

Les différentes variables sont définies comme suit.

$q_{j,t}^{a,b}$  désigne la part de la catégorie d'âge  $a$ , dont le niveau d'instruction le plus élevé effectivement atteint est  $j$ , à la période  $t$ , calculée à partir de la base de données  $b$ . La somme sur l'ensemble des niveaux d'instruction est toujours égale à 1, telle que  $\sum_j q_{j,t}^{a,b} = 1$ , pour toutes les catégories  $a$  et toutes les périodes  $t$ . Pour la base de données de Goujon et al. (2016),  $q_{j,t}^a$  couvre 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 compléter le niveau  $j + 1$ .

On note  $year_{tot,t}^{a,b}$  le nombre total d'années d'études moyen, de la catégorie d'âge  $a$ , à la période  $t$ . La base de Barro et Lee (2013) fournit également  $year_{j,t}^{a,BL}$ , le nombre moyen d'années d'études, de la catégorie d'âge  $a$ , pour le niveau d'instruction  $j$ . Ces variables doivent respecter une propriété d'additivité, de sorte que  $year_{tot,t}^{a,BL} = \sum_j year_{j,t}^{a,BL}$  pour toutes les catégories  $a$  et à toutes les périodes  $t$ .

On note enfin  $l_t^{a,b} = \frac{L_t^{a,b}}{L_t^{25/64,b}}$ , la part de la population de catégorie d'âge  $a$  dans la population âgée entre 25 et 64 ans,  $L_t^{a,b}$  désignant le nombre de personnes appartenant à la catégorie d'âge  $a$  et  $L_t^{25/64,b} = \sum_a L_t^{a,b}$ , la population adulte totale,

Les six sections suivantes présentent l'ensemble des résultats d'estimation, obtenus avec les différentes spécifications. Chaque section est organisée de la même manière. Elle débute par une présentation détaillée de la méthode pour construire la variable, puis présente les résultats principaux des estimations obtenus avec les trois méthodes économétriques, telles que détaillées dans l'encadré 3 du document de travail (Bruneau et Girard, 2020), ; par ailleurs des résultats complémentaires obtenus avec l'approche en deux étapes sont présentées pour différentes périodes d'estimation. Enfin, chaque section se termine par un graphique donnant l'évolution de la variable retenue pour caractériser le capital humain.



## 2 – Nombre moyen d’années d’études de la population adulte comme variable de capital humain (bases de données Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016))

### 2.1 Définition de la variable de capital humain

Pour les deux bases de données, on définit  $year_{tot,t}^{25/64,b} = \sum_a year_{tot,t}^{a,b} * l_t^{a,b}$ , le nombre total d’années d’études moyen de la population adulte (âgée entre 25 et 64 ans).

### 2.2 Log-productivité tendancielle : résultats d’estimation

Le tableau 2 présente les résultats obtenus avec le logarithme du nombre moyen d’années d’études comme variable de capital humain. Cette variable est utilisée notamment par Barro et Lee (2013) ou Thévenon et al. (2012) ; elle représente le niveau d’éducation, retenu comme proxy du stock de capital humain, et offre des possibilités intéressantes de comparaison internationale dans la mesure où elle est moins affectée par les différences entre les systèmes éducatifs nationaux. Cependant, cette spécification ne permet pas d’expliquer l’ensemble des ruptures puisque, dans le cas cette variable est mesurée à partir de la base de Barro et Lee (2013) ; la rupture de 1993 demeure significative à 1% et l’estimation du modèle sans cette rupture ne présente pas les caractéristiques souhaitées en termes de signes des coefficients et de stationnarité de la variable de correction d’erreur. Les résultats sont similaires lorsqu’on utilise les données de Goujon et al. (2016) : la spécification permet d’expliquer la rupture de 1986 et la réestimation du modèle sans la rupture de 2004 – bien que le coefficient associé soit significatif à 5% – présente toutes les caractéristiques souhaitées. En dehors du taux de croissance de la population en âge de travailler, l’ensemble des coefficients ont le signe attendu. On constate des problèmes de significativité pour la propension à investir dans la spécification Barro et Lee (2013) et la tendance pour la spécification Goujon et al. (2016). Le coefficient associé au logarithme du nombre moyen d’heures travaillées par tête est proche de -1 dans tous les cas, de sorte que toute variation de la durée du travail est majoritairement compensée par la productivité du travail horaire. Le coefficient associé à la variable de capital humain varie, quant à elle, du simple au triple entre les deux bases de données, sans pour autant constituer une valeur aberrante par rapport à la fourchette d’estimation usuelle (voir tableau 20 de la section 8).

Tableau 2 – Estimation de la productivité tendancielle en deux étapes, avec le nombre d’années d’études comme variable approximative du capital humain, à partir des données de Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016)

Productivité du travail horaire	Barro et Lee (2013)		Goujon et al. (2016)	
$\ln(h_t)$	-0,801*** (0,082)	-0,919*** (0,104)	-0,844*** (0,089)	-0,798*** (0,095)
$\ln(s_{K,t})$	0,013 (0,026)	0,106*** (0,025)	0,068*** (0,025)	0,103*** (0,025)
$\ln(q_t)$	0,510*** (0,074)	1,449*** (0,367)	1,443*** (0,399)	1,657*** (0,401)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,081*** (0,029)	0,021 (0,028)	0,061** (0,028)	0,159*** (0,032)

Constante	7,362*** (0,549)	5,923*** (0,916)	5,509*** (0,933)	5,096*** (1,173)
Tendance	0,0024*** (0,0004)	0,0009 (0,0011)	0,0010 (0,0012)	0,0006 (0,0011)
Rupture86		-0,007 (0,016)		
Rupture93	0,094*** (0,019)	0,078*** (0,025)	0,075*** (0,024)	0,091*** (0,029)
Rupture04		0,103*** (0,034)	0,099*** (0,034)	
Rupture86*t		-0,0001 (0,0004)		
Rupture93*t	-0,0016*** (0,0002)	-0,0012*** (0,0004)	-0,0011*** (0,0003)	-0,0013*** (0,0004)
Rupture04*t		-0,0008** (0,0003)	-0,0008** (0,0003)	
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,379*** (0,064)	-0,393*** (0,103)	-0,415*** (0,099)	-0,339*** (0,077)
Valeur de la stat. ADF	-5,523	-6,412	-5,855	-5,052
Seuil critique à 5% MacKinnon				
R <sup>2</sup> ajusté	0,401	0,406	0,415	0,415
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,949	0,637	0,677	0,988
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,900	0,644	0,477	0,550
Nombre d'observations	172	172	172	172

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

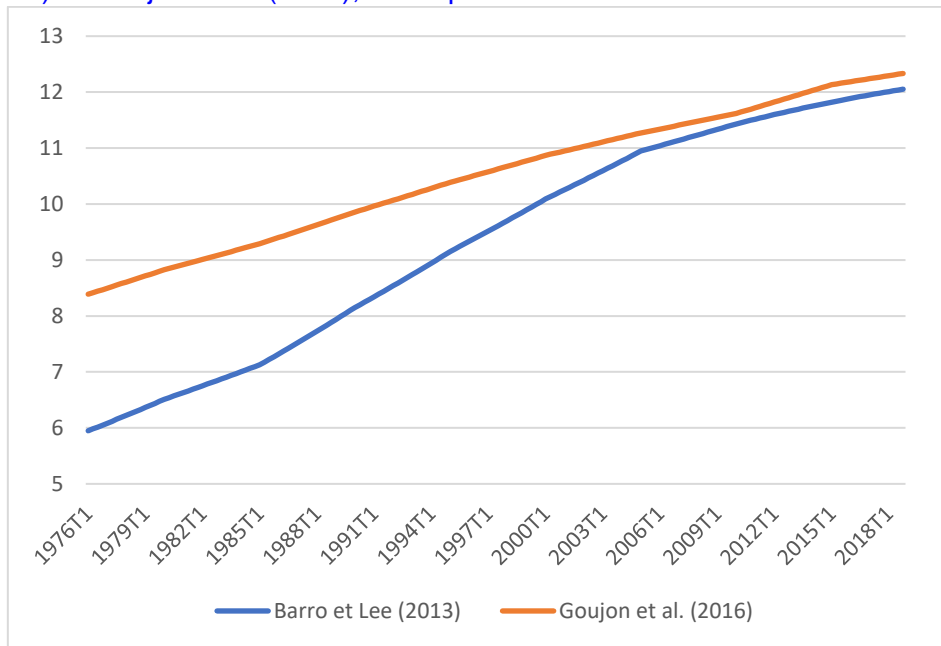
$Z_{t-1}$  désigne la valeur retardée de la variable d'écart à l'équilibre,  $Z$ . Un coefficient négatif et significatif pour cette variable valide l'existence d'un mécanisme de rappel vers la cible.

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 simulé de manière ad hoc

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



Graphique 1 – Evolution du nombre d'années d'études, calculé à partir des données de Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), sur la période 1976-2018



### 3 –Part des adultes ayant complété des études secondaires (base de données Barro et Lee, 2013)

#### 3.1 Définition de la variable de capital humain

En considérant  $q_{j,t}^{25/64,BL} = \sum_a q_{j,t}^{a,BL} * l_t^{a,BL}$  les parts de la population âgée entre 25 et 64 ans, dont le plus haut niveau d'études atteint est  $j$ , pour les différents niveaux, mesurées à partir des données issues de Barro et Lee (2013), on définit la variable de capital humain par  $q_t = q_{sec,t}^{25/64,BL} + q_{ter,t}^{25/64,BL}$ , où  $q_{sec,t}^{25/64,BL}$  et  $q_{ter,t}^{25/64,BL}$  désignent respectivement la part des adultes ayant achevé des études secondaires sans avoir complété d'études du supérieur et la part des adultes ayant complété des études supérieures. On nomme cette variable « part des adultes ayant achevé des études secondaires ».

#### 3.2 Log-productivité tendancielle : résultats d'estimation

Les résultats des tableaux 3 et 4 sont également présentés dans le document de travail Bruneau et Girard (2020), respectivement dans la partie 3.2 et l'annexe 11 du document de travail. Le graphique 2 présente l'évolution des coefficients estimés de manière glissante sur un nombre fixe de 172 observations entre les périodes 1960-2002 et 1976-2018. Pour cette série d'estimations, comme pour l'estimation sur la période 1960-2018 présentée dans le tableau 4, il est nécessaire de réaliser un test de Bai-Perron pour identifier d'éventuelles ruptures sur la période 1960-1974. Le test conduit ainsi à l'identification d'une rupture en 1974, concomitante au premier choc pétrolier, significative à 5%. La présence de cette rupture indique alors un changement structurel dans la dynamique des gains de productivité. Outre le fait que cette spécification permet de supprimer l'ensemble des ruptures structurelles et ne conduit pas à identifier de ruptures résiduelles sur la période 1976-2018, les coefficients apparaissent robustes aux changements de périodes. En particulier, le coefficient associé à la variable de correction d'erreur (résidu de l'équation de long-terme) dans la relation de court-terme, qui capture la force de rappel exercée par la productivité-cible sur les gains de productivité, apparaît stable (voir le graphique « Mécanisme de rappel » du graphique 2). Les fortes augmentations de la statistique du test de Dickey-Fuller augmenté sur l'ensemble de la période 1960-2018 et sur les périodes glissantes (voir le graphique « Statistique du test ADF » du graphique 2), et du R<sup>2</sup> ajusté s'expliquent notamment par la nécessité de maintenir une rupture en 1974.

Tableau 3 – Estimations 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*** (0,074)	-0,988*** (0,105)	-0,859*** (0,111)
$\ln(s_{K,t})$	0,039* (0,021)	0,048 (0,013)	0,116*** (0,028)
$\ln(q_t)$	0,397*** (0,019)	0,363*** (0,039)	0,382*** (0,027)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	-0,029 (0,021)	-0,071 (0,015)	-0,077** (0,033)
Constante	8,755*** (0,433)	9,560*** (0,948)	8,887

Tendance	0,0007*** (6,82E-05)	0,0005*** (6,50E-05)	0,0003** (0,0001)
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,283*** (0,090)	-0,362*** (0,098)	-0,205*** (0,046)
Valeur de la stat. ADF	-5,539		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R <sup>2</sup> 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

Pour la méthode à correction d'erreur univariée, le coefficient associé à la variable d'écart  $Z_{t-1}$  correspond au paramètre  $\vartheta$  de la variable  $y_{t-1}$  présentée dans la section 3 de l'encadré 3 du document de travail. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par  $\vartheta$ , tels que  $\frac{\theta_j}{\vartheta}$ , afin de pouvoir être comparés aux autres méthodes économétriques.

\*, \*\* 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 Barro et Lee (2013), calcul des auteurs

**Tableau 4 – Estimations de la productivité tendancielle en deux étapes sur différentes périodes**

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 <sup>2</sup> 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	0,587	0,122	0,112	0,921	0,374

BPG					
Nombre d'observations	172	96	116	128	236

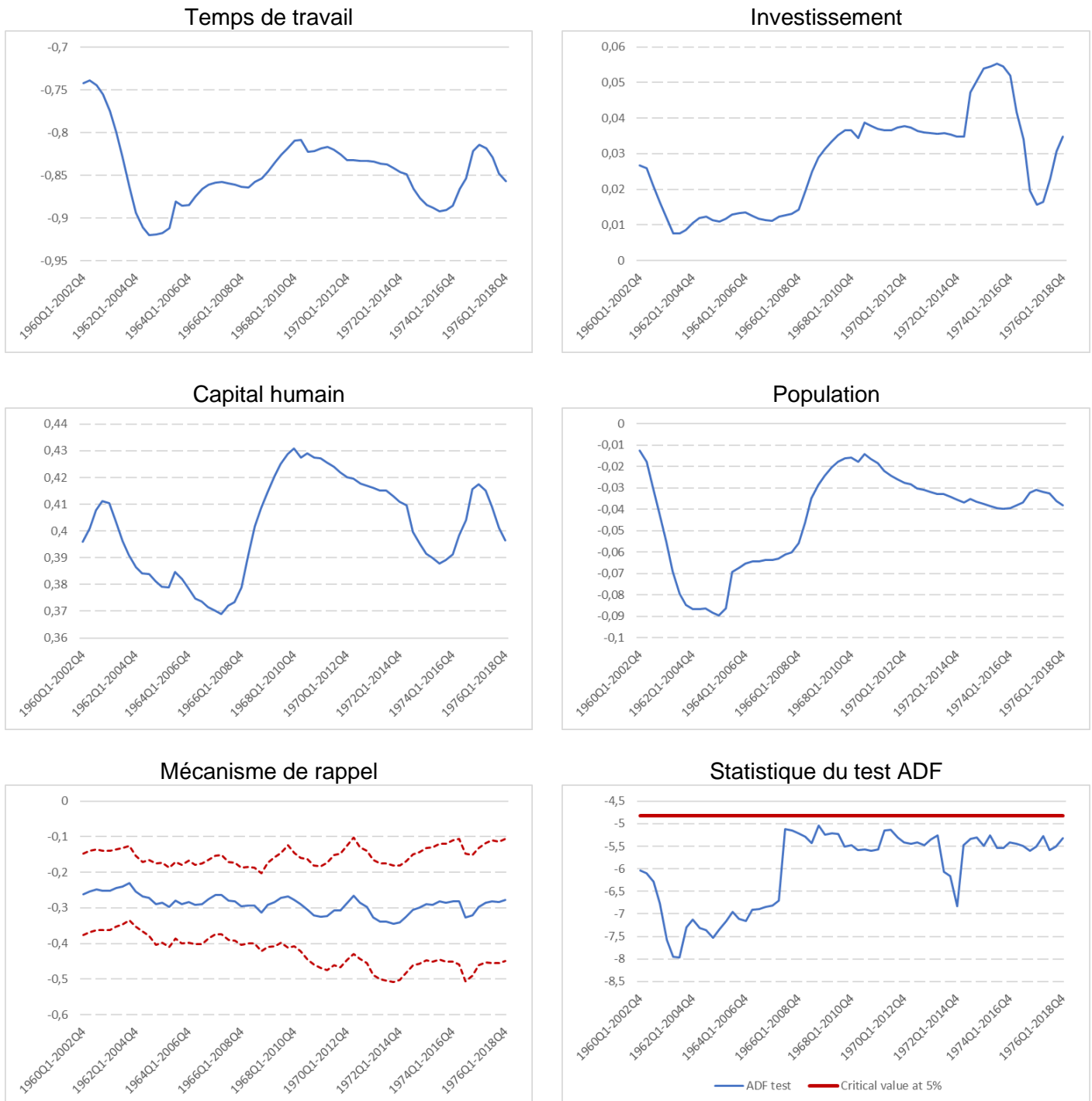
\*, \*\* et \*\*\* désigne respectivement une significativité à 10%, 5% et 1%.

$Z_{t-1}$  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.

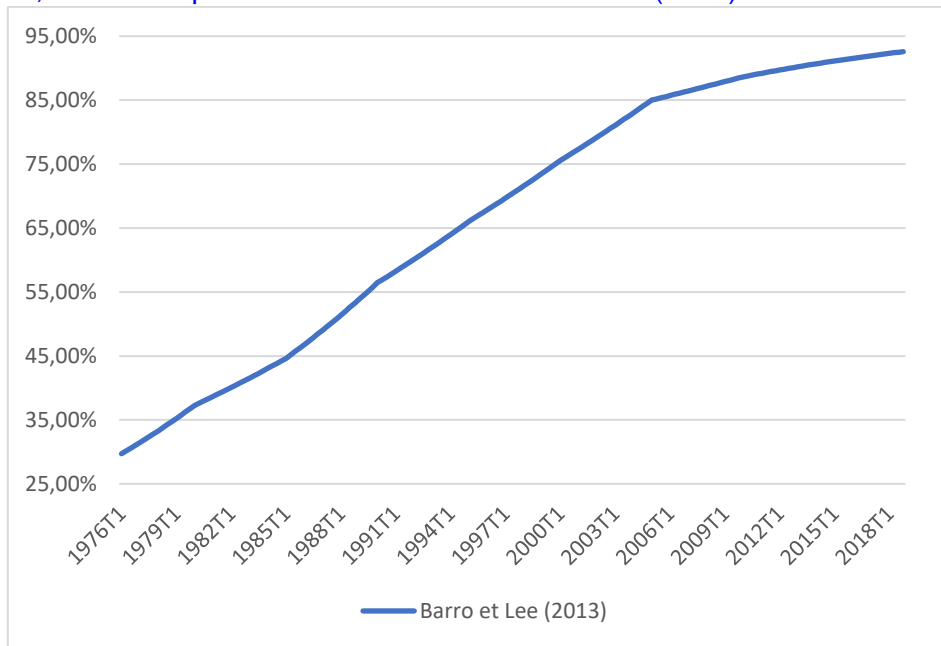
Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5% de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

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

Graphique 2 – Evolution des coefficients au cours du temps à partir de l'approche en deux étapes



Graphique 3 – Evolution de la part de la population adulte ayant complété des études secondaires, calculée à partir des données de Barro et Lee (2013)



## 4 – Part des adultes ayant complété des études secondaires (base de données Goujon et al., 2016)

### 4.1 Définition de la variable de capital humain

En partant comme précédemment des variables  $q_{j,t}^{25/64,W} = \sum_a q_{j,t}^{a,W} * I_t^{a,W}$ , mesurées cette fois à partir des données issues de Goujon et al. (2016), on considère la variable de capital humain  $q_t = q_{lsec,t}^{25/64,W} + q_{upsec,t}^{25/64,W} + q_{ter,t}^{25/64,W}$ , où  $q_{lsec,t}^{25/64,W}$ ,  $q_{upsec,t}^{25/64,W}$  et  $q_{ter,t}^{25/64,W}$  désignent respectivement la part des adultes ayant achevé le premier cycle du secondaire sans avoir complété le second cycle, celle ayant achevé le second cycle du secondaire sans avoir complété des études du supérieur et celle ayant complété des études supérieures. On nomme cette variable « part des adultes ayant achevé des études secondaires ».

### 4.2 Résultats d'estimation de la relation de long terme définissant la log-productivité tendancielle

Les résultats des tableaux 5 et 6 sont ceux présentés dans le document de travail Bruneau et Girard (2020), respectivement dans la partie 3.4 et les annexes 10 et 11. Comme pour la spécification précédente établie avec la base de données de Barro et Lee (2013), cette spécification permet « d'expliquer » l'ensemble des ruptures structurelles préalablement identifiées. Si le second test de Bai-Perron sur celle-ci identifie des ruptures résiduelles, ces dernières ne sont pas significatives une fois le modèle réestimé avec celles-ci. Comme pour les spécifications incluant le nombre d'années d'études, on constate que le coefficient associé au capital humain est supérieur à celui estimé à partir de Barro et Lee (2016), même si tous ces coefficients demeurent dans la fourchette d'estimation usuelle (voir le tableau 20 de la section 8). Le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travaillée apparaît positif avec les deux approches univariées et seule l'approche vectorielle conduit à estimer un coefficient négatif mais non significatif. Par ailleurs, le coefficient associé à la durée du travail augmente lorsque la spécification est estimée à l'aide d'un modèle vectoriel à correction d'erreur – même s'il demeure dans la même fourchette que les coefficients estimés avec les deux autres méthodes à deux écart-types près. Tous les coefficients sont robustes au changement de période d'estimation, que le modèle soit estimé sur la période 1960-2018 avec l'ensemble des données disponibles (voir la dernière colonne du tableau 6), ou de manière glissante (voir graphique 4).

Tableau 5 – Estimations 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
$\ln(h_t)$	-0,742*** (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 <sup>2</sup> 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  $\vartheta$  de la variable  $y_{t-1}$  présentée dans la section 3 de l'encadré 3 du document de travail. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par  $\vartheta$ , 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 6 – Estimations de la productivité tendancielle en deux étapes sur différentes périodes**

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 <sup>2</sup> 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	0,295	0,676	0,603	0,464	0,164



BPG					
Nombre d'observations	172	96	116	128	236

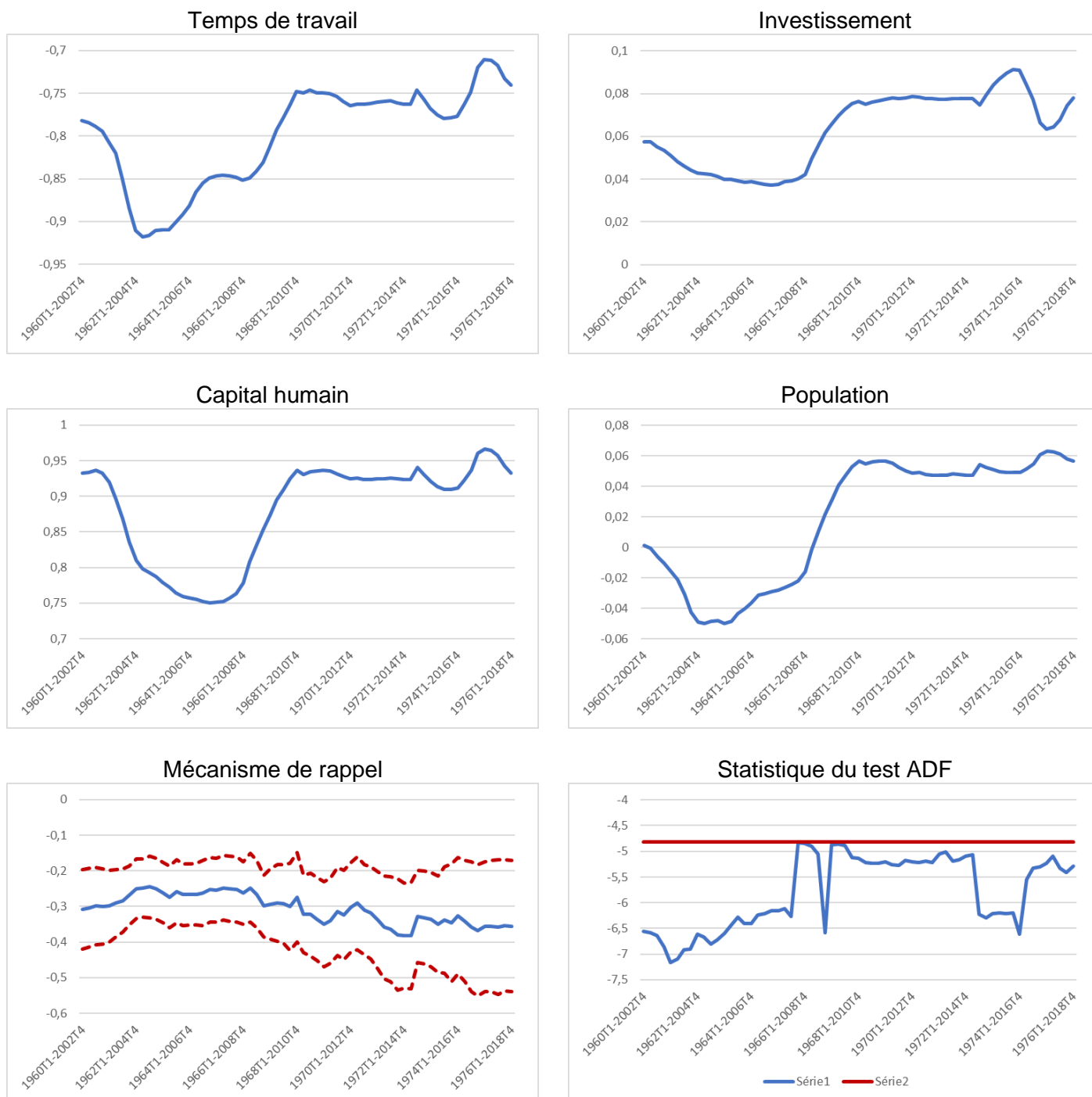
\*, \*\* et \*\*\* désigne respectivement une significativité à 10%, 5% et 1%.

$Z_{t-1}$  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.

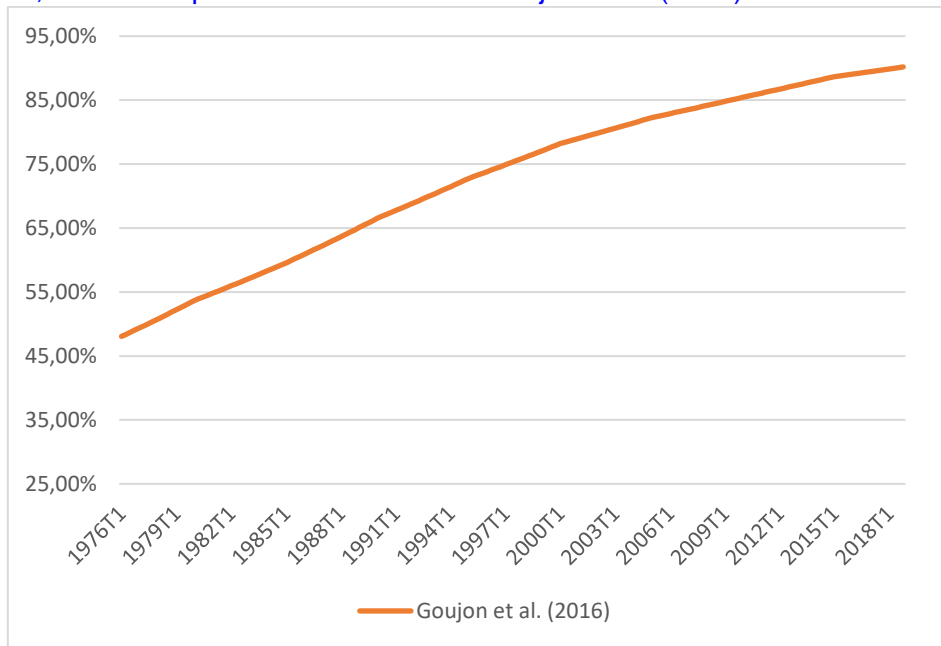
Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5% de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

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

Graphique 4 – Evolution des coefficients au cours du temps à partir de l'approche en deux étapes



Graphique 5 – Evolution de la part de la population adulte ayant complété des études secondaires, calculée à partir des données de Goujon et al. (2016)



## 5 – Part restreinte des adultes ayant complété le second cycle du secondaire (hors premier cycle du secondaire, base de données Goujon et al., 2016)

### 5.1 Définition de la variable de capital humain

Avec les mêmes définitions que précédemment et en utilisant les données issues de Goujon et al. (2016), on considère la variable  $q_t = q_{upsec,t}^{25/64,W} + q_{ter,t}^{25/64,W}$  et  $q_{upsec,t}^{25/64,W}$  et  $q_{ter,t}^{25/64,W}$  désignent respectivement la part des adultes ayant achevé le second cycle du secondaire sans avoir complété des études du supérieur et celle ayant complété des études supérieures. On nomme cette variable « part des adultes ayant achevé le second cycle du secondaire ».

### 5.2 Résultats d'estimation de la relation de long terme définissant la log-productivité tendancielle

Cette variable alternative aux deux variables précédemment utilisées permet de restreindre le périmètre de définition du capital humain. Même si elles reflètent fidèlement l'évolution du niveau d'éducation moyen de la population active française sur les quarante dernières années, les deux variables précédentes, définies comme la « part des personnes ayant achevé des études secondaires » peuvent apparaître larges car la quasi-totalité de la population adulte a désormais au moins complété le premier cycle du secondaire. La restriction du périmètre aux adultes ayant achevé le second cycle du secondaire (en ayant achevé ou non un cycle du supérieur) confirme les résultats précédents puisque la spécification conduit à « expliquer » toutes les ruptures structurelles, mais des ruptures résiduelles, bien que non significatives une fois spécifiées, peuvent demeurer. Les coefficients ont le signe attendu – hormis le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler qui apparaît positif – et sont comparables aux estimations précédentes. En particulier, le coefficient associé au capital humain est du même ordre de grandeur que celui associé à la variable précédente, également construite à partir de la même base de données, de Goujon et al. (2016). La spécification est robuste aux changements de périodes et à l'analyse sur période glissante (voir graphique 6).

Tableau 7 – Estimations 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
$\ln(h_t)$	-0,748*** (0,078)	-0,698*** (0,081)	-0,431*** (0,113)
$\ln(s_{K,t})$	0,087*** (0,020)	0,079** (0,014)	0,132*** (0,027)
$\ln(q_t)$	0,822*** (0,039)	0,821*** (0,089)	0,905*** (0,058)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,050** (0,022)	0,029 (0,018)	0,012 (0,045)
Constante	8,776*** (0,436)	8,418*** (0,868)	6,933
Tendance	0,0042*** (0,0001)	0,0041*** (0,0004)	0,0042*** (0,0003)
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,353*** (0,109)	-0,363*** (0,103)	-0,184*** (0,038)

Valeur de la stat. ADF	-5,196		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R <sup>2</sup> ajusté	0,407	0,399	0,508
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,335	0,446	
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,344	0,195	
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  $\vartheta$  de la variable  $y_{t-1}$  présentée dans la section 3 de l'encadré 3 du document de travail. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par  $\vartheta$ , 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 8 – Estimations de la productivité tendancielle en deux étapes sur différentes périodes**

Productivité du travail horaire	1976T1- 2018T4	1976T1- 1999T4	1976T1- 2004T4	1976T1- 2007T4	1960T1- 2018T4
$\ln(h_t)$	-0,748*** (0,078)	-0,861*** (0,077)	-0,845*** (0,069)	-0,774*** (0,076)	-0,826*** (0,079)
$\ln(s_{K,t})$	0,087*** (0,020)	0,059** (0,022)	0,062*** (0,019)	0,061*** (0,022)	0,087*** (0,023)
$\ln(q_t)$	0,822*** (0,039)	0,794*** (0,101)	0,737*** (0,059)	0,684*** (0,058)	0,789*** (0,039)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,050** (0,022)	-0,048* (0,028)	-0,028 (0,027)	-0,014 (0,029)	0,027 (0,022)
Constante	8,776*** (0,436)	9,133*** (0,429)	9,036*** (0,386)	8,592*** (0,420)	8,926*** (0,452)
Tendance	0,0042*** (0,0001)	0,0040*** (0,0001)	0,0041*** (0,0001)	0,0042*** (0,0001)	0,0093*** (0,0002)
Rupture74					0,239*** (0,011)
Rupture74*t					-0,0047*** (0,0002)
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,353*** (0,109)	-0,454* (0,232)	-0,393** (0,179)	-0,367** (0,155)	-0,276*** (0,051)
Valeur de la stat. ADF	-5,196	-4,440	-4,857	-4,707	-7,312
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817	-4,900	-4,868	-4,864	
R <sup>2</sup> ajusté	0,407	0,276	0,333	0,343	0,674
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,335	0,835	0,396	0,727	0,656
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,344	0,591	0,459	0,487	0,096
Nombre d'observations	172	96	116	128	236

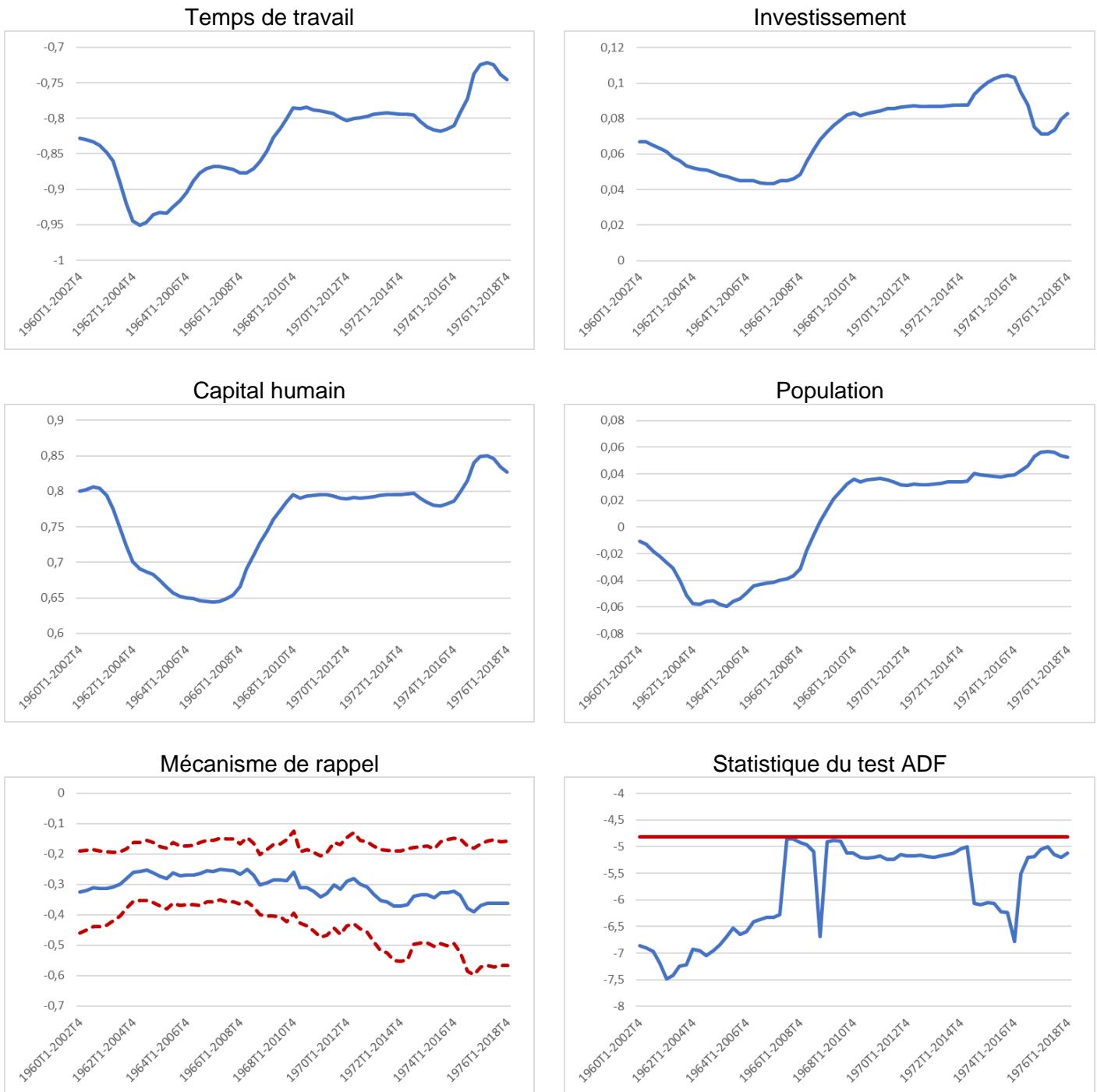
\*, \*\* et \*\*\* désigne respectivement une significativité à 10%, 5% et 1%.

$Z_{t-1}$  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.

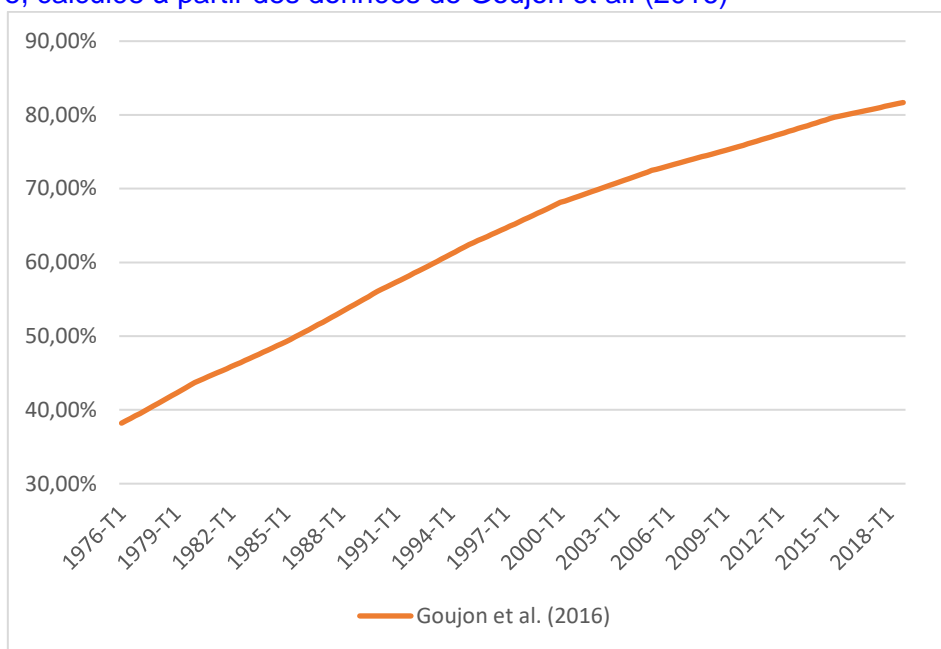
Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5% de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

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

Graphique 6 – Evolution des coefficients au cours du temps à partir de l'approche en deux étapes



Graphique 7 – Evolution de la part de la population adulte ayant complété le second cycle du secondaire, calculée à partir des données de Goujon et al. (2016)



## 6 – Variables de capital humain avec pondération des différents niveaux d'études

### 6.1 Première variable de capital humain : définition et résultats d'estimation

Cette section présente la première série de variables alternatives aux mesures précédentes (sur la part de la population adulte ayant achevé des études secondaires (en ayant complété ou non des études supérieures)), visant à introduire une dimension plus qualitative dans la mesure du capital humain. Cette variante consiste à pondérer la part d'adultes ayant achevé des études secondaires sans avoir complété des études supérieures et celle ayant achevé des études supérieures par leur poids respectif dans cette population (ayant achevé des études secondaires en ayant complété ou non des études supérieures), de sorte que la somme de ces facteurs de pondération est égale à un. Elle 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. Ces variables sont construites à partir de la base de données de Goujon et al. (2016) uniquement : elle permet de faire la distinction entre les deux cycles du secondaire, et ainsi de considérer différentes possibilités. La première consiste à pondérer chaque part d'adultes ayant achevé un certain niveau d'études (sans avoir complété le niveau suivant) par la part représentée par le niveau considéré, selon la formule :

$$\frac{L_{lsec,t}^{25-64}}{L_{lsec,t}^{25-64} + L_{usec,t}^{25-64} + L_{ter,t}^{25-64}} q_{lsec,t}^{25/64} + \frac{L_{usec,t}^{25-64}}{L_{lsec,t}^{25-64} + L_{usec,t}^{25-64} + L_{ter,t}^{25-64}} q_{usec,t}^{25/64} + \frac{L_{ter,t}^{25-64}}{L_{lsec,t}^{25-64} + L_{usec,t}^{25-64} + L_{ter,t}^{25-64}} q_{ter,t}^{25/64}$$

Où  $L_{lsec,t}^{25-64}$ ,  $L_{usec,t}^{25-64}$  et  $L_{ter,t}^{25-64}$  désignent respectivement l'ensemble des personnes adultes ayant achevé le premier cycle du secondaire (sans avoir complété le second), ayant achevé le second cycle du secondaire (sans avoir complété des études supérieures), et ayant achevé des études supérieures. Avec les notations précédentes, on a :  $L_{lsec,t}^{25-64} = q_{lsec,t}^{25/64,W} * L_t^{25-64}$ ,  $L_{upsec,t}^{25-64} = q_{upsec,t}^{25/64,W} * L_t^{25-64}$  et  $L_{ter,t}^{25-64} = q_{ter,t}^{25/64,W} * L_t^{25-64}$ .

**Résultats d'estimation** : Si cette spécification permet « d'expliquer » l'ensemble des ruptures structurelles préalablement identifiées, le résidu de l'équation de long terme n'est pas stationnaire à 5% de sorte qu'il apparaîtrait nécessaire de maintenir des ruptures résiduelles. Les coefficients sont significatifs et du signe attendu – exception faite du coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler qui n'est négatif qu'avec l'approche vectorielle. Du fait de ce problème de stationnarité du résidu de l'équation de long terme, les différents tests de robustesse, consistant à modifier la période d'estimation (en la diminuant ou en l'augmentant à 1960-2018) ou à réaliser les estimations de manière glissante sur un nombre fixe d'observations, n'ont pas été réalisés.

Tableau 9 – Estimations 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
$\ln(h_t)$	-0,764***	-0,678***	-0,497***
	0,081	0,085	0,172
$\ln(s_{K,t})$	0,086***	0,078**	0,153***
	0,021	0,014	0,040



$\ln(q_t)$	0,839*** 0,043	0,855*** 0,089	0,775*** 0,095
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,068*** 0,024	0,066 0,030	-0,251*** 0,085
Constante	9,479*** 0,425	8,985*** 0,948	7,145
Tendance	0,0005*** 0,0001	0,0004 0,0001	0,0023*** 0,0004
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,335*** 0,111	-0,359*** 0,104	-0,078*** 0,025
Valeur de la stat. ADF	-4,704		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R <sup>2</sup> ajusté	0,406	0,400	0,464
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,235	0,118	
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,622	0,357	
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  $\vartheta$  de la variable  $y_{t-1}$  présentée dans la section 3 de l'encadré 3 du document de travail. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par  $\vartheta$ , tels que  $\frac{\theta_i}{\vartheta}$ , 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

## 6.2 Deuxième variable de capital humain : définition et résultats d'estimation

La deuxième variable porte toujours sur la population ayant achevé des études secondaires (en ayant complété ou non des études supérieures). Les deux cycles du secondaire sont regroupés et pondérés par leur poids regroupé dans cette population, ce qui tend à surpondérer le secondaire par rapport à la variable précédente. La formule est ainsi donnée par

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

**Résultats d'estimation :** La spécification conduit à « expliquer » toutes les ruptures structurelles préalablement identifiées et le résidu de l'équation de long terme est bien stationnaire à 5% et exerce une force de rappel dans l'équation de court terme, pour les trois approches économétriques utilisées. Comme précédemment, si le test de Bai-Perron identifie des ruptures résiduelles sur cette spécification, ces dernières ne sont pas significatives une fois le modèle ré-estimé avec celles-ci. Les coefficients sont semblables à ceux estimés à partir des autres spécifications faisant intervenir la base de données de Goujon et al. (2016) ; seul le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler n'est pas du signe attendu, bien qu'il demeure robuste au changement d'approche économétrique. Le coefficient associé à la variable approximative du capital humain est légèrement supérieur aux estimations précédentes, mais il reste dans la fourchette des estimations de la littérature (voir

le tableau 20 de la section 8) et dans la même fourchette que les coefficients estimés avec les autres spécifications à deux écart-types près.

Tableau 10 – Estimations 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
$\ln(h_t)$	-0,736*** 0,082	-0,680*** 0,082	-0,443*** 0,105
$\ln(s_{K,t})$	0,079*** 0,021	0,069** 0,013	0,111*** 0,024
$\ln(q_t)$	0,918*** 0,046	0,933*** 0,094	1,018*** 0,060
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,071*** 0,024	0,077 0,018	0,075* 0,041
Constante	9,025 0,440	8,711*** 0,894	7,437
Tendance	0,0015*** 0,0001	0,0015*** 0,0001	0,0014*** 0,0001
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,358*** 0,103	-0,376*** 0,101	-0,227*** 0,041
Valeur de la stat. ADF	-5,237		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R <sup>2</sup> ajusté	0,408	0,394	0,524
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,518	0,479	
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,255	0,142	
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  $\vartheta$  de la variable  $y_{t-1}$  présentée dans la section 3 de l'encadré 3 du document de travail. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par  $\vartheta$ , tels que  $\frac{\theta_i}{\vartheta}$ , 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

### 6.3 Troisième variable de capital humain : définition et résultats d'estimation

La troisième variable est restreinte à la population ayant achevé le second cycle du secondaire (en ayant complété ou non des études supérieures), selon la formule suivante :

$$\frac{L_{usec,t}^{25-64}}{L_{usec,t}^{25-64} + L_{ter,t}^{25-64}} q_{usec,t}^{25/64} + \frac{L_{ter,t}^{25-64}}{L_{usec,t}^{25-64} + L_{ter,t}^{25-64}} q_{ter,t}^{25/64}$$

**Résultats d'estimation :** Comme pour la première variable avec les facteurs de pondération, cette troisième variable permet d'expliquer l'ensemble des ruptures préalablement estimées, mais le résidu de l'équation de long terme dans l'approche en deux étapes n'est pas stationnaire à 5%. L'analyse est ainsi réduite à la réestimation du modèle

avec les deux autres méthodes économétriques. Les coefficients sont robustes aux changements de méthodes et sont semblables aux estimations précédemment obtenues à partir de la base de Goujon et al. (2016). Seul le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler apparaît systématiquement positif, bien que non significatif à 5% pour les approches univariée et vectorielle.

Tableau 11 – Estimations 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
$\ln(h_t)$	-0,752*** 0,082	-0,673*** 0,079	-0,419*** 0,119
$\ln(s_{K,t})$	0,088*** 0,022	0,079** 0,014	0,131*** 0,028
$\ln(q_t)$	0,836*** 0,043	0,849*** 0,086	0,910*** 0,065
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,072*** 0,024	0,069 0,022	0,019 0,053
Constante	9,313*** 0,436	8,854*** 0,886	7,358
Tendance	0,0007*** 0,0001	0,0006*** 0,0001	0,0004*** 0,0001
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,343*** 0,107	-0,362*** 0,099	-0,174*** 0,036
Valeur de la stat. ADF	-4,764		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R <sup>2</sup> ajusté	0,402	0,396	0,503
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,373	0,317	
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,376	0,190	
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  $\vartheta$  de la variable  $y_{t-1}$  présentée dans la section 3 de l'encadré 3 du document de travail. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par  $\vartheta$ , tels que  $\frac{\theta_j}{\vartheta}$ , afin de pouvoir être comparés aux autres méthodes économétriques.

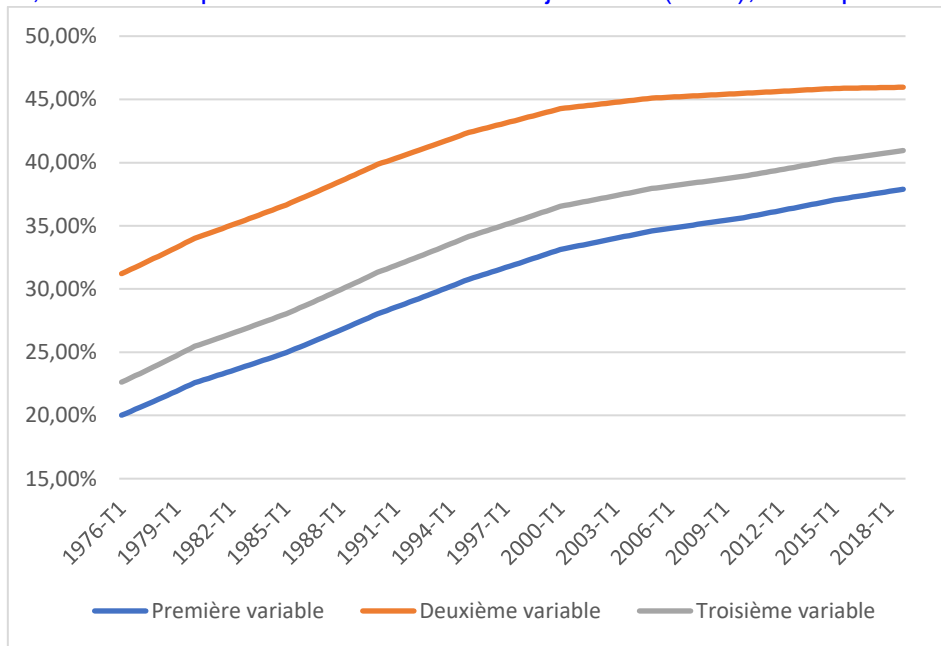
\*, \*\* et \*\*\* désigne respectivement une significativité à 10%, 5% et 1%.

$Z_{t-1}$  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

Graphique 8 – Evolution des trois variables de capital humain fondées sur les facteurs de pondération, calculées à partir des données de Goujon et al. (2016), sur la période 1976-2018



## 7 – Variables alternatives de capital humain, fondées sur l'utilisation de fonctions à élasticité de substitution constante

### 7.1 Variable de capital humain déduite d'une fonction à élasticité de substitution constante

A partir de Jones (2014) et en utilisant les données de Goujon et al. (2016), on définit la variable de capital humain comme une fonction à élasticité de substitution constante des parts de la population adulte selon le plus haut niveau d'études complété, à partir du premier cycle du secondaire.

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

Où  $q_{lsec,t}^{25/64,W}$ ,  $q_{upsec,t}^{25/64,W}$  et  $q_{ter,t}^{25/64,W}$  désignent respectivement la part des adultes ayant achevé le premier cycle du secondaire, sans avoir complété le second cycle, celle ayant achevé le second cycle du secondaire sans avoir complété des études supérieures et celle ayant achevé des études supérieures.  $\sigma$  désigne l'élasticité de substitution constante, telle que  $\sigma \in [0; +\infty[$ .

Cette formulation vise à distinguer la part des adultes n'ayant complété que le premier cycle du secondaire des deux autres niveaux d'études, en tant que mesure respective de niveaux de qualifications faible et élevé. Comme Jones (2010), les parts des adultes ayant achevé le second cycle du secondaire et/ou des études supérieures sont spécifiées selon une fonction linéaire, ce qui est équivalent à une substituabilité parfaite entre ces deux niveaux d'études. 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 et Lee et Lee, 2016). Il s'agit de la valeur retenue pour la spécification principale présentée dans le tableau 12, qui est complétée par les estimations obtenues avec six différentes valeurs possibles de cet intervalle selon un décalage de 0,2.

### Résultats d'estimation

La spécification principale sur la base d'une élasticité de substitution constante égale à 1,5 permet d'expliquer l'ensemble des ruptures structurelles. Comme pour les autres variables construites à partir de la base de Goujon et al. (2016), des ruptures résiduelles peuvent être identifiées, mais elles ne sont pas significatives une fois le modèle réestimé et la spécification sans rupture satisfait l'ensemble des propriétés attendues. Seul le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler apparaît positif et non significatif (selon l'approche économétrique utilisée). L'élasticité estimée de la productivité au capital humain est dans la fourchette haute des estimations, mais demeure dans les fourchettes des estimations dans la littérature et des coefficients estimés à l'aide des autres variables de capital humain à deux écart-types près. Par ailleurs, le coefficient de la tendance linéaire n'est pas significatif dans l'approche vectorielle, probablement à cause de la forte corrélation avec la variable de capital humain. Globalement, les coefficients estimés sont robustes aux changements de méthodes économétriques et de périodes d'estimation. Comme dans les sections 3 à 5, seul le résidu de l'équation de long terme estimée sur la période 1976-1999 n'est pas stationnaire à 5% du fait d'un manque d'observations. Il est nécessaire de maintenir une rupture en 1974 sur la période 1960-2018 pour garantir la stabilité du résidu de l'équation de long terme, ce qui augmente artificiellement le  $R^2$  ajusté de l'équation de court terme. Comme Jones (2014), l'analyse est également complétée par l'estimation du modèle en faisant varier l'élasticité de

substitution sur l'intervalle ]1; 2], dont les résultats sont présentés dans le tableau 14. Le cas où  $\sigma = 1$  ne peut être considéré dans la mesure où la variable n'est pas défini pour cette valeur<sup>3</sup>. Le tableau est complété du cas où  $\sigma \rightarrow +\infty$ , qui correspond à une substituabilité parfaite entre les trois niveaux d'études. Il s'agit de la variable présentée dans la section 4, où l'on agrège les trois parts d'adultes selon leur niveau d'études le plus élevé, à partir des données de Goujon et al. (2016). Seuls les coefficients associés aux quatre déterminants du modèle sont présentés sur la base de l'approche en deux étapes. Ceux-ci apparaissent ainsi robustes aux changements d'élasticité de substitution, sans observer de tendance particulière.

Tableau 12 – Estimations 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
$\ln(h_t)$	-0,741*** (0,089)	-0,719*** (0,076)	-0,469*** (0,155)
$\ln(s_{K,t})$	0,083*** (0,023)	0,073* (0,013)	0,155*** (0,036)
$\ln(q_t)$	0,951*** (0,052)	0,948*** (0,087)	0,993*** (0,091)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,058** (0,025)	0,043 (0,012)	0,019 (0,047)
Constante	7,466*** (0,554)	7,325*** (0,681)	5,903
Tendance	0,0011*** (0,0001)	0,0009*** (0,0001)	0,0002 (0,0002)
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,308*** (0,077)	-0,329*** (0,088)	-0,115*** (0,030)
Valeur de la stat. ADF	-5,409		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R <sup>2</sup> ajusté	0,397	0,382	0,481
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,649	0,852	
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,232	0,126	
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  $\vartheta$  de la variable  $y_{t-1}$  présentée dans la section 3 de l'encadré 3 du document de travail. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par  $\vartheta$ , 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

<sup>3</sup> Du moins, cette valeur correspond au cas d'une fonction de type Cobb-Douglas.

**Tableau 13 – Estimations de la productivité tendancielle en deux étapes sur différentes périodes**

Productivité du travail horaire	1976T1-2018T4	1976T1-1999T4	1976T1-2004T4	1976T1-2007T4	1960T1-2018T4
$\ln(h_t)$	-0,741*** (0,089)	-0,781*** (0,099)	-0,757*** (0,078)	-0,703*** (0,078)	-0,777*** (0,080)
$\ln(s_{K,t})$	0,083*** (0,023)	0,049* (0,026)	0,051** (0,021)	0,051** (0,021)	0,074*** (0,022)
$\ln(q_t)$	0,951*** (0,052)	0,884*** (0,134)	0,852*** (0,073)	0,829*** (0,069)	0,946*** (0,047)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,058** (0,025)	-0,026 (0,032)	-0,008 (0,030)	0,007 (0,030)	0,042* (0,021)
Constante	7,466*** (0,554)	7,465*** (0,686)	7,385*** (0,482)	7,107*** (0,483)	7,239*** (0,512)
Tendance	0,0011*** (0,0001)	0,0013*** (0,0004)	0,0014*** (0,0002)	0,0016*** (0,0002)	0,0070*** (0,0001)
Rupture74					0,319*** (0,009)
Rupture74*t					-0,0059*** (0,0001)
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,308*** (0,077)	-0,385** (0,188)	-0,425** (0,175)	-0,449*** (0,142)	-0,269*** (0,038)
Valeur de la stat. ADF	-5,409	-4,661	-5,273	-5,445	-7,052
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817	-4,900	-4,868	-4,864	
R <sup>2</sup> ajusté	0,397	0,313	0,343	0,394	0,669
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,649	0,816	0,943	0,908	0,492
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,232	0,614	0,627	0,408	0,299
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)

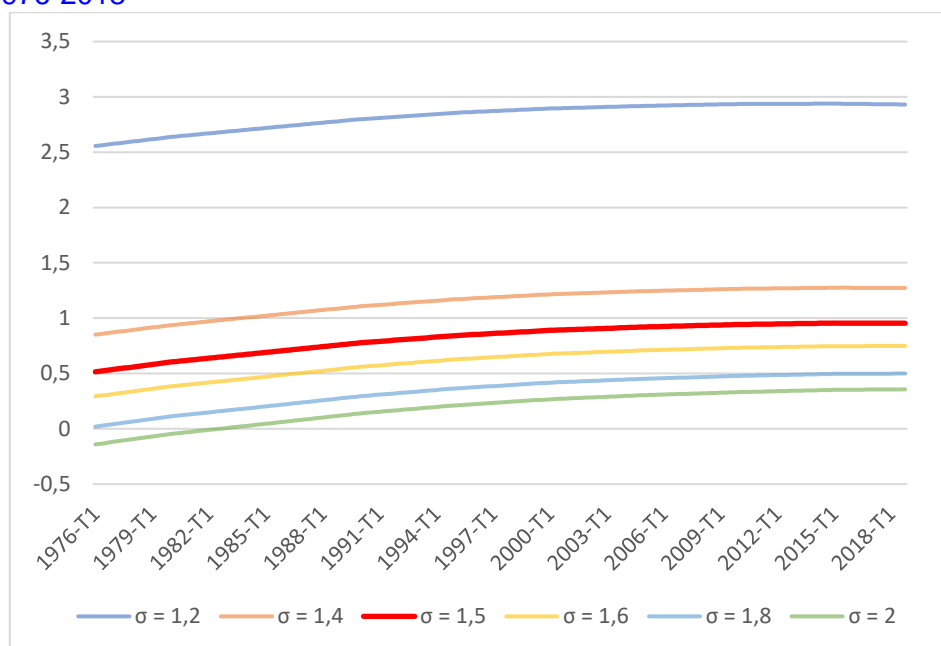
Sources : Insee, AMECO et Goujon et al. (2016), calcul des auteurs

**Tableau 14 – Estimations de la productivité tendancielle en deux étapes avec différentes valeurs pour l'élasticité de substitution**

Productivité du travail horaire	1	1,2	1,4	1,5	1,6	1,8	2	$\infty$
$\ln(h_t)$		-0,749*** (0,093)	-0,743*** (0,090)	-0,741*** (0,089)	-0,739*** (0,088)	-0,737*** (0,086)	-0,737*** (0,085)	-0,742*** (0,079)
$\ln(s_{K,t})$		0,085*** (0,024)	0,084*** (0,023)	0,083*** (0,023)	0,083*** (0,022)	0,083*** (0,022)	0,083*** (0,022)	0,083*** (0,021)
$\ln(q_t)$		0,939*** (0,055)	0,949*** (0,053)	0,951*** (0,052)	0,953*** (0,052)	0,955*** (0,051)	0,955*** (0,050)	0,928*** (0,046)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$		0,057** (0,026)	0,058** (0,025)	0,058** (0,025)	0,058** (0,025)	0,058** (0,024)	0,058** (0,024)	0,055*** (0,023)



Graphique 9 – Evolution des variables de capital humain fondées sur une fonction à élasticité de substitution constante, calculées à partir des données de Goujon et al. (2016), sur la période 1976-2018



## 7.2 Variable de capital humain déduite d'une fonction à élasticité de substitution constante de type Dixit-Stiglitz

La formulation proposée par Jones (2014) ne nécessitant pas d'explicitation particulière, plusieurs spécifications de la relation entre les niveaux de qualification élevés (capturés ici par les parts des adultes ayant achevé le second cycle du secondaire ou des études supérieures) peuvent être retenues. On considère ici une variable définie comme une fonction à élasticité de substitution constante de ces parts de type Dixit-Stiglitz. La fonction est définie de manière générale comme suit :

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

Cette définition introduit ainsi une substituabilité imparfaite, mais identique, entre tous les niveaux d'études, là où la première définition considérait une substituabilité parfaite entre les niveaux du second cycle du secondaire et supérieures. Comme pour la première fonction à élasticité de substitution constante, l'élasticité de substitution est supposée égale à 1,5 et d'autres valeurs sur l'intervalle ]1; 2] par palier de 0,2 sont considérées en complément.

**Résultats d'estimation :** Comme pour l'approche précédente sur la base d'une fonction à élasticité de substitution constante, la spécification principale (avec une élasticité de substitution identique pour les deux fonctions égale à 1,5) permet d'expliquer l'ensemble des ruptures structurelles. Le résidu de l'équation de long terme est bien stationnaire à 5% et exerce une force de rappel dans la relation de court terme dans les trois approches économétriques et sur les différentes périodes d'estimation considérées. Seule l'estimation sur la période 1976-1999 ne permet pas d'avoir un résidu de long terme stationnaire à 5%. Le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travaillée est le seul à ne pas être du signe attendu, avec les deux approches univariées et seule l'approche vectorielle conduit à estimer un coefficient négatif mais non significatif. L'analyse est également réalisée

avec d'autres valeurs d'élasticité de substitution, sur l'intervalle ]1; 2]. Comme dans la partie 7.1 précédente, le tableau est également augmenté des résultats obtenus lorsque l'élasticité tend vers l'infini, ce qui correspond à la spécification présentée dans la section 4. A l'inverse des résultats présentés dans le tableau 14 sur la base d'une seule fonction à élasticité de substitution, le tableau 17 conduit à identifier plusieurs tendances : on constate que le coefficient associé à la propension à investir dans le capital physique productif décroît avec l'élasticité de substitution alors que les autres coefficients augmentent. Dans tous les cas, les coefficients estimés demeurent dans la même fourchette d'estimation à deux écart-types près.

Tableau 15 – Estimations 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
$\ln(h_t)$	-0,744*** (0,086)	-0,726*** (0,013)	-0,445*** (0,158)
$\ln(s_{K,t})$	0,085*** (0,022)	0,074* (0,013)	0,158*** (0,037)
$\ln(q_t)$	0,903*** (0,048)	0,895*** (0,085)	0,957*** (0,087)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,049** (0,024)	0,028 (0,013)	-0,016 (0,050)
Constante	6,701*** (0,573)	6,585*** (0,624)	4,862
Tendance	0,0005*** 0,0001	0,0002 (0,0001)	0,0026*** (0,0004)
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,313*** (0,083)	-0,332*** (0,090)	-0,109*** (0,029)
Valeur de la stat. ADF	-5,423		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R <sup>2</sup> ajusté	0,397	0,385	0,479
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,613	0,838	
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,200	0,102	
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  $\vartheta$  de la variable  $y_{t-1}$  présentée dans la section 3 de l'encadré 3 du document de travail. Pour les autres variables de l'équation de long terme, les coefficients présentés ont tous été divisés par  $\vartheta$ , 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 16 – Estimations de la productivité tendancielle en deux étapes sur différentes périodes**

Productivité du travail horaire	1976T1-2018T4	1976T1-1999T4	1976T1-2004T4	1976T1-2007T4	1960T1-2018T4
$\ln(h_t)$	-0,744*** (0,086)	-0,789*** 0,093	-0,769*** 0,076	-0,711*** 0,077	-0,772*** 0,081
$\ln(s_{K,t})$	0,085*** (0,022)	0,052** 0,025	0,054*** 0,020	0,054** 0,021	0,077*** 0,023
$\ln(q_t)$	0,903*** (0,048)	0,859*** 0,124	0,821*** 0,069	0,792*** 0,065	0,899*** 0,045
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,049** (0,024)	-0,033 0,031	-0,014 0,029	0,001 0,029	0,036* 0,021
Constante	6,701*** (0,573)	6,764*** 0,742	6,748*** 0,503	6,474*** 0,515	6,470*** 0,549
Tendance	0,0005*** 0,0001	0,0006 0,0005	0,0008*** 0,0002	0,0011*** 0,0002	0,0067*** 0,0002
Rupture74					0,331*** 0,009
Rupture74*t					-0,0062*** 0,0001
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,313*** (0,083)	-0,404** 0,190	-0,446** 0,185	-0,445*** 0,149	-0,271*** 0,039
Valeur de la stat. ADF	-5,423	-4,604	-5,188	-5,297	-7,069
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817	-4,900	-4,868	-4,864	
R <sup>2</sup> ajusté	0,397	0,308	0,339	0,383	0,668
Valeur-p test de normalité de Jarque-Bera	0,613	0,812	0,964	0,919	0,484
Valeur-p test d'hétéroscédasticité de BPG	0,200	0,591	0,582	0,393	0,366
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.

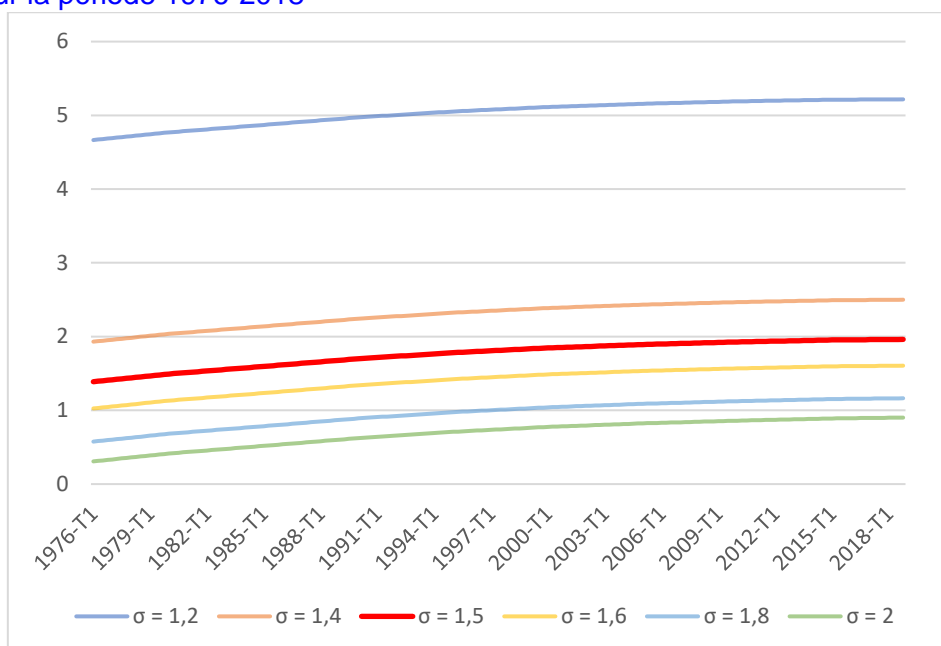
Valeur de la stat. ADF désigne la statistique du test de racine unitaire. Le seuil critique à 5% de MacKinnon désigne le seuil de stationnarité calculé à partir des tableaux de MacKinnon (2010)

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

**Tableau 17 – Estimations de la productivité tendancielle en deux étapes avec différentes valeurs pour l'élasticité de substitution**

Productivité du travail horaire	1	1,2	1,4	1,5	1,6	1,8	2	$\infty$
$\ln(h_t)$		-0,747*** (0,077)	-0,745*** (0,086)	-0,744*** (0,086)	-0,743*** (0,085)	-0,742*** (0,084)	-0,742*** (0,084)	-0,742*** (0,079)
$\ln(s_{K,t})$		0,086*** (0,022)	0,085*** (0,022)	0,085*** (0,022)	0,085*** (0,022)	0,084*** (0,022)	0,084*** (0,021)	0,083*** (0,021)
$\ln(q_t)$		0,884*** (0,048)	0,898*** (0,048)	0,903*** (0,048)	0,906*** (0,048)	0,912*** (0,048)	0,916*** (0,047)	0,928*** (0,046)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$		0,047* (0,025)	0,048** (0,024)	0,049** (0,024)	0,049** (0,024)	0,049** (0,024)	0,050** (0,024)	0,055*** (0,023)

Graphique 10 – Evolution des variables de capital humain fondées sur une fonction à élasticité de substitution constante de type Dixit-Stiglitz, calculées à partir des données de Goujon et al. (2016), sur la période 1976-2018



### 7.3 Variable de capital humain déduite de deux fonctions à élasticité de substitution constante imbriquées

On considère ici une variable définie comme deux fonctions imbriquées à élasticité de substitution constante de ces parts, afin d'introduire des degrés de complémentarité différents entre les niveaux d'études en fonction de la valeur prise par l'élasticité. Chaque part est également pondérée par son poids relatif dans la population adulte ayant au minimum achevé le premier cycle du secondaire. La fonction est définie de manière générale comme suit :

$$\left( n_{sec,t}^{25/64,W} \left( n_{lsec,t}^{25/64,W} \left( q_{lsec,t}^{25/64,W} \right)^{\frac{\sigma_2-1}{\sigma_2}} + \left( 1 - n_{lsec,t}^{25/64,W} \right) \left( q_{upsec,t}^{25/64,W} \right)^{\frac{\sigma_2-1}{\sigma_2}} \right)^{\frac{\sigma_1-1}{\sigma_1} \frac{\sigma_2}{\sigma_2-1}} + \left( 1 - n_{sec,t}^{25/64,W} \right) \left( q_{ter,t}^{25/64,W} \right)^{\frac{\sigma_1-1}{\sigma_1}} \right)^{\frac{\sigma_1}{\sigma_1-1}}$$

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

Les élasticités de substitution  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  sont respectivement fixées à 1,5 et 4,9, selon les estimations établies par Jones (2014).

**Résultats d'estimation :** Les résultats des tableaux 18 et 19 sont ceux présentés dans le document de travail Bruneau et Girard (2020), respectivement dans la partie 4.4 et les annexes 10 et 11. Si cette spécification permet d'expliquer l'ensemble des ruptures structurelles, la statistique associée au test de stationnarité sur le résidu de l'équation de long terme apparaît plus faible que précédemment. Même si le résidu est bien stationnaire à 5%, la valeur du test est de -4,85, pour un seuil critique à -4,82, contre -5,4 en moyenne avec les spécifications précédentes. Cette baisse de la statistique associée au test de stationnarité est également identifiée dans les analyses par sous-période. Pour toutes les spécifications, le résidu exerce

bien une force de rappel dans l'équation de court terme. L'élasticité estimée de la productivité au capital humain est dans la même fourchette que tous les résultats obtenus à partir des données de Goujon et al. (2016). Le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler apparaît positif avec les deux approches univariées, ce qui peut traduire un problème d'endogénéité potentiel : seule l'approche vectorielle conduit à estimer un coefficient négatif, bien que non significatif.

Tableau 18 – Estimations 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
$\ln(h_t)$	-0,767*** (0,079)	-0,697*** (0,088)	-0,482*** (0,127)
$\ln(s_{K,t})$	0,085*** (0,021)	0,077* (0,014)	0,134*** (0,029)
$\ln(q_t)$	0,847*** (0,042)	0,856*** (0,093)	0,880*** (0,069)
$\ln(n_t + g^{tot} + \delta)$	0,061*** (0,023)	0,051 (0,027)	-0,088 (0,061)
Constante	9,519*** (0,411)	-9,082*** (0,988)	7,600
Tendance	0,0003*** (0,0001)	0,0034*** (0,0004)	0,0029*** (0,0003)
Variable d'écart retardée $Z_{t-1}$	-0,346*** (0,115)	-0,368*** (0,108)	-0,137*** (0,033)
Valeur de la stat. ADF	-4,847		
Seuil critique à 5% MacKinnon	-4,817		
R <sup>2</sup> 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

\*, \*\* 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 19 – Estimations de la productivité tendancielle en deux étapes sur différentes périodes

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 <sup>2</sup> 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

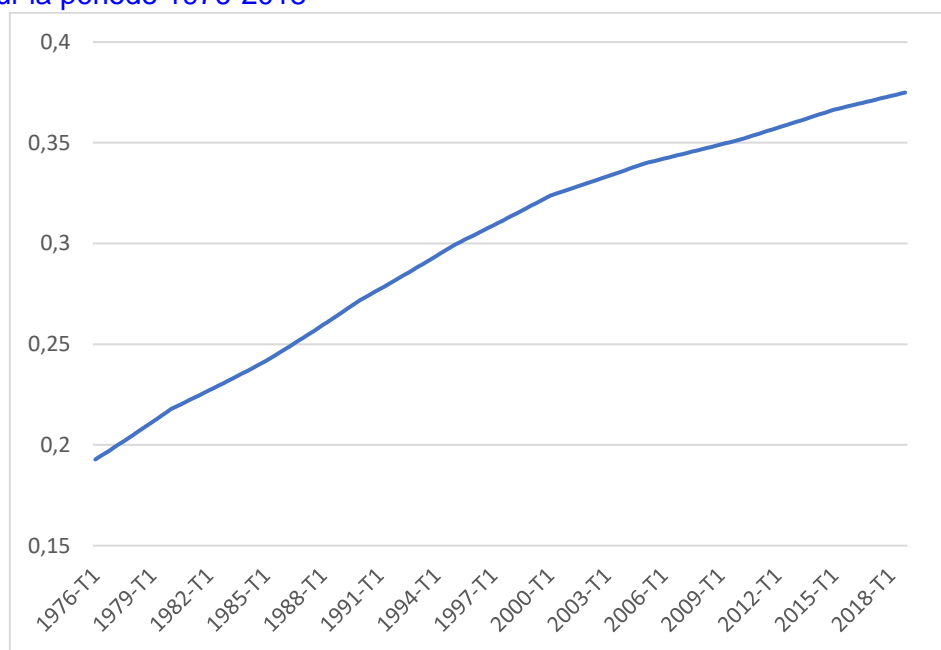
\*, \*\* et \*\*\* désigne respectivement une significativité à 10%, 5% et 1%.

$Z_{t-1}$  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

Graphique 11 – Evolution de la variable de capital humain fondée sur deux fonctions à élasticité de substitution constante imbriquées, calculée à partir des données de Goujon et al. (2016), sur la période 1976-2018



## 8 – Récapitulatif des résultats obtenus et comparaison avec les résultats de la littérature

Avant de comparer les différents résultats obtenus avec ceux existant dans la littérature, on récapitule les différentes estimations obtenues pour les contributions des déterminants de la (log)-productivité de long-terme, en considérant l'approche en deux étapes, puisque les deux autres méthodes d'estimation donnent des résultats comparables.

### 8.1 Récapitulation des résultats obtenus avec les différentes spécifications de la variable de capital humain

Lorsqu'on considère, dans l'ordre, les estimations obtenues 1) avec le nombre moyen d'années d'études, (données de Barro et Lee, 2013, puis données de Goujon et al., 2016), 2) la part des adultes ayant complété des études secondaires (données de Barro et Lee, 2013, puis données de Goujon et al., 2016), 3) restreinte au second cycle du secondaire (données de Goujon et al., 2016), 4) avec les variables de capital humain pondérant les différents niveaux d'études (données de Goujon et al., 2016, exclusivement), avec facteurs de pondération, en se limitant à la période d'estimation 1976-2018, ou 5) dérivées de fonction à élasticités de substitution constantes, on trouve que :

- 1) La rupture de 1993 ne peut pas être supprimée, que le coefficient de la propension à investir (resp. le coefficient de la tendance temporelle) n'est pas significatif, que l'élasticité du nombre moyen d'heures travaillées par tête est proche de -1 et que le coefficient associé à la variable de capital humain varie du simple au triple pour les deux bases de données
- 2) Toutes les ruptures sont absorbées, le point marquant étant que le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler apparaît positif avec les deux approches univariées et négatif mais non significatif pour l'approche variée lorsque l'on utilise la base de données de Goujon et al. (2016). Ce dernier point est aussi observé pour la spécification restreinte (aux études secondaires complétées hors premier cycle du secondaire)
- 3) Les coefficients sont semblables à ceux estimés à partir des autres spécifications faisant intervenir la base de données de Goujon et al. (2016) ; seul le coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler n'est pas du signe attendu et le coefficient associé à la variable de capital humain est légèrement plus élevé que pour les spécifications précédentes
- 4) Pour la variable de capital humain pondérée selon la première version, le résidu de l'équation de long-terme n'est pas stationnaire et, pour la deuxième version de cette variable, le signe du coefficient associé au taux de croissance de la population en âge de travailler est contre-intuitif
- 5) Enfin, pour les spécifications dérivées de fonctions à élasticités constantes, toutes les ruptures structurelles sont bien absorbées. On trouve des valeurs plus élevées pour le coefficient de la variable de capital humain mais le coefficient associé au taux de croissance de la population active est positif ou non significatif selon la méthode d'estimation.



## 8.2 Comparaisons avec les résultats obtenus dans la littérature

Tableau 20 : Estimations du modèle de Solow augmenté du capital humain dans la littérature

	Mankiw et al. (1992)		Canarella et Pollard (2003)		Arnold et al. (2007)		Thévenon et al. (2012)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Constante	<b>8,63*</b> <b>(2,19)</b>	2,81 (1,19)	<b>4,96*</b> <b>(1,20)</b>	<b>5,59*</b> <b>(1,72)</b>					
Propension à investir	0,28 (0,39)	0,34 (0,17)	<b>0,45*</b> <b>(0,13)</b>	0,39 (0,21)	<b>0,29*</b> <b>(0,03)</b>	<b>0,15*</b> <b>(0,04)</b>	<b>0,41*</b> <b>(0,09)</b>	<b>0,26*</b> <b>(0,04)</b>	<b>0,28*</b> <b>(0,01)</b>
Capital humain	<b>0,76*</b> <b>(0,29)</b>	0,22 (0,14)	<b>0,22*</b> <b>(0,11)</b>	<b>0,52*</b> <b>(0,19)</b>	<b>0,74*</b> <b>(0,16)</b>	<b>0,95*</b> <b>(0,12)</b>	2,28 (1,55)	<b>0,74*</b> <b>(0,26)</b>	<b>1,07*</b> <b>(0,06)</b>
$\ln(n_t + g + \delta)$	-1,07 (0,75)	<b>-0,84*</b> <b>(0,33)</b>	-0,44 (0,30)	-0,94 (0,42)	<b>-0,05*</b> <b>(0,01)</b>	<b>-0,05*</b> <b>(0,01)</b>	0,13 (15,9)	-1,52 (3,89)	<b>-1,57*</b> <b>(0,70)</b>
Mécanisme de rappel		<b>-0,39*</b> <b>(0,07)</b>	<b>-0,46*</b> <b>(0,06)</b>	<b>-0,58*</b> <b>(0,08)</b>	<b>-0,22*</b> <b>(0,03)</b>	<b>-0,27*</b> <b>(0,03)</b>	<b>-0,38*</b> <b>(0,06)</b>	-0,36 (0,22)	<b>-0,28*</b> <b>(0,04)</b>

\* : significatif à 5%

(1) : estimation sur la période 1960-1985, en panel, sur l'ensemble des pays de l'OCDE ; variable dépendante : logarithme de la productivité du travail agrégée par tête

(2) : estimation sur la période 1960-1985, en panel, sur l'ensemble des pays de l'OCDE ; variable dépendante : différence du logarithme de la productivité agrégée du travail par tête entre 1960 et 1985

(3) : estimation sur la période 1960-1985, en panel, sur l'ensemble des pays de l'OCDE ; variable dépendante : différence du logarithme de la productivité agrégée du travail par tête entre 1960 et 1985

(4) : estimation sur la période 1960-2000, en panel, sur l'ensemble des pays de l'OCDE ; variable dépendante : différence du logarithme de la productivité agrégée du travail par tête entre 1960 et 2000

(5) : estimation sur la période 1971-2004, en panel, sur l'ensemble des pays de l'OCDE ; variable dépendante : différence du logarithme de la productivité agrégée du travail par tête ; estimation avec une tendance linéaire

(6) : estimation sur la période 1971-2004, en panel, sur l'ensemble des pays de l'OCDE ; variable dépendante : différence du logarithme de la productivité agrégée du travail par tête ; estimation avec des variables muettes quinquennales

(7) : estimation sur la période 1960-2008, en panel, sur l'ensemble des pays de l'OCDE ; variable dépendante : différence du logarithme de la productivité agrégée du travail par tête ; Mean Group estimator ; estimation avec des variables muettes quinquennales

(8) : estimation sur la période 1960-2008, en panel, sur l'ensemble des pays de l'OCDE ; variable dépendante : différence du logarithme de la productivité agrégée du travail par tête ; Common Correlated Effects Mean Group estimator

(9) : estimation sur la période 1960-2008, en panel, sur l'ensemble des pays de l'OCDE ; variable dépendante : différence du logarithme de la productivité agrégée du travail par tête ; Pooled Mean Group estimator ; tendance linéaire.

Le tableau 20 donnent des estimations du modèle de Solow augmenté du capital humain obtenues dans la littérature et limitées aux études des pays de l'OCDE, dont les économies sont certes hétérogènes mais comparables à celle de la France.

La comparaison de ce tableau avec les résultats précédemment présentés permet de conclure à la similarité des résultats d'estimation, en termes de significativité et d'ordre de grandeur des coefficients :

- Les coefficients associés à la propension à investir et au taux de croissance de la population en âge de travailler apparaissent quasiment systématiquement moins significatifs que le capital humain ;
- Les coefficients estimés pour le capital humain, lorsqu'ils sont significatifs à 5%, sont entre 0,22 et 1,07 dans la littérature et 0,35 et 1,02 pour la France (avec les variables de niveaux d'études) ;
- Le coefficient associé à la propension à investir dans le capital productif est estimé entre 0,15 et 0,45 dans la littérature contre 0,04 et 0,16 pour la France, qui fait ainsi partie de la fourchette basse d'estimation ; mais on notera que certains auteurs trouvent même un coefficient non significativement différent de 0 (Mankiw et al., 1992 et Canarella et Pollard, 2003). De plus, lorsque le coefficient est significatif, l'examen des intervalles de confiance à deux écart-type, permettent de conclure que les valeurs trouvées par Bruneau et Girard (2020) sont équivalentes à celles des autres études citées<sup>4</sup>.
- De même, pour le taux de croissance de la population âgée entre 15 et 64 ans, le coefficient, lorsqu'il est significatif, est estimé à -1,57, -0,84 et -0,05 selon les études présentées dans le tableau 20, correspondant à des fourchettes respectivement de (-2.97, -0.17), (-1.50, -0.18) et (-0.07, -0.03) respectivement, à comparer à -0,11 pour la France (tableau 3), avec une fourchette de (-0.19, -0.07). La faible significativité de ce coefficient indique que le pays ou le groupe de pays est proche de son état stationnaire de sorte que l'impact des effets de rattrapage sur la productivité devient nul.

Par ailleurs, la prise en compte du capital humain et/ou d'une tendance linéaire permet d'améliorer la capacité explicative des modèles et la significativité du mécanisme de rappel. Dans le cas de Mankiw et al. (1992), le  $R^2$  passe de 6% à 24% entre les spécifications sans et avec le capital humain respectivement ; pour Canarella et Pollard (2003), le  $R^2$  passe de 15% à 42%. Dans Arnold et al. (2007) et Thévenon et al. (2012), l'ajout d'une tendance linéaire améliore la plausibilité et la significativité des coefficients estimés. De même, la prise en compte d'une tendance linéaire dans Bruneau et Girard (2020) garantit l'existence du mécanisme de rappel dans l'équation de court terme et la prise en compte du capital humain contribue à l'explication des ruptures structurelles et à la stationnarité du résidu de l'équation de long terme.

---

<sup>4</sup> La valeur haute de la fourchette d'estimation (à deux écart-types) obtenue avec la spécification (5) du tableau 1 est égale à 0.18, à comparer à la valeur basse, 0.19, de la fourchette d'estimation du modèle (3) de Canarella et Pollard (2003) et à celle, 0.18, de Thévenon *et al.* (2012).

## Conclusion

Cette annexe statistique présente l'ensemble des résultats obtenus en complément de Bruneau et Girard (2020), à partir des différentes variables de capital humain mobilisées pour estimer une productivité-cible de long-terme et « expliquer » les ruptures structurelles préalablement identifiées dans la productivité du travail horaire sur la période 1976-2018. Deux grands types de variables ont été utilisés pour approximer le stock de capital humain, à partir de deux bases de données, Barro et Lee (2013) et Goujon et al. (2016), le nombre d'années d'études moyen de la population adulte et la part des adultes ayant complété des études secondaires (en ayant complété ou non des études supérieures). Les autres variables présentées dans les sections 6 et 7 ont, quant à elles, été construites sur la base de la part des adultes selon leur niveau d'études pour introduire une dimension plus qualitative. S'il est nécessaire de maintenir la rupture de 1993 avec les spécifications avec le nombre d'années d'études pour garantir la stationnarité de l'équation de long terme, toutes les autres spécifications sur la base du niveau d'études de la population adulte permettent de les « expliquer ». On détermine ainsi un ensemble de spécifications capables de caractériser l'évolution de la productivité du travail horaire en France sur les quarante dernières années.

L'ensemble des coefficients estimés sont à la fois cohérents entre eux et par rapport à l'ensemble des résultats obtenus dans la littérature par des analyses similaires portant sur des pays similaires à la France, d'autres périodes ou mobilisant d'autres types de données ou d'autres méthodes d'estimation. En particulier, en accord avec ce qui est mis en évidence dans les autres études, ces résultats montrent que, parmi les déterminants de la productivité tendancielle du travail, le capital humain a un poids important, de même que, dans une moindre mesure, la baisse du temps de travail, laquelle vient refléter plusieurs tendances (flexibilité accrue sur le marché du travail, progrès technique ou réduction du temps de travail légale), tandis que la propension à investir dans le capital physique productif a un poids relativement marginal. Ce résultat peut traduire le fait que la France se situe le plus souvent assez proche de la frontière technologique (voir Aghion et al., 2008).

Plusieurs remarques particulières sur les résultats obtenus à partir des différentes variantes construites autour du niveau d'études de la population adulte peuvent être faites. D'abord, on constate que le coefficient associé au capital humain est multiplié par deux entre les deux bases de données mobilisées, même s'il reste dans la même fourchette à deux écart-types près, ainsi que dans la fourchette de la littérature. Ensuite, pour les spécifications impliquant la base de Goujon et al. (2016), des ruptures résiduelles peuvent être identifiées, mais elles ne sont pas significatives une fois le modèle réestimé avec. De plus, le coefficient du taux de croissance de la population en âge de travailler apparaît systématiquement positif avec les deux approches univariées et seule l'approche vectorielle conduit généralement à estimer un coefficient négatif, mais non significatif. Enfin, parmi toutes les variables considérées, seules les variables faisant intervenir des facteurs de pondération conduisent à avoir un résidu de long terme non stationnaire à 5%.

## Bibliographie

Aghion, P., Philippe Askenazy, P., Boursès, R., G. Cette, G. et N. Dromel, (2008), *Distance à la frontière technologique, rigidités de marché, éducation et croissance*, Economie et Statistique n° 419-420.

Arnold J., Bassanini A. et Scarpetta S., (2007), *Solow or Lucas?: Testing Growth Models Using Panel Data from OECD Countries*, OECD Economics Department Working Papers 592, OECD Publishing.

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), pages 184-198.

Beffy P.O. et N. Fourcade, (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.

Bruneau C. et Girard P.-L. (2020), « Évolution tendancielle de la productivité du travail en France, 1976-2018 », Document de travail n° 2020-18, France Stratégie

Canarella G. et Pollard S. K. (2003), *The Augmented SOLOW Model and The OECD Sample*, International Business & Economics Research Journal (IBER), 2(7).

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.

Jones, B. F., (2010), *The Knowledge Trap: Human Capital and Development Reconsidered*, NBER Working Paper n°14138.

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

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

Mankiw NG., Romer D., et Weil D., (1992), *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics; 107 (May): 407-437.

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, No. 138, OECD Publishing.