Les demandes de facteurs de production en France

Bruno Ducoudre, Mathieu Plane

▶ **To cite this version:**

Bruno Ducoudre, Mathieu Plane. Les demandes de facteurs de production en France : Estimation et analyse des effets de la crise. Revue de l'OFCE, 2015, 142, pp.23 - 53. 10.3917/reof.142.0021 . hal-03459704

HAL Id: hal-03459704

https://sciencespo.hal.science/hal-03459704

Submitted on 1 Dec 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

LES DEMANDES DE FACTEURS DE PRODUCTION EN FRANCE
ESTIMATION ET ANALYSE DES EFFETS DE LA CRISE

Bruno Ducoudré et Mathieu Plane
OFCE, Sciences Po

Avec la crise débutée en 2008, les facteurs de production ont connu en France une contraction sans précédent depuis la Seconde Guerre mondiale. La crise se caractérise par sa longueur : sept ans après son commencement, les facteurs de production n'ont toujours pas retrouvé leur niveau d'avant-crise. Face à un tel choc, il s'agit de savoir si, au regard de la crise, les ajustements opérés sur les facteurs de production sont en lien avec les évolutions de l'activité et si la crise a entraîné des ruptures dans le comportement des entreprises. Pour répondre à cette question, nous estimons d'une part des équations de demandes de facteurs sur les périodes 1980-2007 et 1980-2014 et nous analysons et comparons les paramètres estimés sur ces deux périodes. D'autre part, nous réalisons des simulations dynamiques de l'emploi et de l'investissement que nous comparons aux évolutions observées de ces deux variables, afin d'établir si les déterminants traditionnels des équations permettent de comprendre les évolutions des facteurs de production depuis le début de la crise. Concernant la tendance de productivité, nous conduisons des tests de détection et de datation des ruptures de tendance de productivité, ainsi que des estimations récursives des paramètres. Les résultats des équations économétriques n'indiquent pas de rupture majeure au moment de la crise dans les déterminants fondamentaux de l'investissement et de l'emploi. Enfin, nous exposons les propriétés variantielles des deux équations de demande de facteurs, puis nous évaluons l'impact depuis 2011 des politiques de consolidation budgétaire dans la zone euro et de la dégradation du taux de marge des entreprises sur l'emploi salarié marchand et le stock de capital productif en France. Toutes choses égales par ailleurs, les politiques de consolidation budgétaire dans la zone euro seraient, selon nos évaluations, responsables en France de la destruction de 772 000 à 822 000 emplois salariés dans le secteur marchand et d'une chute de l'investissement des entreprises non-financières comprise entre 6,8 % et 7,6 %, soit une contraction de 1,6 % à 1,7 % du capital productif. La baisse du taux de marge depuis 2011 aurait conduit à réduire l'investissement des entreprises de 2,1 % à 2,5 %, ce qui correspond à une baisse du capital productif de 0,3-0,4 %.

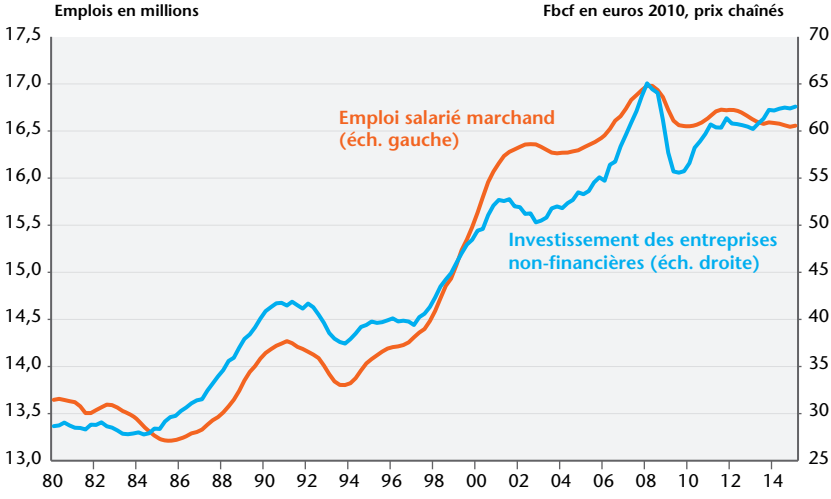
Mots clés : investissement, emploi, productivité.

En France, comme dans toutes les économies avancées, la crise a eu des effets dévastateurs sur l'activité et sur les facteurs de production, qui ont connu une contraction sans précédent depuis la Seconde Guerre mondiale. Entre le début de la crise (premier trimestre 2008), et le troisième trimestre 2009, l'investissement des entreprises s'est contracté de près de 15 % et l'emploi salarié marchand a diminué de 2,5 %, soit une perte de 436 000 emplois en l'espace de six trimestres (graphique 1). Un choc d'une telle ampleur sur les facteurs de production ne s'est jamais observé depuis plus d'un demi-siècle. A titre de comparaison, la crise du début des années 2000, qui a fait suite à l'éclatement de la bulle des nouvelles technologies, avait conduit à une baisse de 4,7 % de l'investissement des entreprises entre le troisième trimestre 2001 et la fin de l'année 2002 et l'ajustement sur l'emploi, qui s'était opéré avec un décalage d'un trimestre par rapport à celui sur le capital productif, avait entraîné une baisse des effectifs salariés de 0,5 % entre le troisième trimestre 2002 et la fin 2003, soit 91 000 emplois. Cette crise se caractérise aussi par sa longueur : sept ans après son commencement, les facteurs de production n'ont toujours pas retrouvé leur niveau d'avant-crise, ce qui ne s'était également jamais produit depuis la Seconde Guerre mondiale. À la fin de l'année 2014, l'investissement des entreprises était encore 4,1 % en-dessous de son niveau d'avant-crise et les effectifs salariés marchands étaient 2,6 % en dessous de leur niveau de début 2008, ce qui correspond à la perte nette de 454 000 emplois.

Les évolutions de l'investissement et de l'emploi sont marquées par la double récession qu'a traversé l'économie française, d'abord en 2008-2009, puis à partir de 2011 lorsque les pays de la zone euro se sont lancés simultanément dans des politiques de consolidation budgétaire rapides à un moment où les multiplicateurs budgétaires étaient particulièrement élevés (Blot *et al.,* 2014 ; Creel, Heyer et Plane, 2011). Il en a résulté un impact négatif cumulé important sur l'activité économique en France et chez ses principaux partenaires européens entre 2011 et 2014 (Heyer et Sampognaro, 2015), qui a pesé sur l'investissement et l'emploi.

Face à un tel choc, caractérisé par son ampleur et sa longueur, la première question qui se pose est celle de savoir si, au regard de la

Graphique 1. Emploi salarié marchand non agricole et investissement des entreprises non-financières en France



Sources : Insee, comptes nationaux trimestriels 2010.

crise, les ajustements opérés sur les facteurs de production sont en lien avec les évolutions de l'activité. Autrement dit, au cours de la crise les entreprises ont-elles sur-ajusté leurs effectifs et leur capital productif au regard de leur niveau de production ? Ou au contraire ont-elles fait de la rétention de main-d'œuvre et du capital *hoarding* ? La dégradation du taux de marge des entreprises non-financières, qui est passé de 33,5 % en 2007 à 29,4 % en 2014, suggère que les entreprises ont plutôt limité les destructions d'emplois, au prix d'une dégradation de leur capacité d'investissement. Pour mesurer le niveau souhaité des capacités de production par les entreprises et répondre plus précisément à cette question, nous estimons dans un premier temps des équations de demandes de facteurs. Celles-ci sont dérivées d'une fonction de production de type CES, suivant Allard-Prigent *et al.* (2002), qui implique que l'élasticité de substitution soit commune aux deux équations de demandes de facteurs. Cet article approfondit ainsi les travaux menés à l'OFCE sur les demandes d'investissement et d'emploi.

Nous analysons et comparons les simulations dynamiques de l'emploi et de l'investissement issues des équations des facteurs avec les évolutions observées de ces deux variables, afin d'établir si les déterminants traditionnels de l'emploi (valeur ajoutée, coût réel

du travail, durée du travail, tendance de productivité) et de l'investissement (valeur ajoutée, coût réel du capital, taux de marge) permettent de comprendre les évolutions des facteurs de production depuis le début de la crise.

Il s'agit ensuite de savoir si la crise a entraîné des ruptures dans les relations estimées, c'est-à-dire si la crise a modifié les comportements des entreprises et leur sensibilité à certains facteurs explicatifs de l'emploi et de l'investissement. À cette fin, nous estimons les équations de demandes de facteurs en incluant ou non la période de crise, pour détecter la présence éventuelle de ruptures majeures dans les déterminants des demandes de facteurs au moment de la crise. Concernant l'équation d'emploi se pose aussi la question de l'estimation de la tendance de productivité, de la détection et de la datation d'éventuelles ruptures de cette tendance. Nous conduisons des tests de détection et de datation des ruptures de tendance de productivité, ainsi que des estimations récursives des paramètres afin d'apporter des éléments de réponse sur ce point.

Enfin, au regard des résultats des estimations des équations des demandes de facteurs, nous évaluons de façon *ad hoc* à partir des équations estimées, l'impact depuis 2011 des politiques de consolidation budgétaire dans la zone euro et de la dégradation du taux de marge sur l'emploi salarié marchand et le stock de capital productif en France.

La première partie rappelle le modèle théorique sous-jacent aux équations de demandes de facteurs de production. La deuxième partie présente les résultats détaillés des estimations des équations d'emplois en incluant ou non la période de crise (2008-2014) dans les estimations. Dans la troisième partie, nous étendons les résultats des estimations d'équations d'investissement des entreprises non-financières présentés dans Ducoudré *et al.* (2015), à la période d'estimation 1980-2014 et 1980-2007 (contre 1985-2014), et nous estimons l'équation d'investissement en contraignant l'élasticité de substitution à sa valeur obtenue dans les équations d'emploi. La quatrième partie expose les propriétés variantielles du modèle estimé des demandes de facteurs. La cinquième partie présente une évaluation des effets des politiques de consolidation budgétaire dans la zone euro depuis 2011 et de la dégradation des taux de marge sur l'investissement et l'emploi.

1. Le modèle théorique

Les équations de facteurs de production estimées découlent d'une fonction de production de type CES, c'est-à-dire à élasticité de substitution constante entre le capital et le travail. Les rendements d'échelle sont supposés constants et il y a une relation de proportionnalité stricte entre d'une part les quantités que les entreprises envisagent de produire, et d'autre part le volume « optimal » de facteurs de production, dont elles souhaitent disposer. Le progrès technique intervient dans la fonction de production. Il est considéré comme neutre au sens de Harrod et n'accroît que la productivité du travail.

La fonction de production de type CES s'écrit ainsi :

$$Y = F(K, L) = [aK^{-\rho} + (1-a)(EL)^{-\rho}]^{-\mu/\rho}$$

où K est le stock de capital physique, L l'emploi, E le progrès technique supposé neutre au sens de Harrod et a un paramètre ;

où σ l'élasticité de substitution est égale à $1/(\rho - 1)$ et $\mu = 1$ car les rendements d'échelle sont constants, d'où :

$$Y = F(K, L) = [aK^{1-1/\sigma} + (1-a)(EL)^{1-1/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

Sans contrainte de débouchés, les demandes de facteurs des entreprises dérivent d'une maximisation du profit (Max $\pi = P^*Y - C_k^*K - C_L^*L$ où P représente l'indice global des prix, C_k le coût du capital et C_L le coût du travail) sous la contrainte définie par la fonction de production qui permet de déterminer simultanément les quantités produites et les quantités de facteurs demandées.

La résolution de ce programme d'optimisation[1] conduit à un équilibre dans lequel la forme log-linéarisée des équations donne, après calculs et élimination des constantes :

$$\log(P) = \alpha \log(C_L / E) + (1-\alpha) \log(C_K)$$

où α est un paramètre dépendant de a

$$\log(L) = \log(Y) - \log(E) - \sigma \log((C_L / P) / E)$$

$$\log(K) = \log(Y) - \sigma \log(C_K / P)$$

Selon le modèle théorique sous-jacent retenu, la demande de travail croît à long terme de façon unitaire avec la production et est

1. Pour plus de détails, voir Allard-Prigent *et al.*, 2002.

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

Dans nos estimations, nous avons choisi de modéliser le taux d'investissement (voir encadré) plutôt que le ratio capital/valeur ajoutée, comme cela est fait parfois. Cela permet d'éviter l'accumulation d'erreurs qui peuvent exister sur les stocks (capital) et pas sur les flux (l'investissement est la dérivée première du capital au taux de déclassement près). Enfin, il n'existe pas de mesure trimestrielle du stock de capital issue de la comptabilité nationale.

Modélisation de l'investissement[2] : passage de la demande de capital à la demande d'investissement

Le stock de capital à l'instant t (K_t) est égal au stock de capital de la période précédente (K_{t-1}) moins le déclassement d'une partie de ce capital ($\delta * K_{t-1}$) plus l'investissement réalisé à l'instant t :

$$K_t = K_{t-1} * (1 - \delta) + I_t \quad (1)$$

En développant (1), on obtient :

$$\Delta K_t = -\delta * K_{t-1} + I_t$$

$$\Leftrightarrow \Delta K_t / Q_t = -\delta * K_{t-1} / Q_{t-1} * Q_{t-1} / Q_t + I_t / Q_t$$

$$\Leftrightarrow I_t / Q_t = \Delta K_t / K_{t-1} * K_{t-1} / Q_{t-1} * Q_{t-1} / Q_t + \delta * K_{t-1} / Q_{t-1} * Q_{t-1} / Q_t \quad (2)$$

Soit κ le ratio du capital sur la production. À l'équilibre, cette part est constante ($\kappa = K_t / Q_t = K_{t-1} / Q_{t-1}$). Avec $Q_{t-1} / Q_t = 1/(1 + \Delta Q_t / Q_{t-1})$ = $1/(1 + \dot{Q}_t)$ et $\dot{K}_t = \Delta K_t / K_{t-1}$, la relation (2) devient alors :

$$I_t / Q_t = \kappa / 1 + \dot{Q}_t * (\dot{K}_t + \delta)$$

Sur un sentier de croissance équilibré, le facteur capital croît au même rythme que la production ($\dot{K}_t = \dot{Q}_t$). On en déduit donc :

$$I / Q = f(\dot{Q}, \delta, \kappa)$$

Le taux d'investissement est fonction du taux de croissance de la production, du taux de déclassement des équipements et de la part du capital dans la production (qui est une constante à long terme).

2. Voir Chauvin *et al.*, 2002.

2. Les équations estimées des demandes de facteurs

La demande de travail est mesurée en effectifs de salariés du secteur marchand. La demande d'investissement est celle des entreprises non-financières qui comprend les investissements en produits manufacturés, en construction et en services.

Dans les deux équations, l'élasticité entre la valeur ajoutée marchande et les demandes de facteurs est contrainte unitairement à long terme, ce qui revient à retenir comme variables expliquées le taux d'investissement des entreprises non-financières et l'inverse de la productivité par salarié dans le secteur marchand. Les prix sont ceux de la valeur ajoutée marchande intérieure.

Le coût du travail est mesuré comme le salaire horaire moyen versé par les entreprises du secteur marchand, y compris les cotisations sociales patronales. Pour l'année 2014, nous avons traité le CICE comme une baisse de cotisation sociale patronale en retranchant de la masse salariale versée par les entreprises les 6,5 milliards d'euros versés au titre du CICE, ce qui correspond à 0,8 % de baisse du coût du travail en année pleine. Toutes choses égales par ailleurs, la hausse du coût du travail accroît le prix du travail relativement à celui du capital, entraînant une modification, à production donnée, de la combinaison capital-travail plus favorable au capital et moins au travail. L'élasticité de substitution mesurée ici est une élasticité macroéconomique différente de celle évaluée à partir de modèles microéconométriques[3] basés sur des données d'entreprises.

Le coût du capital est mesuré comme le prix de l'investissement que multiplie la somme du taux réel d'emprunt bancaire des entreprises non-financières et du taux de dépréciation du capital productif. Les entreprises investissent tant que la productivité marginale du capital est supérieure au taux d'intérêt. Or, plus le coût du capital est faible, plus il est facile d'obtenir une rentabilité de l'investissement supérieure au coût financier de l'endettement. Il y a donc une corrélation négative entre l'investissement des entreprises et leur coût du capital.

Selon le cadre théorique défini plus haut, le σ estimé mesurant l'élasticité de substitution entre le capital et le travail doit être iden-

3. Pour plus de détails, voir Heyer et Plane, 2012.

tique dans les deux équations de demande de facteurs. La méthode retenue ici consiste à imposer dans l'équation d'investissement le σ estimé dans l'équation de productivité. Ce choix est lié au fait que l'on mesure mieux l'emploi, moins révisé dans le temps, que l'investissement dont le périmètre peut évoluer au gré des nouvelles normes comptables, et on mesure mieux le coût du travail (les cotisations sociales sont assises sur la masse salariale) que le coût du capital. Ainsi, le coût du capital tel que mesuré ici ne prend pas en compte la structure de financement des entreprises (dette obligataire, crédit bancaire ou augmentation de capital). Par ailleurs, une mesure plus économique et moins comptable de la dépréciation du capital devrait mieux tenir compte des cycles économiques et des faillites d'entreprises, ce qui n'est pas le cas dans la mesure de la consommation de capital fixe issue de la comptabilité nationale basée sur des tables de mortalité comptables par type d'actifs.

Par ailleurs, les estimations réalisées dans notre étude sont enrichies par rapport au modèle structurel de façon à améliorer les relations de cointégration et la significativité des coefficients.

Dans le cas de l'équation d'emploi, nous avons ajouté dans les variables de long terme la durée du travail et des ruptures de tendance. Avec une productivité marginale décroissante, toute baisse de la durée du travail accroît la productivité horaire moyenne du travail mais l'élasticité de la durée du travail à la productivité horaire est généralement inférieure à l'unité dans le cas français (Cochard *et al.*, 2010), c'est-à-dire qu'une baisse de la durée du travail ne peut pas être intégralement compensée par une hausse de la productivité horaire, induisant mécaniquement une baisse de la productivité par tête. Par ailleurs, notre modélisation retient une tendance log-linéaire de la productivité, mais celle-ci capte mal un certain nombre de phénomènes tels que l'évolution non linéaire du progrès technique, les effets des allègements de cotisations sociales ciblées sur les bas salaires ou les conséquences d'une érosion du tissu productif liée aux défaillances d'entreprises à la suite d'un choc économique. Nous avons donc introduit des ruptures de tendance de productivité dans notre équation de demande de travail afin de capter des effets autres que ceux captés par le coût du travail macroéconomique ou la durée du travail.

Dans le cas de l'équation d'investissement des entreprises non-financières, nous avons ajouté dans la relation de long terme une variable de taux de profit mesurée directement par le taux de marge (EBE/VA). Le taux de profit permet de mesurer la situation financière des entreprises et leur capacité à autofinancer de l'investissement sur fonds propres (Artus et Muet, 1986). Ainsi, dans les périodes de durcissement des conditions d'accès au crédit, il est plus facile pour l'entreprise d'investir lorsque tout ou partie de l'investissement est autofinancé. En effet, un taux de marge élevé allège la contrainte de financement externe et sera favorable à l'investissement. D'autre part, le taux de marge est un indicateur de rentabilité du capital positivement corrélé à l'investissement.

Enfin, l'effet d'accélérateur de l'investissement joue pleinement à court terme mais à long terme le stock de capital croît de façon unitaire avec la valeur ajoutée, ce qui revient à estimer un ratio Capital/Valeur ajoutée des entreprises non-financières.

Nous estimons les équations d'emploi salarié marchand et d'investissement des entreprises non-financières sous forme d'un modèle à correction d'erreurs (MCE) avec une fréquence trimestrielle sur une période allant de 1980 à 2014. Mais afin de voir si la crise commencée en 2008 a modifié les comportements des entreprises vis-à-vis des demandes de facteurs, nous estimons également les deux équations sur la période 1980-2007 et nous comparons les coefficients obtenus sur les deux périodes d'estimations. Enfin, pour la seule équation d'investissement, nous l'estimons en imposant ou non le coefficient de l'élasticité de substitution à partir de celui obtenu dans l'équation de demande de travail.

3. Résultats – équation d'emploi

L'équation d'emploi s'écrit :

$$\begin{aligned}&\operatorname{dlog} L_t = \alpha_1 \times \operatorname{dlog} L_{t-1} + \alpha_2 \times \operatorname{dlog} Q_t + \alpha_3 \times d\log HL_t + \alpha_4 \times d\log C_{L,t} \\ &\underbrace{-\lambda\left(\log\left(\frac{L_{t-1}}{Q_{t-1}}\right) - \beta_1 \log\left(\frac{C_{L,t-1}}{P_{t-1}}\right) - \beta_2 \log HL_{t-1} - \beta_3 \times t - \beta_4 \times t_{90} - \beta_5 \times t_{02} - c\right)}_{\text{relation de long terme}} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

À long terme, l'emploi dépend d'une tendance linéaire – qui comporte une rupture au premier trimestre 1990, ainsi qu'une rupture au deuxième trimestre 2002 –, de la durée du travail et du coût du travail. La dynamique de court terme intègre quant à elle

les variations passées et présentes de ces mêmes variables et de la valeur ajoutée marchande et les variations passées de l'emploi.

avec

L représentant l'emploi salarié du secteur marchand

Q représentant la valeur ajoutée du secteur marchand

HL représentant la durée du travail trimestrielle moyenne par salarié du secteur marchand

C_L représentant le salaire horaire super-brut dans le secteur marchand

P représentant l'indice de prix de la valeur ajoutée marchande

t représentant l'indice de temps

c représentant la constante

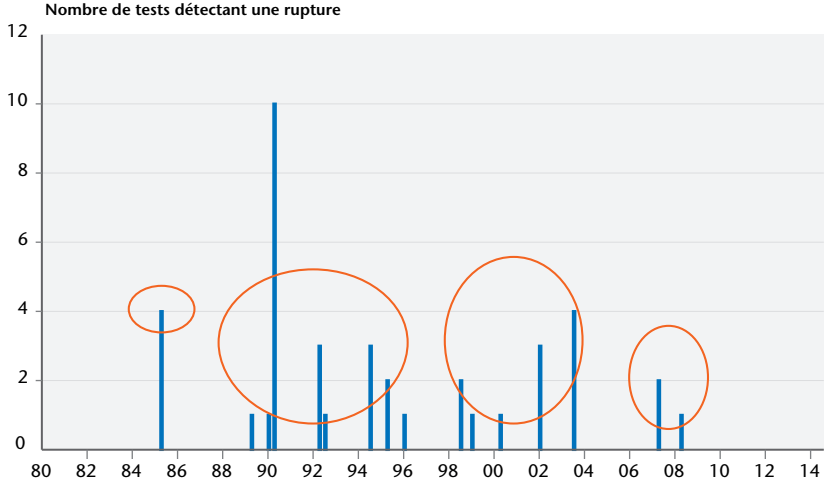
$-\beta_3 \times t$ mesure la tendance de productivité. Les ruptures de tendances de productivité sont généralement incluses dans les estimations d'équations d'emploi (Cochard *et al.*, 2010 ; Klein et Simon, 2010). Elles captent d'une part l'effet des politiques d'emploi sur la productivité apparente du travail (dispositifs d'allègement de charges sur les bas salaires qui enrichissent la croissance en emplois, politiques de réduction du temps de travail) et d'autre part la salarisation croissante de l'emploi.

Pour déterminer les dates de ruptures, nous avons d'abord procédé à des tests de rupture de Bai-Perron avec date et nombre de ruptures inconnues (Bai et Perron, 2003 ; Maury et Pluyaud, 2004) testent la présence de ruptures sur la tendance de productivité par habitant sur données trimestrielles et trouvent une rupture au début des années 1990 avec la même méthode. Le Bihan (2004) teste la présence de ruptures sur le PIB tendanciel français. Ces résultats indiquent des ruptures possibles autour de l'année 1990 et à la fin de la décennie 1990. Suivant Maury et Pluyaud (2004), nous avons testé la présence de ruptures dans la moyenne de la variation trimestrielle de la productivité par salarié[4]. Nous avons procédé à ces tests sur plusieurs périodes et en retenant différents critères de sélection. Les résultats sont présentés dans le tableau 1 et le graphique 2. Ce dernier montre que ces tests sont peu concluants

4. Dans notre équation qui intègre comme variable exogène la durée du travail, les tendances de productivité par habitant sont de fait corrigées des évolutions de la durée du travail, ce qui revient à estimer une tendance de productivité horaire ou une productivité par salarié à durée du travail constante.

quant à l'identification de dates précises de rupture, mais aussi quant au nombre de ruptures significatives, qui peuvent varier de 0 à 5 selon le critère de sélection retenu. Au final, ces résultats laissent une certaine latitude quant au choix du nombre de ruptures et de leurs dates. Pour l'estimation sur l'ensemble de la période 1980-2014 nous avons retenu une rupture au début des années 1990 et une rupture au début des années 2000. La première peut être rattachée à la mise en place des allègements de charges sur les bas salaires. La deuxième rupture intervient durant le passage aux 35 heures.

Graphique 2. Tests de ruptures avec dates inconnues, ruptures détectées, productivité par salarié



Source : Calculs des auteurs.

Une autre manière d'appréhender ces ruptures consiste à regarder les déformations structurelles au travers de la décomposition par secteur de la variation de la productivité marchande, en prenant comme date pivot celle de la rupture de tendance estimée. Celle-ci fait apparaître un effet de structure par branche. Le ralentissement de la productivité horaire dans les années 1990 provient du ralentissement de la productivité dans la construction et les services marchands, alors que celle-ci accélère dans l'industrie. Par contre, après 2002, le ralentissement est général, et progressif. Entre 2003 et 2007, la productivité baisse fortement dans la construction et l'industrie et se maintient dans les services. Ce ralentissement se poursuit entre 2008 et 2014 et touche cette fois

aussi les services marchands. Le ralentissement de la croissance de la productivité a donc commencé avant la crise de 2008, et s'est poursuivi après celle-ci.

Tableau 1. Tests de ruptures de tendance de productivité par salarié

Période	1980-2014	1985-2014	1980-2007	1985-2007
Test L+1 vs L				
Ruptures détectées	1	1	0	1
Dates	1992T2	1990T2		1990T2
Test Global - UDMax statistic				
Ruptures détectées	1	1	2	1
Dates	1992T2	1990T2	1992T2, 2002T1	1990T2
Test Global - WDMax statistic				
Ruptures détectées	5	1	5	1
Dates	1985T2, 1990T2, 1995T2, 2002T1, 2007T2	1990T2	1985T2, 1990T2, 1994T3, 1998T3, 2003T3	1990T2
Test Global - Highest significant				
Ruptures détectées	5	5	5	5
Dates	1985T2, 1990T2, 1995T2, 2002T1, 2007T2	1990T1, 1994T3, 1999T1, 2003T3, 2008T2	1985T2, 1990T2, 1994T3, 1998T3, 2003T3	1989T2, 1992T3, 1996T1, 2000T2, 2003T3

Source : Calculs des auteurs.

Tableau 2. Taux de croissance moyen de la productivité horaire observée (VA en volume/Heures travaillées des salariées)

En %

	1980-1989	1990-2002	2003-2014	2003-2007	2008-2014
Secteur marchand	3,7	2,4	1,0	1,5	0,5
Industrie	4,2	5,2	2,4	3,4	1,5
Construction	2,6	1,5	-1,6	-0,8	-2,2
Services marchands	1,9	1,0	0,8	1,1	0,5

Sources : Insee, comptes nationaux trimestriels 2010, calculs des auteurs.

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 3. Avant de détailler les comportements qui découlent des équations d'emploi estimées, notons que ces équations ont des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des résidus des équations, qui sont homoscédastiques au regard du test ARCH. La forme fonctionnelle des équations est validée par le test Reset. Enfin, les résidus suivent une loi normale, selon le test de Bera-Jarque.

Le signe des coefficients estimés correspond au résultat attendu. La force de rappel du MCE est négative et significative. À long terme, une augmentation du coût du travail entraîne une baisse de l'emploi. L'élasticité du coût du travail à l'emploi est estimée à -0,25 sur la période 1980-2007, à -0,30 pour l'estimation sur l'ensemble de la période. L'élasticité de la durée du travail à l'emploi est estimée à environ -0,6 quelle que soit la période d'estimation retenue. Cochard *et al.* (2010) l'estiment à -0,52 sur la période 1985-2008. Une augmentation de la durée du travail provoque bien une baisse de l'emploi et de la productivité horaire.

Concernant les tendances de productivité estimées, nous n'avons pas conservé la rupture de tendance en 2002 pour l'équation d'emploi sur la période 1980-2007, celle-ci n'apparaissant pas significative. La tendance exogène de productivité annuelle est estimée à 3,1 % et 3,3 % pour la période couvrant la décennie 1980 selon la période d'estimation. Elle est de 1,2 % à partir 1990 pour l'équation estimée jusqu'à la fin 2007 [E2]. En revanche, dans l'équation estimée jusqu'à la fin 2014 [E1], nous avons conservé la seconde rupture de tendance en 2002 : ainsi la tendance de productivité estimée est de 1,3 % sur la période 1990-2002 t1 et de 0,9 % sur la dernière période qui est celle démarrant en 2002 t2.

Cette estimation est comparable aux estimations existantes. Par comparaison, Cochard *et al.* (2010) estiment la tendance de productivité à 1,8 % avant 1998 et 1,1% à partir de cette date. Klein et Simon (2010) estiment la tendance de productivité pour le modèle Mésange en discernant secteur manufacturier et secteur non-manufacturier. Au total, selon Klein et Simon (2010), la productivité marchande non-agricole croît en moyenne de 2,9 % sur la période 1978-1991 et de 0,6 % par an en moyenne sur la période 1992-2006.

Compte tenu de l'accroissement tendanciel de la population active, estimé à 0,5 % au cours des cinq dernières années (0,6 % en moyenne entre 2002 et 2014), cela implique actuellement un taux de croissance potentielle de l'ordre de 1,4 % pour l'économie française, compatible avec les estimations de Cabannes *et al.* (2013) qui trouvent un intervalle de 0,7-1,3 pour la croissance potentielle en 2014, et proche de l'estimation de 1 % de Heyer et Timbeau (2015). Ce résultat doit cependant être interprété avec précaution. La mesure de la croissance potentielle suivant une approche par esti-

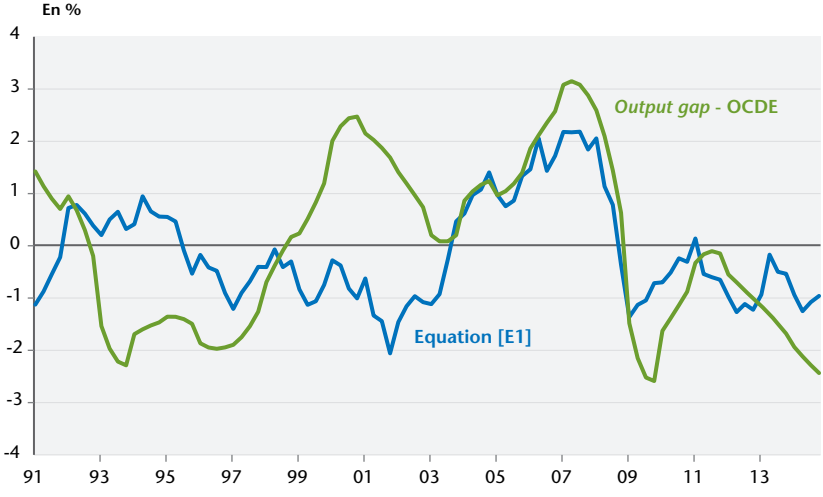
mation de demandes de facteurs repose sur l'hypothèse d'une modélisation de l'ensemble de l'économie par une seule fonction de production. Cette approche ne distingue pas des secteurs dont les caractéristiques sont très différentes : par exemple un secteur manufacturier exposé à la concurrence internationale dans lequel les prix sont rigides et le rythme de la productivité élevé dépend de la technologie et de la vitesse des délocalisations/relocalisations ; un secteur des services, localisé à la fois par la demande mais qui est aussi exposé à la concurrence internationale dans lequel le progrès technique, bien que moindre que dans le secteur manufacturier, joue un rôle important ; enfin, un secteur de services abrités, à croissance très faible ou nulle de la productivité, qui dépend uniquement de la demande locale, et qui peut expliquer une partie du ralentissement macroéconomique des gains de productivité.

Les estimations nous renseignent également sur les propriétés dynamiques des évolutions d'emplois. Les équations estimées font intervenir le résidu de la relation de long terme, c'est-à-dire l'écart de la productivité du travail à sa tendance de long terme, appelé cycle de productivité (graphique 3). Ce dernier est le résultat du délai d'ajustement de l'emploi à l'activité. Il est le reflet du comportement des entreprises. Une première interprétation explique ce délai par une erreur d'anticipation des entreprises, qui anticipent mal l'ampleur du ralentissement ou de la reprise de l'activité et préfèrent souvent attendre la confirmation du retournement avant de procéder à des réductions ou des embauches d'effectifs. Une autre interprétation souligne le comportement rationnel des entreprises, qui anticipent qu'en cas de retournement de la conjoncture, il sera plus facile et moins coûteux de relancer la production avec les salariés conservés en sureffectif plutôt que de devoir supporter des délais et des coûts d'embauche. Enfin certains emplois « supports » (comptabilité, ressources humaines, …) s'ajustent moins rapidement que ceux considérés comme plus « opérationnels ». Ainsi la productivité apparente de ces emplois « supports » dépend moins dans l'immédiat de la production et varie plus au cours du cycle.

L'évolution du cycle de productivité s'explique en grande partie par les caractéristiques structurelles du marché du travail, c'est-à-dire leur vitesse d'ajustement et le taux de croissance de la productivité. En cas de faible vitesse d'ajustement du marché du travail, l'ajustement de l'emploi se fait avec retard, ce qui creuse le cycle de

productivité. Le marché du travail français est généralement considéré comme étant très réactif (Cochard *et al.*, 2010), le délai moyen d'ajustement (DMA) étant estimé proche de 1 trimestre avant la crise. L'estimation sur l'ensemble de la période 1980-2014 conduit à un DMA plus proche de 2 trimestres. Ce résultat traduit le fait que les entreprises ont pratiqué la rétention de main-d'œuvre pendant la crise, ce qui a pu conduire à une baisse de la vitesse d'ajustement estimée de l'emploi à l'activité.

Graphique 3. Cycle de productivité et *output gap*



Sources : Insee, comptes nationaux trimestriels 2010, OCDE, calculs des auteurs.

Le graphique 4 présente les simulations dynamiques des équations [E1] et [E2] depuis 1980. Les simulations dynamiques sont satisfaisantes et comparables jusqu'en 2008. Au moment de la crise, l'équation [E2] prévoit un ajustement bien plus fort de l'emploi que l'équation [E1], qui s'explique notamment par un DMA plus faible et une tendance de productivité estimée plus élevée.

Enfin, nous avons procédé à des estimations récursives de l'équation [E1], présentées dans le graphique 5. Celles-ci montrent la sensibilité des paramètres estimés à la période d'estimation retenue. Globalement, les tendances de productivité estimées avant 2002 sont stables, ainsi que la force de rappel du MCE, l'élasticité-coût du travail et l'élasticité de la durée du travail à l'emploi. Par contre, la tendance de productivité estimée après 2002 diminue progressivement lorsque la période d'estimation est allongée, puis

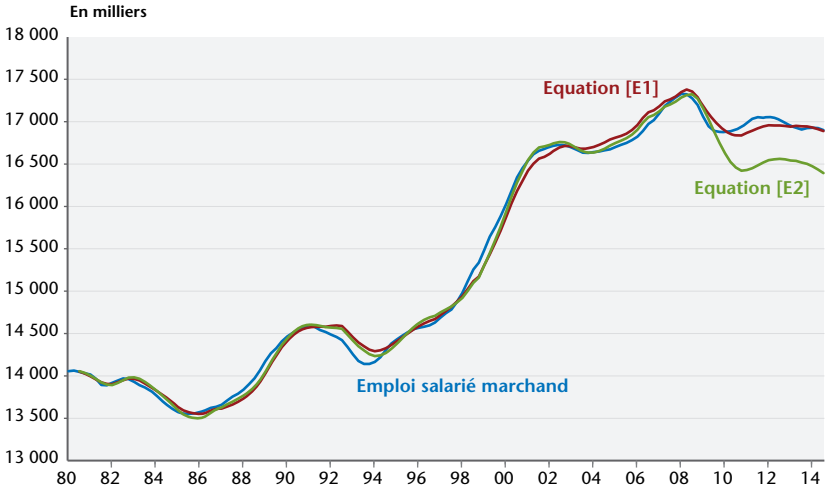
se stabilise autour de 0,9 % en 2010. Elle n'indique donc pas de rupture brutale au moment de la crise, sa valeur diminuant de façon quasi-tendancielle sur la période 2005-2010.

Tableau 3. Équations d'emploi salarié marchand

	Équation [E1]	Équation [E2]
Période d'estimation	**1980t1-2014t4**	**1980t1-2007t4**
Force de rappel λ	-0,047 *(-3,90)**	-0,079 *(-4,18)***
Élasticités de long terme		
Coût du travail β_1	-0,30 *(-2,00)*	-0,25 *(-2,56)*
Durée du travail β_2	-0,59 *(-2,43)*	-0,60 *(-3,75)*
1re rupture de trend	1990t1	1990t1
2e rupture de trend	2002t2	—
trend avant la 1re rupture (en %)	3,3	3,1
trend après la 1re rupture (en %)	1,3	1,2
trend après 2e rupture (en %)	0,9	—
Dynamique de court terme		
dlog(L_{t-1}) α_1	0,75 *(21,04)*	0,77 *(19,74)*
dlog(Q_t) α_2	0,18 *(8,18)*	0,16 *(5,87)*
dlog(H_t) α_3	-0,21 *(-4,60)*	-0,21 *(-4,61)*
dlog(coutL$_t$) α_4	-0,06 *(-2,83)*	-0,06 *(-2,53)*
Variables indicatrices	92T4, 97T1, 98T4, 99T1, 06T4, 07T3, 08T3	92T4, 97T1, 98T4, 99T1, 06T4, 07T3,
Diagnostics tests		
R² ajusté	0,91	0,91
SER	0,0011	0,0011
SSR	0,0001	0,0001
LM(1)	0,60 [p > 0,44]	0,35 [p > 0,55]
LM(4)	4,74 [p > 0,32]	2,73 [p > 0,60]
ARCH(4)	3,86 [p > 0,42]	5,18 [p > 0,27]
RESET(4)	5,50 [p > 0,24]	2,52 [p > 0,64]
Bera-Jarque	0,25 [p > 0,88]	0,10 [p > 0,95]

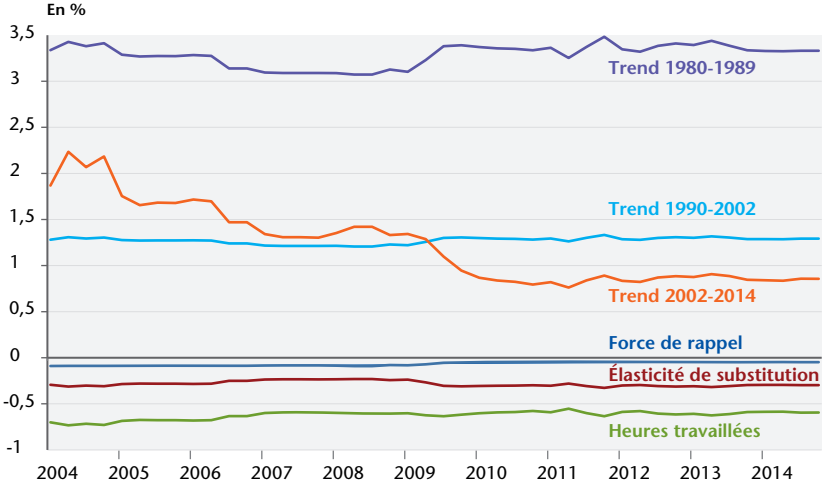
*, **, *** : significatif au seuil de 10 % (resp. 5 %, 1 %). Les seuils de test pour la significativité de la force de rappel des modèles à correction d'erreur sont issus de Ericsson et MacKinnon (2002).
Note : Entre parenthèses les *t* de *Student* des coefficients estimés. Entre crochets, la p-value des tests sur les résidus du MCE.
Source : Calculs des auteurs.

Graphique 4. Emploi observé et simulations dynamiques



Sources : Insee, comptes nationaux trimestriels 2010, calculs des auteurs.

Graphique 5. Emploi – Estimations récursives – équation [E1]



Source : Calculs des auteurs.

4. Résultats – équations d'investissement

Nous estimons les équations d'investissement sous forme d'un modèle à correction d'erreurs avec une fréquence trimestrielle. L'équation d'investissement s'écrit :

$$\text{dlog } I_t = \nabla \underbrace{\left(\log\left(\frac{I_{t-1}}{Q_{t-1}}\right) - \varphi_1 \log\left(\frac{C_{K,t-1}}{P_{t-1}}\right) - \varphi_2 \log Tx_marge_{t-1} - c\right)}_{relation\ de\ long\ terme} + \omega_1 \times \text{dlog } Q_{t-1} + \omega_2$$
$$\times\, d(\text{dlog } Q_t) + \omega_3 \times d(\text{dlog } TUC_t) + \omega_4 \times d \log \frac{Q_indcons_{t-2}}{Q_{t-2}} + \omega_5 \times d \log I_{t-2} + + \varepsilon_t$$

avec

I	représentant l'investissement des entreprises non-financières
Q	représentant la valeur ajoutée du secteur marchand
C_k	représentant le coût du capital
P	représentant l'indice de prix de la valeur ajoutée intérieure marchande
Tx_marge	représentant le taux de marge des entreprises non-financières
TUC	représentant le taux d'utilisation des capacités dans l'industrie
Q_indcons	représentant la part de l'industrie et de la construction dans la valeur ajoutée marchande

Les résultats des estimations sont présentés dans les tableaux 4a et 4b. Les équations ont des propriétés statistiques globalement satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des résidus des équations, qui sont homoscédastiques au regard du test ARCH. La forme fonctionnelle des équations [I2] et [I2c] est validée par le test Reset. Enfin, les résidus suivent une loi normale, selon le test de Bera-Jarque.

Le MCE suppose une relation de cointégration entre le taux d'investissement, le coût réel du capital et le taux de marge. Pour toutes les estimations, les statistiques de *student* associées à la force de rappel valident l'hypothèse d'une relation de cointégration entre les variables de long terme (tableau 3a). Par ailleurs, les variables ont toutes des coefficients significativement différents de zéro et de signes attendus :

— dans le cas des estimations non contraintes (équations [I1] et [I2]), l'élasticité de l'investissement au coût réel du capital à l'investissement, qui correspond à l'élasticité de substitution capital-

travail, est négative et vaut -0,36 pour l'estimation sur l'ensemble de la période 1980-2014. La valeur obtenue sur la période d'estimation 1980-2007 est un peu plus faible, -0,29, mais reste légèrement supérieure à celle obtenue pour l'équation d'emploi sur la même période d'estimation (-0,25). Les résultats de l'estimation contrainte [I2c] sont globalement très proches de ceux de l'estimation non contrainte [I2].

— l'élasticité de l'investissement au taux de marge est comprise entre 0,53 et 0,59. Elle est proche de celle obtenue par Ducoudré *et al.* (2015) sur la période d'estimation 1985-2014, qui estiment cette élasticité à 0,52.

Tableau 4a. Équations d'investissement des entreprises non financières

	Équation [I1]	Équation [I2]	Équation [I1c]	Équation[I2c]
Résultats				
Période d'estimation	**1980t1-2014t4**	**1980t1-2007t4**	**1980t1-2014t4**	**1980t1-2007t4**
Force de rappel ∇	-0,075 *(-3,93)***	-0,107 *(-4,68)****	-0,075 *(-4,84)****	-0,116 *(-6,11)****
Élasticités de long terme				
Coût réel du capital φ_1	-0,36 *(-4,79)*	-0,29 *(-4,43)*	-0,30 *n.c.*	-0,25 *n.c.*
Taux de marge† φ_2	0,55 *(5,31)*	0,54 *(7,16)*	0,59 *(5,69)*	0,53 *(7,82)*
Élasticités de court terme				
Δ VA marchande (-1) ω_1	0,47 (2,80)	0,41 (2,16)	0,42 (2,62)	0,42 (2,21)
ΔΔ VA marchande ω_2	0,42 *(3,00)*	0,41 *(2,44)*	0,42 *(3,21)*	0,41 *(2,43)*
Δ TUC ω_3	0,19 *(3,75)*	0,12 *(1,51)*	0,20 *(4,00)*	0,12 *(1,50)*
Δ Part de l'industrie et de la construction dans la VA (-2) ω_4	0,48 *(3,05)*	0,53 *(2,80)*	0,45 *(2,92)*	0,54 *(2,85)*
Δ Investissement (-2) ω_5	0,20 *(4,18)*	0,19 *(2,99)*	0,23 *(4,91)*	0,19 *(3,05)*
Variables indicatrices	*81T4, 84T4 85T2, 91T2 94T4-05T4 06T1, 07T3T4*	*81T4, 84T4 85T2, 91T2 94T4-05T4 06T1, 07T3T4*	*81T4, 84T4 85T2, 92T3 94T4-05T4 03T2, 06T1 07T3T4*	*81T4, 84T4 85T2, 91T2 94T4-05T4 06T1, 07T3T4*

*, **, *** : significatif au seuil de 10 % (resp. 5 %, 1 %). Les seuils de test pour la significativité de la force de rappel des modèles à correction d'erreur sont issus de Ericsson et MacKinnon (2002).
† : avec deux retards.
Note : Entre parenthèses les *t* de *Student* des coefficients estimés.
Source : Calculs des auteurs.

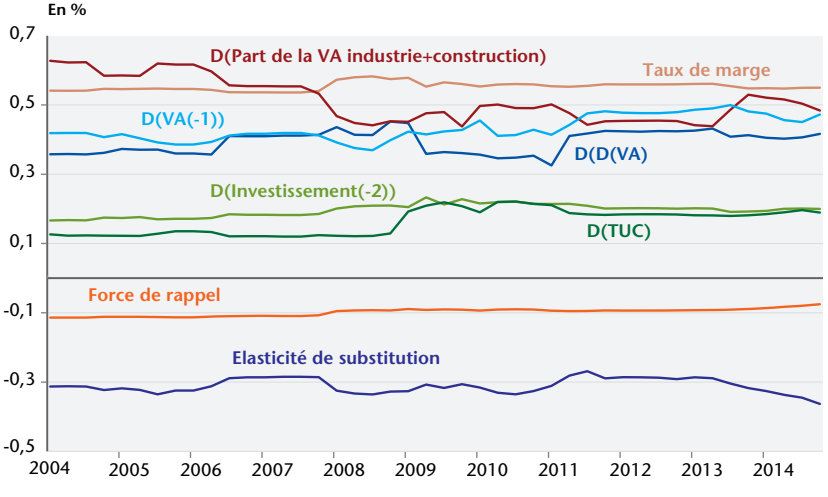
Tableau 4b. Équations d'investissement des entreprises non financières

	Équation [I1]	Équation [I2]	Équation [I1c]	Équation [I2c]
	Diagnostics tests			
Période d'estimation	**1980t1-2014t4**	**1980t1-2007t4**	**1980t1-2014t4**	**1980t1-2007t4**
R² ajusté	0,62	0,61	0,63	0,61
SER	0,007	0,006	0,007	0,006
SSR	0,005	0,004	0,005	0,004
LM(1)	1,29 *[p > 0,13]*	0,31 *[p > 0,57]*	0,45 *[p > 0,50]*	0,41 *[p > 0,52]*
LM(4)	5,37 [p > 0,25]	1,89 [p > 0,76]	2,95 [p > 0,57]	1,96 [p > 0,74]
ARCH(4)	1,04 *[p > 0,90]*	1,10 *[p > 0,89]*	0,61 *[p > 0,96]*	1,44 *[p > 0,84]*
RESET(4)	13,36 *[p > 0,01]*	4,80 *[p > 0,31]*	15,07 *[p > 0,01]*	3,52 *[p > 0,47]*
Bera-Jarque	0,71 *[p > 0,70]*	0,28 *[p > 0,87]*	1,11 *[p > 0,57]*	0,31 *[p > 0,86]*

Note : Entre crochets, la p-value des tests sur les résidus du MCE.
Source : Calculs des auteurs.

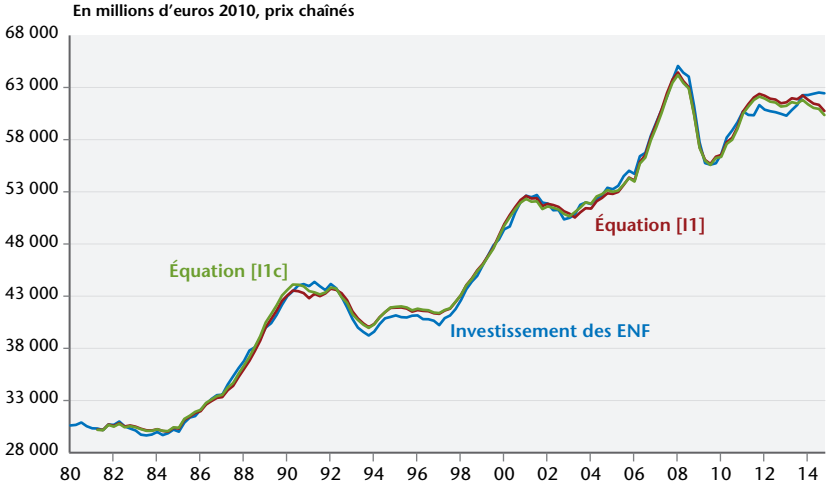
L'estimation récursive des paramètres de l'équation [I1] confirme la stabilité des paramètres estimés pour la forme non contrainte de l'équation d'investissement. Les simulations dynamiques sont satisfaisantes et ne présentent pas de rupture majeure (graphiques 6 et 7), excepté sur la période 2013-2014. Sur ce point,

Graphique 6. Investissement – Estimations récursives – équation [I1]



Source : Calculs des auteurs.

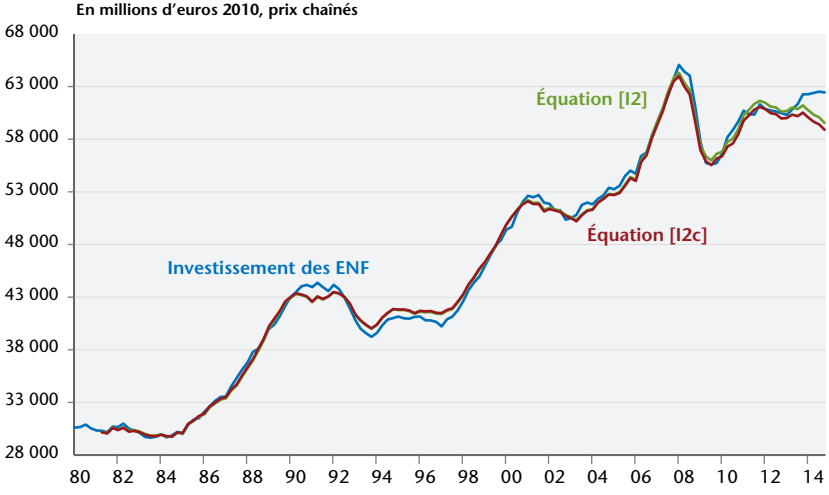
Graphique 7. Investissement – simulations dynamiques – estimations 1980-2014



Source : Calculs des auteurs.

les données des comptes nationaux sont encore provisoires (semi-définitives pour l'année 2013), et les révisions à venir peuvent modifier le profil des simulations sur cette période.

Graphique 8. Investissement – simulations dynamiques – estimations 1980-2007



Source : Calculs des auteurs.

5. Propriétés variantielles des équations

Afin d'évaluer l'impact des déterminants des demandes de facteurs issues de nos équations, nous avons testé plusieurs types de variantes à partir des équations [E1] et [I1c] :

— une baisse de 1 % du coût réel du travail et de 1 % du coût réel du capital ;

— une hausse de 1 % de la valeur ajoutée marchande ;

— une hausse d'1 point de valeur ajoutée des taux de marge des entreprises non-financières ;

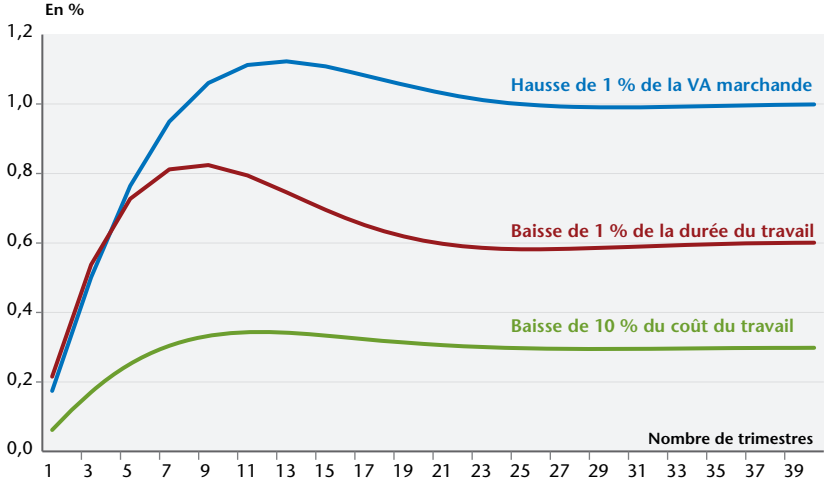
— une baisse de 1 % de la durée moyenne de travail.

Si ces variantes permettent de connaître la sensibilité de l'emploi et de l'investissement aux variables exogènes issues des équations des demandes de facteurs, celles-ci sont cependant différentes des variantes réalisées à partir d'un modèle macroéconométrique, de type *e-mod.fr*, dans lequel les chocs agissent directement, par le biais de l'équation, sur la variable endogène mais aussi par l'intermédiaire des autres variables qui peuvent être sensibles à la variation de la variable exogène à l'origine du choc (dès lors qu'elles sont endogènes dans le modèle macroéconomique). Par exemple, dans un modèle macroéconomique, la baisse du coût du travail en réduisant la masse salariale aura un effet positif sur le taux de marge, ce qui sera favorable à l'investissement, mais entraînera également une baisse des prix de valeur ajoutée qui augmentera le coût réel du capital et accentuera la substitution de capital au profit de l'emploi, réduisant ainsi l'investissement. Les effets induits par les chocs qui peuvent avoir un impact sur l'emploi et l'investissement par un autre canal que celui lié aux déterminants des équations de demande de facteur ne sont donc pas pris en compte ici.

Selon notre équation [E1], une hausse de 1 % de la valeur ajoutée marchande conduit à terme à une augmentation de 1 % de l'emploi salarié marchand (graphique 9). En raison du cycle de productivité, l'emploi s'ajuste avec retard sur la valeur ajoutée : 50 % de l'ajustement est réalisé au bout de trois trimestres et 100 % au bout de huit trimestres. La baisse de 1 % du coût réel du travail conduit à terme à une augmentation de 0,3 % de l'emploi salarié marchand. L'effet est progressif et il est maximal au bout de dix trimestres. Enfin, une baisse de la durée du travail de 1 % permet

d'accroître l'emploi de 0,6 % à terme. L'impact est maximal entre le 7e et le 11e trimestre (environ +0,8 %).

Graphique 9. Impact sur l'emploi salarié marchand



Source : Calculs des auteurs.

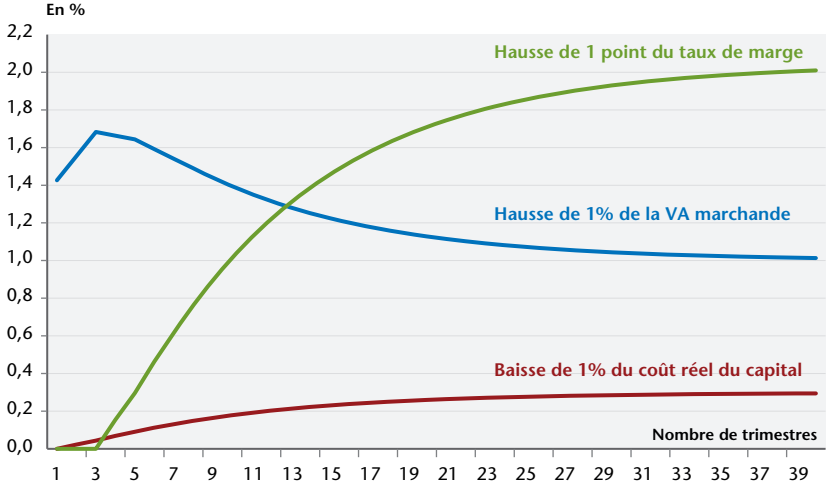
Les propriétés variantielles de l'équation [E2] sont très proches de celles de l'équation [E1]. Néanmoins, le délai d'ajustement de l'emploi à la valeur ajoutée est légèrement plus court : 80 % de l'ajustement est réalisé au bout de cinq trimestres (contre 76 % dans l'[E1]). La baisse de 1 % du coût réel du travail conduit à terme à une augmentation de 0,25 % de l'emploi salarié marchand et une baisse de la durée du travail de 1 % permet d'accroître l'emploi de 0,6 % à terme.

À long terme, l'investissement croît comme la valeur ajoutée (graphique 10). Mais à court terme, l'investissement croît plus vite que la valeur ajoutée en raison de l'effet d'accélérateur. Selon notre équation [I1c], une hausse de 1 % de la valeur ajoutée marchande conduit dès le premier trimestre à une augmentation de l'investissement des entreprises non financières de 1,4 %. L'effet est maximal au bout de trois trimestres (+1,7 %). L'élasticité de l'investissement à la valeur ajoutée redevient proche de l'unité au bout de 30 trimestres.

Avec une élasticité de substitution dans l'équation d'investissement [I1c] contrainte à celle obtenue dans l'équation de demande

de travail, la baisse de 1 % du coût réel du capital conduit à terme à une augmentation de 0,3 % de l'investissement des entreprises non-financières. Cet effet est progressif, la moitié de l'impact final est obtenu au bout de 8 trimestres et 80 % au bout de 16 trimestres.

Graphique 10. Impact sur l'investissement des entreprises non financières



Source : Calculs des auteurs.

Enfin, une hausse d'un point de valeur ajoutée du taux de marge des entreprises non financières conduit à terme à une augmentation de l'investissement de 2 %. L'effet est encore plus diffus que celui d'une baisse de coût du capital. Il faut en effet attendre 10 trimestres pour observer environ la moitié de l'impact final et 19 trimestres pour en observer 80 %.

Les propriétés variantielles des autres équations d'investissement sont proches de celles de l'équation [I1c] : dans toutes les équations, l'investissement croît comme la valeur ajoutée à long terme avec un effet identique le premier trimestre (+1,4 %) et un effet maximal au bout de trois trimestres. En revanche, l'effet accélérateur est légèrement moins fort dans les équations [I2] et [I2c] : en effet, dans ces deux équations, l'effet maximal sur l'investissement est de 1,6 % (contre 1,7 % dans les équations [I1] et [I1c]) et l'élasticité de l'investissement à la valeur ajoutée redevient proche de l'unité au bout de 20 trimestres (contre 30 trimestres dans les équations [I1] et [I1c]).

Dans les deux équations non contraintes [I1] et [I2], une diminution de 1 % du coût réel du capital conduit à terme à une augmentation de l'investissement respectivement de 0,36 % et de 0,29 %, soit légèrement plus que l'élasticité imposée dans les équations [I1c] et [I2c] (respectivement 0,3 % et 0,25 %).

Enfin, une hausse d'un point de valeur ajoutée du taux de marge des entreprises non financières conduit à terme à une augmentation de l'investissement de 1,9 % dans l'équation [I1], 1,8 % dans l'équation [I2] et 1,7 % dans l'équation [I2c]. En revanche, l'effet de diffusion est plus rapide dans les équations [I2] et [I2c] (plus de 50 % de l'effet est obtenu au bout de 9 trimestres et 80 % au bout de 16 trimestres) que celui observé dans les équations [I1] et [I1c].

6. Analyse de la crise

Afin d'évaluer l'impact de la crise depuis 2011 sur les facteurs de production, nous avons, à partir des équations estimées, simulé l'évolution de l'emploi, de l'investissement et du stock de capital productif sur la période 2011-2014 selon deux hypothèses.

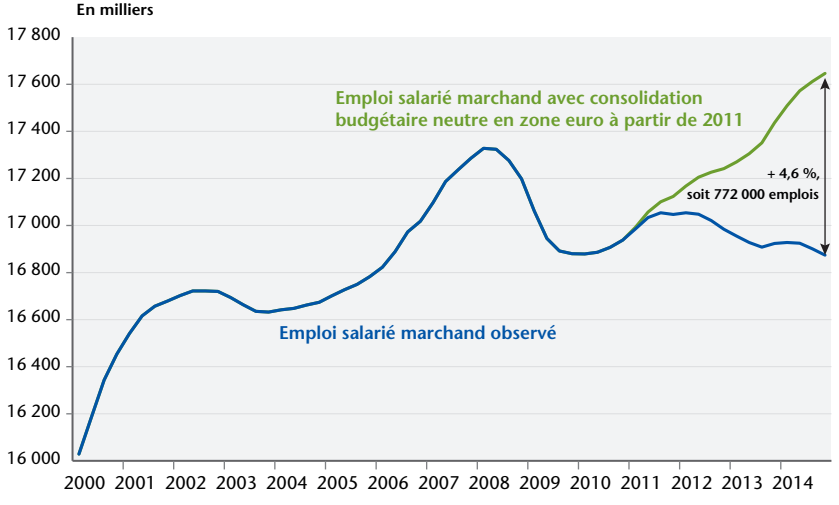
D'une part, quelle aurait été la trajectoire des demandes de facteurs si les politiques de consolidation budgétaire menées dans la zone euro avaient été neutres sur la période 2011-2014 ? Afin de réaliser ce travail, nous avons reconstruit une trajectoire de valeur ajoutée marchande sur la période 2011-14 sur la base du calcul des impulsions et multiplicateurs budgétaires passés, nous permettant ainsi de calculer l'impact efficace de la consolidation budgétaire sur le PIB. Selon nos calculs[5], la consolidation budgétaire dans la zone euro aurait amputé l'activité en France de 5,2 points de PIB sur la période 2011-2014, dont 1,7 point provenant des politiques de restriction budgétaire menées par nos partenaires commerciaux, dont les effets transitent par le canal du commerce extérieur en amputant la demande adressée à la France. Ces calculs sont réalisés toutes choses égales par ailleurs. Implicitement, on considère que des politiques budgétaires alternatives à celles pratiquées dans la zone euro sur la période 2011-2014 n'auraient pas eu d'effet sur les conditions de financement des économies.

5. Pour plus de détails, voir Plane *et al.*, 2015.

D'autre part, nous avons simulé la trajectoire de l'investissement et du stock de capital productif en supposant le taux de marge des entreprises constant sur la période 2011-2014.

Selon les équations de demande de facteurs, les politiques de consolidation budgétaire menées dans la zone euro sur la période 2011-14 auraient contribué à réduire de 4,2 % l'emploi salarié marchand en France, ce qui correspond à la perte nette de 772 000 emplois et aurait réduit le niveau de l'investissement des entreprises non-financières de 7,5 % (graphique 11). Enfin, la baisse des taux de marge de 2 points de valeur ajoutée entre début 2011 et la fin de l'année 2014 aurait, selon nos calculs, amputé l'investissement des entreprises de 2,3 % (graphique 12). Au final, la baisse des taux des marge et la politique de consolidation budgétaire menée dans la zone euro à partir de 2011 ont conduit à réduire l'investissement des entreprises de près de 10 % à la fin 2014.

Graphique 11. Trajectoires de l'emploi salarié marchand

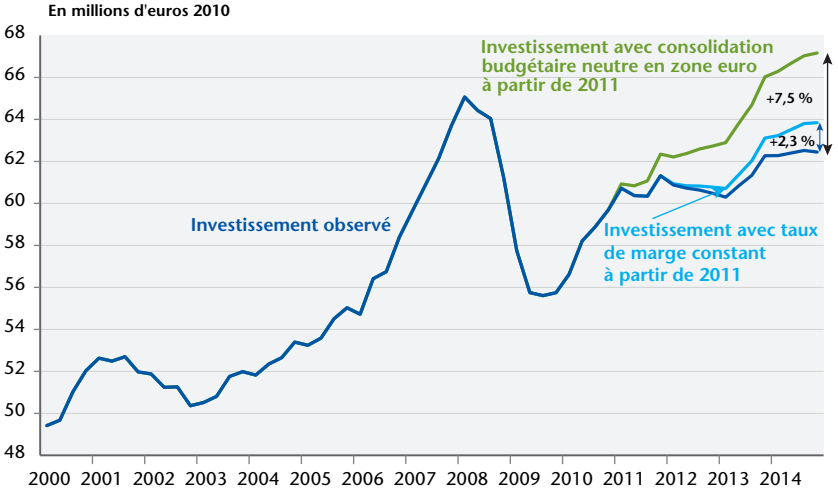


Source : Calculs des auteurs.

Les choix de politique économique dans la zone euro à partir de 2011, en mettant l'accent sur la consolidation budgétaire dans une période de multiplicateurs budgétaires élevés, ont entraîné une réduction des capacités de production de l'économie française : selon nos équations de demande de facteurs, cela a conduit à abaisser de 1,7 % le stock de capital productif des entreprises et à

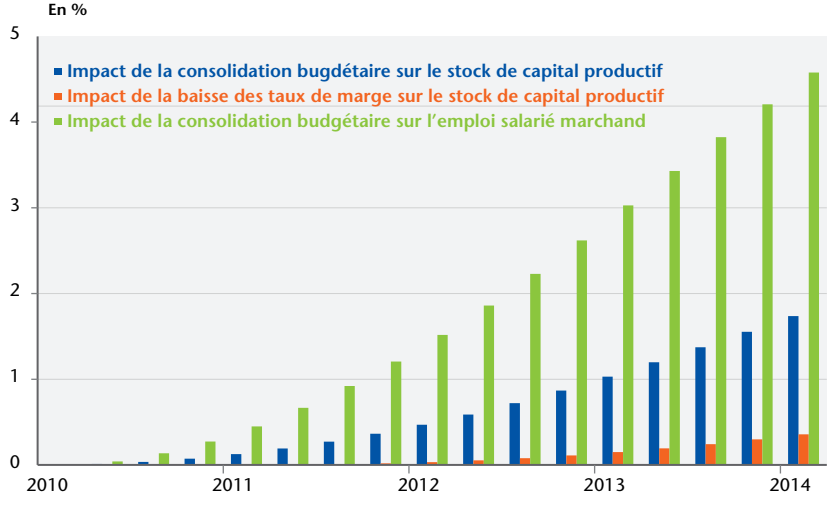
amputer de 4,2 % les emplois salariés marchands (graphique 13). En ajoutant la baisse des taux de marge depuis 2011, la diminution du stock de capital productif atteint 2,1 %.

Graphique 12. Trajectoire de l'investissement des entreprises non financières



Source : Calculs des auteurs.

Graphique 13. Impact sur l'emploi et le stock de capital productif



Source : Calculs des auteurs.

L'évaluation des effets sur l'emploi et l'investissement liés à la consolidation budgétaire et à la baisse du taux de marge ont été réalisés à partir des équations [E1] et [I1c]. Afin d'avoir une fourchette d'évaluation de ces effets, nous avons simulé, à partir des autres équations, les mêmes scénarios d'évolution de consolidation budgétaire et de taux de marge (tableau 5). Cet exercice permet de voir s'il y a une forte divergence dans les résultats malgré les périodes d'estimations différentes et les contraintes imposées dans certaines équations.

Tableau 5. Impact sur l'emploi et le stock de capital productif…

En %

	… de la consolidation budgétaire en ZE depuis 2011		… de la baisse des taux de marge depuis 2011
	Impact sur l'emploi	Impact sur le capital productif (et l'investissement)	Impact sur le capital productif (et l'investissement)
Équation [E1] - Équation [I1C]	4,6 *(772 000)*	1,7 *(7,5)*	0,4 *(2,3)*
Équation [E2] - Équation [I2c]	5,1 *(822 000)*	1,6 *(6,8)*	0,4 *(2,5)*
Équation [I1]		1,7 *(7,6)*	0,3 *(2,1)*
Équation [I2]		1,6 *(6,9)*	0,4 *(2,5)*

Source : Calculs des auteurs.

Très clairement, l'évaluation sur l'emploi tirée de l'équation [E2] permet d'avoir un diagnostic très comparable de celle issue de l'équation [E1]. En effet, selon l'équation [E2], dont la période d'estimation s'arrête fin 2007, les politiques de consolidation budgétaire depuis début 2011 auraient conduit à détruire 822 000 emplois salariés, soit une baisse de 5,1% (contre 772 000 emplois salariés et 4,6 % avec l'équation [E1]).

En ce qui concerne les équations d'investissement, la politique de consolidation budgétaire dans la zone euro depuis 2011 aurait conduit à réduire le niveau d'investissement des entreprises entre 7,5 % [I1] et 7,6 % [I1c] à la fin 2014, ce qui conduit à une destruction de capital productif de 1,7 % dans les deux cas. Selon les équations [I2] et [I2c] dont la période d'estimation s'arrête fin 2007, la contraction de l'investissement due aux politiques de consolidation budgétaire serait respectivement de 6,9 % et 6,8 %,

soit une perte de capital productif de 1,6 %. Enfin, la baisse des taux de marge depuis 2011 aurait conduit à une baisse de l'investissement des entreprises comprise entre 2,1 % [I1] et 2,5 % [I2] et [I2c], conduisant à une destruction de capital productif de 0,4 % dans trois des quatre équations (0,3 % pour [I1]).

7. Conclusion

Si la crise commencée en 2008 a eu des conséquences profondes sur l'évolution des facteurs de production, les résultats des équations économétriques n'indiquent pas de rupture majeure dans les déterminants fondamentaux de l'investissement et de l'emploi. En effet, les estimations récursives de l'équation d'emploi indiquent que le *trend* des gains de productivité du travail a commencé à ralentir dès 2005 et s'est prolongé jusqu'en 2010, avant de se stabiliser. Quant aux élasticités du coût réel du travail à l'emploi (-0,25 et -0,30) et celle de la durée du travail à l'emploi (-0,59 et -0,60), elles sont très proches quelle que soit la période d'estimation retenue. De même, concernant les équations de demande d'investissement, les élasticités du coût réel du capital à l'investissement varient peu selon les périodes d'estimation retenues (-0,29 et -0,36) et sont très proches des valeurs imposées obtenues à partir des équations d'emploi (-0,25 et -0,30). Enfin, les élasticités du taux de marge à l'investissement et les effets d'accélérateur ont des ordres de grandeur similaires dans les 4 équations.

Une des conclusions importantes de cette étude est qu'elle montre que les comportements des entreprises, en termes d'investissement et d'emploi, n'ont pas connu de modifications majeures depuis le début de la crise en comparaison avec les évolutions observées ces trente dernières années, notamment depuis 2002. Les évolutions des facteurs de production depuis le début de la crise, à partir de 2008, ne sont que la conséquence de l'évolution des déterminants traditionnels de l'investissement et de l'emploi, en particulier la valeur ajoutée. D'ailleurs, l'impact des politiques de consolidation budgétaire menées dans la zone euro sur le PIB seraient, selon nos estimations, responsables de la destruction de 772 000 à 822 000 emplois salariés dans le secteur marchand et d'une chute de l'investissement des entreprises non-financières comprise entre 6,8 % et 7,6 %, ce qui correspond à une contraction

de 1,6 % à 1,7 % du capital productif. Ajoutée à cela la baisse du taux de marge au cours des quatre dernières années, c'est pratiquement une diminution de 9,3 % à 9,8 % de l'investissement sur la période 2011-2014, soit une baisse de 2,0 % à 2,1 % du capital productif. En revanche, ce raisonnement « toutes choses égales par ailleurs » suppose que la France, et plus globalement l'ensemble de la zone euro, ait pu maintenir des conditions financières identiques à celles observées depuis 2011 quels que soit les choix de politique budgétaire.

Enfin, cette étude montre que les estimations des équations réalisées sur une période n'intégrant pas les effets de la crise, en s'arrêtant fin 2007, permettaient d'avoir un diagnostic semblable à celui que l'on a actuellement en intégrant des estimations incluant la période de la crise. Autrement dit, les effets des politiques budgétaires menées dans la zone euro depuis 2011 sur l'activité en France et par conséquent sur l'emploi et le capital productif étaient prévisibles et ne sont pas liés à des comportements nouveaux de la part des entreprises.

Références

Allard-Prigent C., M. Plane, B. Ducoudré, P. Madec, H. Péléraux, R. Sampognaro *et al.*, 2002. « Présentation du modèle MESANGE », *Document de travail,* Direction de la Prévision, MINEFI.

Artus P. et P. A. Muet, 1986, *Investissement et emploi*.

Bai J. et P. Perron, 2003, « Computation and analysis of multiple structural change models », *Journal of applied econometrics*, 18(1) : 1-22.

Le Bihan H., 2004, « Tests de rupture: une application au PIB tendanciel français », *Economie et prévision*, 163(2), 133-154.

Blot C., M. Cochard, J. Creel, B. Ducoudré, D. Schweisguth et X. Timbeau, 2014, « Fiscal consolidation in times of crisis: Is the sooner really the better? », C. Mathieu et H. Sterdyniak, eds. *Revue de l'OFCE - Debates and politicies: Toward a better governance in the EU*, 132.

Cabannes, P.-Y., A. Montaut et P. A. Pionnier, 2013, « Évaluer la productivité globale des facteurs: l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail », *Document de travail, Insee*, G2013/07.

Chauvin V., G. Dupont, É. Heyer, M. Plane et X. Timbeau, 2002, « Le modèle France de l'OFCE. La nouvelle version: e-mod.fr », *Revue de l'OFCE*, 81.

Cochard M., G. Cornilleau et E. Heyer, 2010, « Les marchés du travail dans la crise », *Économie et statistique*, 438(1) : 181-204.

Creel J., É. Heyer et M. Plane, 2011, « Petit précis de politique budgétaire par tous les temps. Les multiplicateurs budgétaires au cours du cycle », *Revue de l'OFCE*, 116.

Ducoudré B., M. Plane et S. Villemot, 2015, « Équations d'investissement ? : une comparaison internationale dans la crise », *Revue de l'OFCE*, 138, 205-221.

Ericsson N.R. et J.G. MacKinnon, 2002, « Distributions of error correction tests for cointegration », *Econometrics Journal*, 5(2), 285-318. Available at: http://dx.doi.org/10.1111/1368-423X.00085

Heyer E. et M. Plane, 2012, « Impact des allégements de cotisations patronales des bas salaires sur l'emploi », *Revue de l'OFCE*, 126(7) : 123-140.

Heyer É. et R. Sampognaro, 2015, « L'impact des chocs économiques sur la croissance dans les pays développés depuis 2011 », *Revue de l'OFCE*, 138, 143-167.

Heyer É. et X. Timbeau, 2015, « Une évaluation structurelle du potentiel d'activité pour la France », *Revue de l'OFCE*, 142.

Klein C. et O. Simon, 2010, « Le modèle MESANGE réestimé en base 2000: tome 1, version avec volumes à prix constants », *Document de travail, Insee*, G2010/03.

Maury T. et B. Pluyaud, 2004, « Les ruptures de tendance de la productivité par employé de quelques grands pays industrialisés », *Bulletin de la Banque de France*, 121, 69-86.

Plane M. *et al.*, 2015, « France, la reprise, enfin ! : Perspectives 2015-2016 pour l'économie française », *Revue de l'OFCE*, 138, 81-139.