

COMMENT EXPLIQUER LA DYNAMIQUE DE L'INVESTISSEMENT DES ENTREPRISES ? Estimation d'une nouvelle équation pour la France

Sandra Daudignon

Sciences Po, OFCE et Ghent University

Cette étude revient sur les déterminants de l'investissement des entreprises non financières françaises au cours des 30 dernières années afin de mieux comprendre sa dynamique récente. Elle propose une nouvelle équation d'investissement destinée à être intégrée au modèle de prévision de l'OFCE, qui s'appuie sur l'information contenue dans le coût d'usage du capital, la valeur ajoutée, le taux de marge brut, un indicateur de tensions sur l'utilisation du capital, et un indicateur d'incertitude économique. Conditionnellement aux indicatrices utilisées pour capter l'effet des mesures exceptionnelles de soutien aux entreprises pendant la crise du Covid-19, les paramètres de l'équation sont stables quelle que soit la fin de l'échantillon, qu'il s'arrête en 2019 ou bien au quatrième trimestre 2023 (le dernier trimestre pour lequel nous disposons des Comptes nationaux définitifs). L'élasticité de l'investissement au coût d'usage du capital dans le long terme est cohérente avec celle de l'emploi au coût du travail. L'équation explique relativement bien la dynamique de l'investissement jusqu'en 2023 dans la mesure où l'investissement simulé est proche de l'investissement observé mais un écart émerge en 2024 et 2025. Compte tenu de l'évolution de ses déterminants, et en particulier du coût d'usage du capital réel qui oscille autour d'un niveau supérieur à celui observé avant la crise du Covid-19, l'investissement aurait dû diminuer alors qu'il est resté globalement stable.

Mots clés : investissement des entreprises, France.

L'investissement des entreprises non financières (ENF) françaises a bien résisté à la crise sanitaire. Il a retrouvé son niveau pré-Covid dès le quatrième trimestre 2020 et a progressé à un rythme cohérent avec la tendance observée avant la pandémie jusqu'en 2023. L'année 2024 semblerait en revanche marquer une nouvelle rupture.

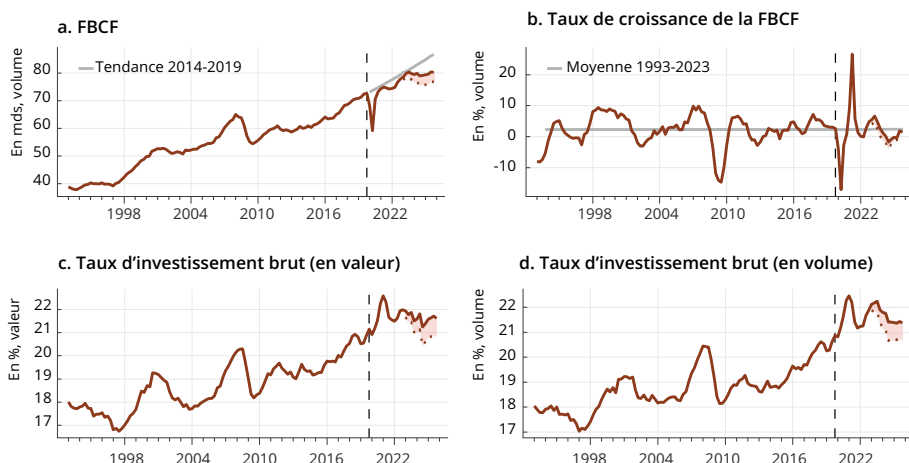
Les comptes nationaux trimestriels du premier trimestre 2026 indiquaient un net repli de l'investissement en volume en 2024 (-2,4 % en moyenne annuelle), suivi d'une stabilisation en 2025 (+0,3 %). Le taux d'investissement brut en volume affichait lui aussi une dynamique de repli en 2024 (-0,7 point) pour se stabiliser à un niveau proche de celui observé avant la crise du Covid-19 en 2025 (20,7 % en moyenne contre 20,9 % au quatrième trimestre 2019)¹.

Pour l'instant, les données révisées publiées au mois de mai confirment le ralentissement de l'investissement mais le diagnostic est moins sévère (voir graphique 1). Il serait plutôt globalement stable depuis deux ans (-0,3 % en 2024 et +0,7 % en 2025). Le taux d'investissement brut aurait quant à lui bel et bien diminué (-0,5 point en 2024) mais se serait stabilisé autour de 21,4 % en 2025.

Dans cette étude, nous revenons sur les déterminants de l'investissement au cours des 30 dernières années afin de mieux comprendre sa dynamique récente. La première section propose une revue des déterminants traditionnels mobilisés dans les modèles de prévision et d'évaluation des politiques publiques de l'économie française. La seconde section introduit une nouvelle équation d'investissement, destinée à être intégrée au nouveau modèle macroéconométrique de l'OFCE (« Emeraude »). La troisième section présente l'analyse empirique ayant conduit à la sélection de cette spécification. Enfin, dans la quatrième section, nous utilisons notre équation pour décomposer la dynamique de l'investissement depuis 2019.

1. Le taux d'investissement brut mesure la part de la valeur ajoutée brute que les entreprises consacrent à la formation brute de capital fixe.

Graphique 1. Principaux indicateurs d'investissement



Note : La FBCF désigne la formation brute de capital fixe des entreprises non financières (EN F) françaises. Le taux de croissance est présenté en glissement annuel. Les lignes en trait plein représentent les données actuelles qui ont été révisées à la fin du mois de mai 2026. Les lignes pointillées correspondent aux mêmes indicateurs avant la révision. La ligne verticale indique le quatrième trimestre 2019.

Sources : Insee, calculs de l'auteur.

1. Les déterminants de l'investissement dans les modèles macroéconométriques

Cette section fait un tour des équations d'investissement utilisées dans les modèles de prévision et d'évaluation des politiques publiques de l'économie française (« Mésange » de la DG Trésor, « FR-BDF » de la Banque de France, « emod » de l'OFCE) ainsi que dans les études complémentaires².

Il convient de rappeler que ces modèles reposent sur un cadre théorique garantissant la cohérence de long terme entre le comportement des agrégats macroéconomiques simulés et leurs contreparties empiriques. Ce cadre permet notamment de définir la cible de long terme du taux d'investissement. Elle correspond au niveau compatible avec le stock de capital « optimal » ou « désiré » par les entreprises. L'équation d'investissement est ensuite spécifiée sous la forme d'un modèle à correction d'erreur (MCE), dans lequel le taux de croissance de l'investissement dépend à la fois de l'écart entre le taux d'investissement

2. Voir Bardaji *et al.* (2017), Klein et Simon (2010), Lemoine *et al.* (2018), Dubois *et al.* (2026), Chauvin *et al.* (2002), Eudeline *et al.* (2013), Audenaert *et al.* (2015), Bricongne, Granelli et Hoffmann (2017), Ducoudré, Plane et Villemot (2015).

observé et cette cible, et d'un ensemble de variables explicatives venant enrichir sa dynamique de court terme³.

1.1. Le coût d'usage du capital réel

Le cadre retenu pour discipliner le long terme est la théorie néoclassique, à l'exception près de la concurrence supposée imparfaite dans les modèles macroéconométriques. Dans cette théorie, le coût d'usage du capital nominal (C^k) désigne le prix (exogène) du marché pour la location de capital⁴. La maximisation du profit conduit les entreprises à rémunérer les facteurs de production (*e.g.*, capital et travail) à leur productivité marginale, évaluée au coût marginal de production. Il en découle une relation négative entre le coût d'usage du capital réel, et le taux d'investissement. Toutes choses égales par ailleurs, plus le coût d'usage du capital réel est élevé, plus la productivité marginale du capital doit l'être, plus le stock de capital désiré est faible, ce qui se traduit par un taux d'investissement plus faible (voir [annexe 3](#)).

Le coût d'usage du capital réel est donc la variable qui détermine la cible de long terme du taux d'investissement. À la différence du coût du travail, C^k n'est pas une donnée observable simplement parce qu'il n'est pas systématiquement possible de louer le capital utilisé dans le processus de production. C'est donc un prix ou loyer implicite qui requiert une modélisation annexe permettant d'en dériver une expression en fonction des observables. L'exercice s'appuie généralement sur les travaux de Jorgenson (1963 ; 1967). Il la déduit de la relation d'équilibre qui devrait exister entre le prix d'une unité de capital supplémentaire et la valeur présente actualisée des services qu'elle fournit. Il montre également que si le loyer implicite du capital est calculé de cette manière, alors les entreprises se comportent comme si elles pouvaient accumuler le capital, ce qui est plus réaliste. Vu sous cet angle, le coût d'usage du capital peut aussi être interprété comme une variable synthétique qui résume un ensemble de facteurs influençant l'accumulation du capital fixe par les entreprises.

L'équation (1) correspond à l'expression la plus simple du coût d'usage du capital nominal (C^k). Dans cette équation, $\tilde{r}$ désigne le taux utilisé par les entreprises pour actualiser le rendement marginal

3. Lemoine *et al.* (2018) montrent que le MCE émerge comme la solution d'un arbitrage entre le coût de dévier de la valeur désirée et les coûts d'ajustement de l'investissement (voir section 3.2, « Microfoundations for the Polynomial Adjustment Costs Framework »).

4. Le prix est exogène dans le sens où l'offre n'est pas modélisée.

brut du capital, P^I le prix des biens d'investissement, π^I son taux d'inflation et δ le taux de dépréciation du capital. C^k est déterminé par le coût net d'acquisition d'une unité marginale de capital supplémentaire (la valeur future de son prix à l'achat moins la valeur à la revente, voir [annexe 3](#)).

$$C_t^k = (1 + \tilde{r}_t) \cdot P_{t-1}^I - P_t^I \cdot (1 - \delta_t) \approx P_t^I \cdot (\tilde{r}_t - \pi_t^I + \delta_t). \quad (1)$$

Comme le soulignent Carluccio, Mazet-Sonilhac et Mésonnier (2018), la majorité des entreprises utilisent le WACC (*weighted average cost of capital*) comme mesure de taux d'actualisation (voir [annexe 4](#)). Le WACC désigne la moyenne des coûts de financement pondérée par le poids de chaque instrument dans la valeur de l'entreprise. En prévision, la mesure du taux d'actualisation utilisée varie en fonction des études, en partie parce que le coût des fonds propres est difficile à mesurer à partir des données macroéconomiques. Ducoudré, Plane et Villemot (2015) utilisent le taux OAT à 10 ans, ce qui revient à supposer que les entreprises sont neutres au risque. Le modèle Mésange utilise le taux d'intérêt nominal sur les nouveaux crédits longs accordés aux sociétés non financières (SNF), ce qui peut être assimilé à une version simplifiée du WACC. Enfin, le modèle FR-BDF utilise une mesure plus complète, qui couvre les différents types de financement, mais la méthode appliquée pour estimer le coût des fonds propres n'est pas détaillée.

1.2. La fiscalité

La modélisation du coût d'usage du capital peut être enrichie de manière à prendre en compte l'effet des mesures fiscales sur l'investissement, telles que le taux statutaire⁵ de l'impôt sur les sociétés (IS), la déduction fiscale des intérêts, la déduction fiscale liée à l'amortissement, les crédits d'impôt qui subventionnent l'innovation, etc.⁶. On obtient alors une expression similaire à l'équation (2),

$$C_t^{k,fisca} = C_t^k(\tilde{r}_t(\tau^{IS})) \cdot \frac{1 - \tau^c - \tau^{IS} \cdot Z}{1 - \tau^{IS}}. \quad (2)$$

Comparé à l'équation (1), le taux de l'IS (τ^{IS}) affecte le taux d'actualisation, et l'expression du coût d'usage du capital est modifiée

5. Le taux statutaire désigne le taux légal de référence.

6. Voir Hall et Jorgenson (1967), Gilchrist et Zakrajšek (2007), Muet et Avouyi-Dovi (1987), OECD (2025). L'expression peut être enrichie davantage pour inclure l'effet de la taxation des dividendes et des plus-values mobilières (voir Auerbach (1983) ou Creedy et Gemmell (2017)).

par un facteur multiplicatif. Dans cet exemple qui intègre uniquement les mesures citées, le facteur multiplicatif synthétise les différents canaux à travers lesquels l'IS peut affecter l'investissement (voir [annexe 5](#)). Il fait en particulier apparaître des effets négatifs cohérents avec la littérature empirique⁷. Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du taux marginal de l'IS réduit les anticipations de rendement marginal du capital et donc l'incitation à investir, ce qui se répercute à la hausse sur le coût d'usage via le dénominateur. De même, une variante de la règle d'amortissement qui augmenterait l'assiette de l'impôt à court terme se répercute à la hausse sur le coût d'usage via la variable Z au numérateur.

La prise en compte de la fiscalité pose toutefois un certain nombre de questions. Quel taux choisir lorsque le taux statutaire ne s'applique pas systématiquement à toutes les entreprises ? Quelles déductions fiscales retenir et comment les mesurer ? Comme le font remarquer Carnot et Tissot (2002), étant donné la difficulté de résumer les changements fiscaux en un petit nombre de variables agrégées, l'incidence de la fiscalité sur le coût du capital est souvent ignorée en prévision⁸, mais pas systématiquement. Le modèle Mésange utilise un taux apparent au sens large, qui couvre l'IS ainsi que l'ensemble des impôts de production hors main-d'œuvre. Bricongne, Granelli et Hoffmann (2017) se concentrent sur l'IS et retiennent une modélisation à la Muet et Avouyi-Dovi (1987), qui permet de mieux capter l'incidence de la fiscalité sur les incitations.

1.3. Les perspectives de demande ou de rentabilité du capital

La dynamique de court terme du taux de croissance de l'investissement simulé est en général enrichie pour tenir compte de l'effet des anticipations de demande et de rentabilité du capital, conformément aux théories standards.

Le modèle dit de l'accélérateur repose sur l'hypothèse que le stock de capital optimal est proportionnel à la demande en tout point du temps (les entreprises s'adaptent à la demande). La relation entre les anticipations de demande et l'investissement apparaît donc mécaniquement. En admettant que l'évolution observée de la demande soit

7. Voir Chodorow-Reich, Zidar et Zwick (2024), Chodorow-Reich *et al.* (2024), Hanappi, Millot et Turban (2023), Ohn (2018).

8. Voir Chauvin *et al.* (2002), Ducoudré, Plane et Villemot (2015) et Lemoine *et al.* (2018).

un déterminant important des anticipations, cette théorie fait apparaître un effet accélérateur sur l'investissement. Un choc de demande positif affecte à la hausse les perspectives de demande, l'investissement, la demande, ce qui vient amplifier l'effet du choc initial. Dans les variantes néoclassiques proposées par Jorgenson (1963) et Hayashi (1982), le stock de capital désiré dépend de la valeur présente actualisée du rendement marginal du capital⁹.

Les équations d'investissement dans les travaux de prévision varient notamment dans la manière de modéliser les anticipations. Ils supposent tous qu'elles sont tournées vers le passé, c'est-à-dire que les anticipations de la réalisation de la variable y dans le futur dépend des réalisations passées de toutes les variables jugées pertinentes pour former une prévision sur y . Dans la plupart des travaux, les déterminants des anticipations sont introduits directement dans l'équation d'investissement. Ils varient d'une étude à l'autre mais l'ensemble inclut : la valeur ajoutée produite par les entreprises, le taux d'utilisation des capacités de production (TUC)¹⁰, et une mesure de profitabilité ou de cash-flows, telle que le taux de marge¹¹. Lemoine *et al.* (2018) se distinguent en utilisant une approche différente. Au lieu d'introduire les déterminants des anticipations dans l'équation, ils introduisent un terme d'anticipations estimé à partir d'un VAR bayésien.

1.4. La variation des fonds propres

La théorie néoclassique fait abstraction d'un certain nombre de frictions, dont les frictions financières. Dans ce cadre, la proposition de Modigliani et Miller (1958) s'applique : la structure du financement de l'investissement est indéterminée et n'a pas d'effet sur l'investissement.

Les frictions financières désignent les asymétries d'information entre les pourvoyeurs de fonds et les entreprises concernant, par exemple, la

9. Voir Clark *et al.* (1979), Carnot et Tissot (2002) et Oliner, Rudebusch et Sichel (1995) pour une revue des modèles standards.

10. Dans Ducoudré, Plane et Villemot (2015), l'évolution de la demande dépend des variations passées du TUC, ce qui fait écho aux résultats (théoriques) de Fagnart, Licandro et Portier (1999). Dans un modèle où le choix de la capacité de production s'effectue en amont de la réalisation des chocs, et où le travail est le seul facteur variable à court terme, un choc de demande positif devrait s'accompagner d'une augmentation de l'emploi par les entreprises en dessous du seuil de saturation des capacités et donc d'une augmentation du TUC moyen.

11. Une mesure de cash flows est souvent introduite pour capter les anticipations de rentabilité du capital à défaut de trouver mieux, *i.e.* un bon indicateur du q marginal d'Hayashi (1982) (voir Hubbard (1998) pour les inconvénients des mesures et Abel et Blanchard (1986) pour une piste d'amélioration).

rentabilité des projets d'investissement, les risques qu'ils comportent, les résultats obtenus, etc. Elles peuvent générer des problèmes d'aléa moral ou bien de sélection adverse qui affectent les termes des contrats financiers, ce qui se répercute sur l'investissement. Le stock de capital qui émerge à l'équilibre de ces modèles théoriques est un optimum contraint, qui dépend positivement du niveau de fonds propres des entreprises, et qui est souvent inférieur à l'optimum néoclassique. Toutes choses égales par ailleurs, plus les fonds propres sont élevés, plus les termes des contrats financiers sont avantageux, plus le stock de capital désiré est élevé, plus les entreprises investissent, sauf si les fonds propres sont suffisamment élevés. Dans ce cas, le problème d'agence n'est pas contraignant et la relation entre capital et fonds propres disparaît¹².

La notion de fonds propres désigne l'ensemble des bénéfices mis en réserve et des actifs qui peuvent être mobilisés pour financer l'investissement en capital fixe, soit parce qu'ils sont éligibles en collatéral, soit parce qu'ils peuvent être revendus rapidement. Une mesure de cash-flows dans l'équation d'investissement permet donc de capter non seulement l'effet des anticipations, mais aussi celui des contraintes de financement¹³. Audenaert *et al.* (2015) utilisent également le prix des terrains détenus par les SNF¹⁴.

1.5. L'incertitude : un déterminant standard en devenir

Les canaux via lesquels l'incertitude peut se transmettre à l'investissement sont nombreux¹⁵. On a d'abord un effet négatif à travers l'épargne de précaution et la demande adressée aux entreprises. Ensuite, conditionnellement à la demande, l'effet de l'incertitude sur l'investissement n'est pas clair. Le canal de l'option concentre l'attention sur les projets faciles à différer mais coûteux à annuler (*i.e.*, difficile à revendre). Il prédit un effet négatif non seulement sur l'investissement mais aussi sur le désinvestissement si bien que l'effet à attendre

12. Voir Hubbard (1998) et Claessens et Kose (2017) pour une revue de la littérature.

13. Dans la mesure où on ne cherche pas à quantifier l'effet causal des contraintes de financement sur l'investissement, le fait que les cash-flows soient potentiellement corrélés aux anticipations et ne permettent donc pas d'identifier l'effet des contraintes de financement n'est pas un problème ici (voir Fazzari, Hubbard et Petersen (1987) et Hubbard (1998)).

14. Leur démarche s'inspire des travaux de Chaney, Sraer et Thesmar (2007) pour la France et de Chaney, Sraer et Thesmar (2012) pour les États-Unis, ainsi que de Liu, Wang et Zha (2013) qui utilisent un modèle DSGE pour montrer que l'investissement est un vecteur clé de l'effet des variations du prix du foncier sur l'ensemble de l'économie.

15. Voir Bloom (2014) et Campello et Kankanhalli (2024) pour une revue de la littérature.

sur l'agrégat est ambigu. Le canal de la recherche et développement (R&D) prédit un effet positif de l'incertitude sur l'investissement¹⁶. Enfin, le canal financier prédit une relation négative. Toutes choses égales par ailleurs, plus l'incertitude sur la rentabilité des projets d'investissement est élevée, plus le risque de défaut est élevé, plus les projets sont coûteux à monitorer, plus le coût du crédit bancaire est élevé, ce qui se traduit par une baisse de l'investissement des entreprises contraintes financièrement.

Deux enseignements émergent de la littérature empirique sur données américaines : i) les chocs d'incertitude ont un effet négatif sur l'investissement agrégé ; ii) cet effet pourrait refléter l'effet agrégé des canaux de transmission mentionnés, ou bien l'effet des mauvaises nouvelles qui les accompagnent et qui passe en partie par l'incertitude qu'elles génèrent¹⁷. La double interprétation (deuxième enseignement) vient du fait qu'on observe souvent un pic des indicateurs d'incertitude lors d'événements majeurs (*i.e.* faillite d'une banque systémique, déclenchement d'une guerre, etc.) susceptibles de jouer aussi à la baisse sur les anticipations.

Sur données macroéconomiques françaises, les études sont rares. Les modèles de prévision cités précédemment n'introduisent pas de mesure d'incertitude dans les équations d'investissement. Sampognaro (2024) trouve un effet négatif des chocs d'incertitude politique sur l'investissement des SNF ainsi que sur le PIB. Les travaux de Carroy *et al.* (2019) et Briodeau (2025) révèlent une corrélation statistique négative entre incertitude politique et consommation.

2. Une nouvelle équation pour Emeraude

Cette section présente l'équation d'investissement des ENF destinée à être incorporée à « Emeraude », le nouveau modèle de prévision de l'OFCE. En comparaison avec les travaux discutés dans la section précédente, l'équation intègre notamment deux nouveaux indicateurs : un indicateur de tensions sur l'utilisation du capital, et un effet d'incertitude. Le détail sur la construction des données est fourni dans

16. En admettant que les projets de R&D soient coûteux à différer et que leur développement puisse être interrompu à tout moment, le rendement sur ces projets s'apparente à celui d'une option d'achat, ce qui crée une relation positive entre l'incertitude et l'incitation à investir.

17. Voir par exemple Bloom (2009), Gilchrist, Sim et Zakrajšek (2014) ou Baker, Bloom et Davis (2016).

l'annexe 1 et un fondement théorique de l'équation est proposé dans l'annexe 3.

2.1. Spécification économétrique

Conformément à la pratique, l'équation d'investissement (3) prend la forme d'un modèle à correction d'erreur qui détermine le taux de croissance de l'investissement en capital fixe des ENF, $\Delta \ln I_t$.

$$\begin{aligned} \Delta \ln I_t = & \beta_1 \cdot [\ln (I/VA)_{t-1} - \beta_2 \cdot \ln (\tilde{C}^{k,fisca}/P^{va})_{t-1}] \\ & + \beta_3 \cdot \Delta \ln VA_t + \beta_4 \cdot TUCAP_t^{Hf} \\ & + \beta_5 \cdot \Delta \text{Spread}_t + \beta_6 \cdot UNC_t + \beta_7 \cdot \Delta \ln I_{t-1} \\ & + \beta_8 \cdot \Delta \ln (\tilde{C}^{k,fisca}/P^{va})_{t-1} + \beta_9 \cdot \Delta TM_{t-2} \\ & + \beta_{10} \cdot \Delta \ln I_{t-2} + \sum_{j=T1-2020}^{T3-2021} \alpha_j \cdot D(t=j) + \beta_{11} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

avec

$$\tilde{C}_t^{k,fisca} = P_t^I \cdot (OAT_t^{10ans} + \text{Spread}_t - \pi_t^I + \delta_t) \cdot \frac{1}{1 - \tau_t^{IS}}. \quad (4)$$

Il dépend du résidu de la relation de long terme entre le taux d'investissement en volume (I/VA) et le coût d'usage du capital réel ($\tilde{C}^{k,fisca}/P^{va}$). Le paramètre β_1 correspond à la force de rappel et détermine la vitesse de convergence du taux d'investissement vers sa cible de long terme. Dans le modèle néoclassique, le paramètre β_2 désigne à la fois l'élasticité de l'investissement au coût d'usage du capital et l'élasticité de l'emploi au coût du travail. On s'attend donc à ce que la valeur de β_2 soit cohérente non seulement avec les estimations antérieures des équations d'investissement mais également avec les estimations antérieures des équations d'emploi. Apparaissent ensuite un ensemble de variables qui viennent enrichir la dynamique de court terme du taux de croissance de l'investissement : le taux de croissance de la valeur ajoutée produite par les ENF en volume ($\Delta \ln VA$) ; la composante haute fréquence du TUCAP introduit par Cueva et Timbeau (1991) pour mesurer le taux d'utilisation du capital ; la variation du spread de crédit (ΔSpread) ; un indicateur d'incertitude (UNC) ; la variation du taux de marge brut des SNF (ΔTM) ; et un ensemble d'indicatrices

égales à un pour chaque trimestre compris entre le premier trimestre 2020 et le troisième trimestre 2021¹⁸.

L'expression du coût d'usage du capital s'écarte de l'équation (1) afin de prendre en compte l'impôt sur les sociétés, et plus particulièrement l'effet de la baisse progressive du taux statutaire (τ^S) qui est passé de 33,3 % en 2018 à 25 % en 2022. À la différence de l'équation (2), la modélisation retenue ne prend pas en compte les dispositifs de déduction fiscale (intérêts versés et amortissement) qui devraient en limiter l'effet. Le taux d'actualisation est construit de manière à approcher au mieux le WACC compte tenu des données macroéconomiques disponibles. Il correspond à la moyenne pondérée du taux d'intérêt sur les nouveaux crédits de plus d'un an accordés aux SNF résidentes et du taux d'intérêt sur les titres de dette de maturité supérieure à un an émis par les SNF. Il apparaît ici sous une forme décomposée entre le taux sur les OAT à 10 ans et le spread de crédit sur la dette de long terme, ce qui permet notamment de distinguer l'effet des tensions sur les conditions de financement de celui des autres composantes du coût d'usage du capital.

Le TUCAP désigne le rapport entre le TUC avec embauches (TUCa) et le TUC sans embauches (TUCs), ce qui correspond également au rapport entre le niveau de production atteignable sans augmenter l'emploi et la capacité maximale de production. En admettant que la capacité de production soit décidée en amont de la réalisation des chocs et que le facteur travail soit la seule variable d'ajustement à très court terme, une augmentation du TUCAP devrait permettre d'identifier les épisodes durant lesquels l'utilisation du stock de capital se rapproche du seuil de saturation. L'introduire dans l'équation permet ainsi de prendre en compte l'effet de la probabilité d'utiliser une unité marginale de capital supplémentaire sur l'incitation à investir. Toutes choses égales par ailleurs, plus l'utilisation du stock de capital est proche du seuil de saturation, plus la probabilité d'utiliser une unité marginale de capital supplémentaire est élevée, plus sa rentabilité et donc l'incitation à investir le sont. Les données macroéconomiques sur l'utilisation des capacités de production ont néanmoins l'inconvénient de ne couvrir que l'industrie¹⁹.

18. Le taux de marge brut désigne le rapport entre l'excédent brut d'exploitation et la valeur ajoutée brute en valeur.

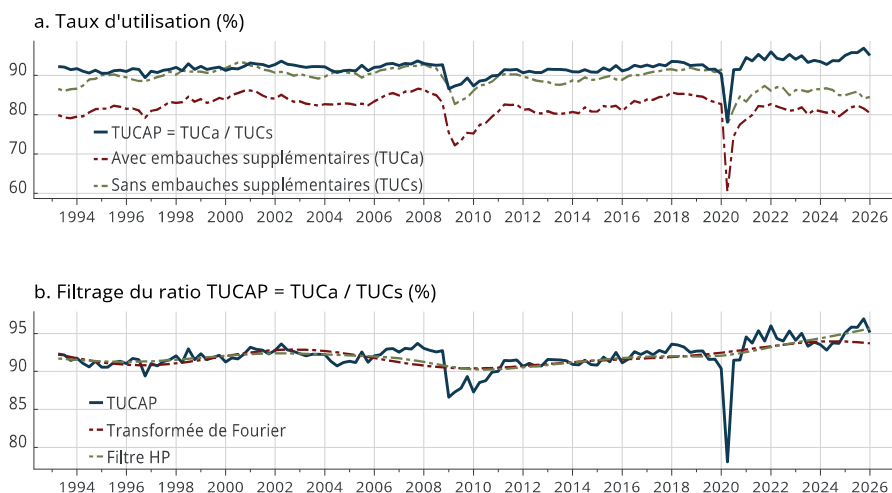
19. Le TUCAP en niveau ou bien sa variation constituent des déterminants significatifs du taux de croissance de l'investissement. C'est cependant la composante haute fréquence du TUCAP qui est retenue dans l'équation parce qu'elle explique globalement mieux l'investissement, notamment en simulation dynamique.

Plusieurs indicateurs d'incertitude ont été testés dont une série de chocs sur le VSTOXX et une série de chocs sur l'EPU. Le VSTOXX correspond à la volatilité *anticipée* de l'Euro STOXX 50 sur les 30 prochains jours. Il capture l'incertitude sur les performances futures des entreprises. L'EPU quant à lui capture l'incertitude liée à la *politique* économique. La méthodologie utilisée pour identifier les chocs est proche de celle utilisée dans Bloom (2009) pour identifier les chocs sur le VIX. La série obtenue est une indicatrice égale à 1 lorsque la composante cyclique de l'indicateur d'incertitude atteint des valeurs extrêmes, au-dessus d'un seuil qui correspond au top 5 % des valeurs observables. Il ressort de nos estimations que, conditionnellement aux autres déterminants de l'investissement pris en compte dans le modèle, seules les valeurs extrêmes du VSTOXX ont un effet significatif sur le taux de croissance de l'investissement.

2.2. Précisions sur la mesure des variables explicatives

Le graphique 2 présente l'évolution du TUCAP au cours du temps. Les tests de racine unitaire (ADF et KPSS) concluent à la stationnarité du TUCAP mais la série présente des fluctuations persistantes, notamment en fin de période. Le TUCAP a atteint des niveaux sans précédent ces dernières années, dépassant parfois 95 %. Ce phénomène semble dû à un changement structurel. Une légère rupture de tendance à la baisse

Graphique 2. Indicateurs de tensions sur les capacités de production



Note : La transformée de Fourier isole les fréquences supérieures à 10 ans. Le filtre HP est appliqué avec $\lambda = 1\,600$.

Sources : Enquête trimestrielle de conjoncture dans l'industrie de l'Insee, calculs de l'auteure, prévision OFCE avril 2026.

apparaît sur le TUCs au moment de la crise du Covid-19 tandis que le TUCa reste globalement stable. En moyenne, les entreprises mobilisent donc moins intensivement leurs facteurs de production qu'auparavant, et l'embauche génère relativement moins de production additionnelle.

Compte tenu de ces observations, le TUCAP a été introduit dans l'équation sous différentes formes : en niveau, en variation, ou bien purgé de sa composante basse fréquence en appliquant différents filtres (filtre de Hodrick-Prescott ou transformée de Fourier). D'après nos estimations, il a un effet significatif sur le taux de croissance de l'investissement quelle que soit la transformation retenue mais sa composante haute fréquence explique globalement mieux les données, notamment en simulation dynamique. Nous retenons la transformée de Fourier, qui attribue les fluctuations du TUCAP depuis 2024 à sa composante haute fréquence, conformément à l'évolution du TUCa et du TUCs qui sont globalement stables depuis 2022²⁰.

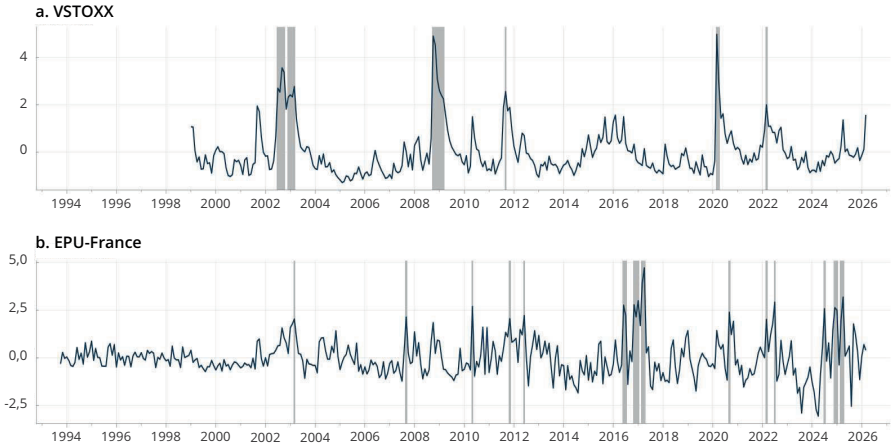
La série de chocs sur le VSTOXX est représentée sur le graphique 3a par des barres verticales grises. On constate une première série de chocs, entre juillet et octobre 2002, juste après la révélation de la fraude financière de WorldCom dont les dirigeants ont publiquement reconnu à la fin du mois de juin avoir surévalué les revenus²¹. Une seconde série de chocs intervient peu après, entre décembre 2002 et mars 2003, coïncidant avec les événements précédant l'invasion de l'Irak par les États-Unis en mars (deuxième guerre du Golfe) et l'inquiétude suscitée par les soupçons de développement d'armes de destruction massive. Par la suite, le VSTOXX atteint un nouveau pic au lendemain de la faillite de Lehman Brothers en 2008, au moment de la dégradation de la note des États européens (Grèce, Italie et Portugal) par les agences de notation en 2011, au mois de mars 2020 lorsque la crise du Covid-19 s'intensifie, et au lendemain du déclenchement de la guerre en Ukraine en 2022.

À titre de comparaison, le graphique 3b présente la série de chocs sur l'EPU-France obtenue en appliquant la même méthode. Les valeurs extrêmes apparaissent à des dates différentes, à l'exception du déclenchement des guerres (Irak et Ukraine).

20. Une alternative peut consister à retenir le filtre HP puis à stabiliser la composante basse fréquence à sa valeur de fin 2023 pour les années 2024 et 2025 en attendant d'avoir plus de points pour pouvoir la calculer plus précisément.

21. Voir ECB (2002).

Graphique 3. Indicateurs d'incertitude

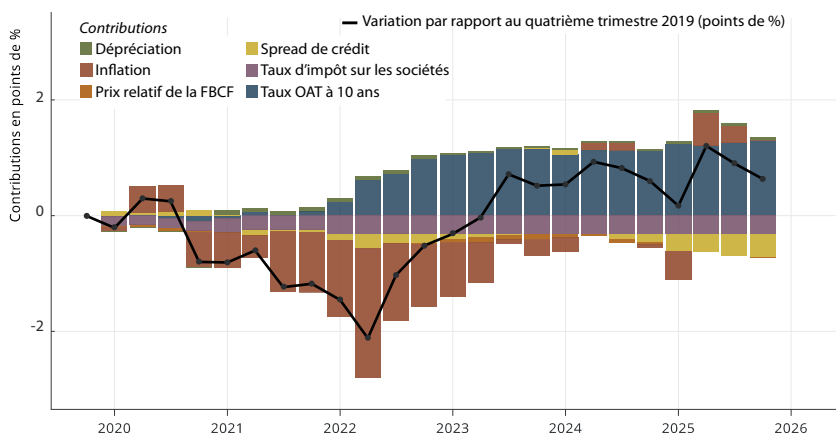


Note : La série du VSTOXX est mensualisée en utilisant la moyenne journalière. La composante cyclique de chaque indicateur est ensuite extraite en appliquant un filtre HP avec $\lambda = 129\,600$, puis réduite, i.e. normalisée par son écart type. Le régime de forte incertitude correspond au top 5 % des valeurs, à l'exception du VSTOXX pour lequel le seuil a été arrondi à 2.

Sources : LSEG, <https://www.policyuncertainty.com/index.html>, calculs de l'OFCE.

Le graphique 4 présente les contributions des composantes du coût d'usage du capital à sa variation par rapport au quatrième trimestre 2019. Nous distinguons trois phases distinctes. Le coût d'usage du capital commence par diminuer jusqu'au deuxième trimestre 2022, sous l'effet du choc sur les prix de l'énergie qui alimente l'inflation et, dans une moindre mesure, de la réduction progressive du taux d'IS. S'amorce ensuite une phase de hausse jusqu'au troisième trimestre 2023, tirée par le resserrement de la politique monétaire enclenché en juillet 2022 via le taux d'actualisation et la baisse de l'inflation. À l'issue de cette période, le coût d'usage du capital a augmenté de près de 3 points, ce qui l'amène à un niveau plus élevé que celui observé avant la crise sanitaire. Depuis le troisième trimestre 2023, il oscille autour d'un niveau constant, qui s'explique par des dynamiques contraires : l'assouplissement de la politique monétaire enclenché en juin 2024 qui joue à la baisse sur le taux d'actualisation via le spread de crédit ; les tensions sur les finances publiques et l'incertitude politique qui jouent à la hausse, via le taux sur les OAT à 10 ans.

Graphique 4. Contributions à la variation du coût d'usage du capital réel par rapport au quatrième trimestre 2019



Lecture : Au quatrième trimestre 2025, le coût d'usage du capital réel se situait à 0,6 point de pourcentage au-dessus de son niveau pré-covid, sous l'effet du taux sur les OAT à 10 ans qui contribue à hauteur de 1,3 point à cette augmentation.

Note : L'inflation désigne le taux de croissance du prix des biens d'investissement. Le spread de crédit correspond à la différence entre le coût de financement par la dette et le taux sur les OAT à 10 ans.

Sources : Insee, Banque de France, calculs de l'auteure, prévision OFCE avril 2026.

3. Estimations et tests de validité de l'équation

Cette section présente l'analyse empirique ayant conduit à la sélection de l'équation (3). Elle se décline en plusieurs parties. Les deux premières couvrent un sous-échantillon s'arrêtant avant la crise du Covid-19. La première partie discute le problème d'endogénéité généré par le taux de croissance de la valeur ajoutée des ENF et compare différentes spécifications de l'équation d'investissement. Chacune de ces spécifications est estimée en une étape par la méthode des moindres carrés ordinaires, c'est-à-dire que la relation de cointégration est estimée conjointement avec les élasticités de court terme. Les spécifications sont évaluées sur la base de tests de significativité usuels, à l'exception du test de significativité de la force de rappel, qui s'appuie sur les valeurs critiques fournies par Ericsson et MacKinnon (2002), et de tests sur les propriétés du résidu (Jarque-Bera pour la normalité, Breusch-Godfrey pour l'autocorrélation, et test ARCH d'Engle pour l'hétéroscédasticité). La seconde partie analyse les performances de l'équation (3) en simulation dynamique. La stabilité des paramètres et la robustesse des résultats sont analysées dans la troisième partie à partir d'un échantillon prolongé jusqu'au quatrième

trimestre 2023, qui marque la fin de la période pour laquelle nous disposons des données de comptes nationaux définitives. En complément, afin de faciliter la lecture des résultats, la réaction dynamique de l'investissement aux variations isolées de certains de ses déterminants est présentée dans l'[annexe 2](#).

3.1. Échantillon limité à la période pré-Covid

La présence de l'effet accélérateur par la demande dans l'équation d'investissement génère un problème classique d'endogénéité. Les variations du résidu de l'équation affectent le taux de croissance de l'investissement, ce qui se transmet, en équilibre général, à la demande adressée aux entreprises et donc à la valeur ajoutée (VA) qu'elles produisent. Cette corrélation entre résidu et régresseur biaise l'estimation. Le paramètre associé au taux de croissance de la VA confond l'effet demande avec l'effet d'équilibre partiel de tous les déterminants qui sont dans le résidu. Par ailleurs, la spécification ne permet pas de séparer correctement l'effet d'équilibre partiel des déterminants qui sont pris en compte dans l'équation de leur effet d'équilibre général qui passe par la demande. On peut donc facilement se retrouver dans une situation où le taux de croissance de la VA constitue le seul déterminant significatif, et avec une spécification qui explique mal les données.

Les deux premières colonnes du tableau 1 illustrent le problème. Elles présentent l'estimation d'un MCE ayant pour seules variables explicatives le taux de croissance de la demande – mesuré par le taux de croissance de la valeur ajoutée dans la colonne (1) et par la variation du TUC dans la colonne (2) – et le premier retard du résidu de la relation de long terme. La force de rappel ne passe pas le test de significativité.

La stratégie mise en œuvre pour limiter ce biais d'endogénéité est proche de celle employée dans le modèle Mésange. Elle consiste à remplacer le taux de croissance de la VA par une variable auxiliaire, moins corrélée aux déterminants de l'investissement qui sont dans l'équation ou bien dans le résidu. Nous utilisons la contribution de la demande extérieure, mesurée par les exportations, au taux de croissance de la VA²².

22. Une méthode alternative consiste à utiliser non pas la valeur contemporaine du taux de croissance de la VA mais les retards de cette variable. L'adéquation entre l'investissement simulé et sa contrepartie empirique est toutefois moins bonne.

Tableau 1. Estimations et tests sur le résidu de l'équation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Force de rappel et élasticité de long terme											
Rappel	-0,04 (-1,33)	-0,1 (-2,57)	-0,15*** (-3,95)	-0,14** (-3,61)	-0,12** (-3,5)	-0,12** (-3,53)	-0,14*** (-4,1)	-0,11** (-3,28)	-0,15*** (-4,16)	-0,14*** (-4,14)	-0,14*** (-5,02)
$\ln(C^k/p^{VA})_{-1}$	-0,44** (-2,58)	-0,24** (-2,58)	-0,23*** (-3,81)	-0,24*** (-3,72)	-0,28*** (-4,11)	-0,27*** (-4,14)	-0,24*** (-4,42)	-0,28*** (-3,96)	-0,25*** (-4,6)	-0,25*** (-4,47)	-0,24*** (-5,31)
Élasticités de court terme											
(Intercept)	-0,14* (-1,88)	-0,24*** (-2,71)	-0,37*** (-4,2)	-0,34*** (-3,92)	-0,32*** (-4,04)	-0,31*** (-4,04)	-0,56*** (-4,36)	-0,29*** (-3,79)	-0,36*** (-4,64)	-0,35*** (-4,57)	-0,34*** (-5,4)
$\Delta \ln(VA)$	1,34*** (8,39)										
ΔTUC		0,56*** (4,76)									
$\Delta \ln(VA_{exo})$			0,7*** (2,76)	0,75*** (3,01)	0,75*** (3,06)	0,75*** (3,07)	0,76*** (3,18)	0,79*** (3,25)	0,75*** (3,14)	0,64** (2,59)	0,68*** (2,94)
$\Delta \ln(I)_{-1}$			0,23*** (2,68)	0,23*** (2,73)	0,23*** (2,69)	0,22*** (2,68)	0,17* (1,98)	0,19** (2,29)	0,17* (1,95)	0,16* (1,85)	0,17** (2,06)
$\Delta \ln(C^k/p^{VA})_{-1}$			0,02** (1,99)	0,02* (1,87)	0,02** (2,24)	0,02** (2,24)	0,02** (2,36)	0,02** (2,37)	0,02** (2,43)	0,02** (2,62)	0,02*** (2,70)
$\Delta \ln(I)_{-2}$			0,27*** (3,25)	0,2** (2,28)	0,2** (2,34)	0,21** (2,36)	0,15* (1,76)	0,2** (2,39)	0,15* (1,73)	0,13 (1,53)	0,14* (1,72)
ΔTM_{-2}				0,53** (2,08)	0,62** (2,46)	0,61** (2,44)	0,6** (2,44)	0,56** (2,26)	0,6** (2,46)	0,61** (2,53)	0,58*** (3,01)
$\Delta Spread$					-3,56*** (-2,69)	-3,56*** (-2,7)	-3,62*** (-2,81)	-3,72*** (-2,86)	-3,77*** (-2,92)	-3,33** (-2,56)	-3,17** (-2,54)
TUCAP							0,23** (2,4)				
$\Delta TUCAP_{-1}$								0,25** (2,1)			
$TUCAP^{Hf}$									0,27** (2,45)	0,27** (2,41)	0,25** (2,46)
UNC										-0,01* (-1,76)	-0,01* (-1,73)

Tableau 1(suite). Estimations et tests sur le résidu de l'équation

Autres												
Période		1993T4 – 2019T4										1993-T4 2023-T4
R2 ajusté	0,5	0,3	0,44	0,46	0,49	0,49	0,51	0,5	0,51	0,52	0,84	
Jarque-Bera	7,25	0,15	0,71	0,7	1,08	1,08	1,64	1,62	1,24	1,51	1,18	
	[0,03]	[0,93]	[0,7]	[0,71]	[0,58]	[0,58]	[0,44]	[0,45]	[0,54]	[0,47]	[0,56]	
LM1	10,59	3,08	0,04	0,34	0,68	0,65	0,19	0,37	0,21	0,27	1,1	
	[0]	[0,08]	[0,85]	[0,56]	[0,41]	[0,42]	[0,67]	[0,54]	[0,64]	[0,6]	[0,29]	
LM4	15,72	12,09	0,44	1,35	1,04	0,99	0,79	0,56	0,79	1,34	2,73	
	[0]	[0,02]	[0,98]	[0,85]	[0,9]	[0,91]	[0,94]	[0,97]	[0,94]	[0,85]	[0,6]	
ARCH1	11,32	3,82	5,3	3,24	3,48	3,53	7,21	3,43	6,16	6,22	3,88	
	[0,02]	[0,43]	[0,26]	[0,52]	[0,48]	[0,47]	[0,13]	[0,49]	[0,19]	[0,18]	[0,42]	
Indicatrices	non	non	non	non	non	non	non	non	non	non	oui	

Note : Les statistiques de Student sont indiquées entre parenthèses et les *p-values* entre crochets. * (**, ***) : significatif au seuil de 10 % (resp. 5 %, 1 %). Les seuils de test utilisés pour la significativité de la force de rappel sont issus de Ericsson et MacKinnon (2002) : 1 % = -3,87, 5 % = -3,25, 10 % = -2,92. TUC désigne le taux d'utilisation des capacités de production avec embauches supplémentaires. VAexo désigne la contribution de la demande extérieure au taux de croissance de la valeur ajoutée des ENF en volume. TM désigne le taux de marge brute des SNF. Spread correspond à la différence entre le coût de financement par la dette et le taux sur les OAT à 10 ans. TUCAP correspond au rapport entre le TUC avec embauches supplémentaires et le TUC sans. TUCAP^{HF} désigne sa composante haute fréquence, calculée à partir d'une transformée de Fourier. UNC correspond à une variable binaire égale à un lorsque le VSTOXX est en régime d'incertitude élevée. La ligne Indicatrices indique si un ensemble d'indicateurs Covid, allant du premier trimestre 2020 au troisième trimestre 2021, est inclus dans la régression.

La colonne (3) présente l'estimation d'une forme réduite de l'équation (3), dans laquelle le coût d'usage du capital est mesuré avant impôt et le taux d'actualisation est égal au taux sur les OAT à 10 ans. La valeur de la force de rappel est proche des valeurs rencontrées dans les modèles macroéconométriques et dans les études complémentaires²³ (-0,15 contre un intervalle de valeurs entre -0,1 et -0,06 dans les autres travaux). En ce qui concerne l'élasticité de l'investissement au coût d'usage du capital dans le long terme, elle est proche des valeurs estimées dans Ducoudré, Plane et Villemot (2015) et Bardaji *et al.* (2017) à partir d'une équation d'investissement (-0,23 contre -0,3 et -0,37 respectivement) et coïncide avec les valeurs estimées dans Heyer (2023) à partir d'une équation d'emploi (entre -0,22 et -0,28)²⁴. L'élasticité de l'investissement à la VA dans le court terme est quant à elle difficile à comparer avec les travaux antérieurs parce qu'elle dépend

23. Voir Klein et Simon (2010), Bardaji *et al.* (2017), Lemoine *et al.* (2018), Dubois *et al.* (2026), Ducoudré, Plane et Villemot (2015).

24. Les valeurs retenues dans Bardaji *et al.* (2017) et Dubois *et al.* (2026), estimées à partir d'une équation d'emploi, sont de -0,43 et -0,5 respectivement.

beaucoup de la spécification retenue. Elle se situe néanmoins dans l'intervalle des valeurs rencontrées²⁵ (0,7 contre un intervalle de valeurs entre 0,43 et 1,19 dans les autres travaux) et coïncide avec la valeur estimée dans FR-BDF.

Les colonnes (4) à (10) présentent les résultats obtenus en introduisant progressivement dans l'équation le second retard de la variation du taux de marge (à défaut de la variation contemporaine dont l'effet absorbe celui du taux de croissance de la VA), le spread de crédit dans le coût du capital et dans le court terme, le taux statutaire de l'IS dans le coût du capital, le TUCAP, sa variation, sa composante haute fréquence, et l'indicateur d'incertitude. La colonne (10) en particulier correspond à l'estimation de l'équation (3). En comparaison avec la spécification la plus simple (colonne 3), l'introduction de l'incertitude s'accompagne d'une légère baisse de l'élasticité de l'investissement à la VA dans le court terme (0,64 contre 0,7). La force de rappel et l'élasticité de l'investissement au coût d'usage du capital dans le long terme sont assez stables (-0,14 et -0,25 respectivement contre -0,15 et -0,23).

La spécification et la méthode d'estimation retenues soulèvent encore plusieurs difficultés. Par exemple, la contribution de la demande extérieure au taux de croissance de la VA ne constitue pas une mesure des fluctuations de la demande qui soit parfaitement orthogonale au résidu de l'équation. L'introduction de l'incertitude fournit une bonne illustration. L'incertitude économique générée par la faillite de Lehman Brothers a très bien pu affecter simultanément l'investissement des entreprises résidentes et la demande extérieure via l'investissement des entreprises étrangères. Le modèle (9) confond donc l'effet demande avec l'effet de l'incertitude qui est dans le résidu. Le modèle (10) en revanche l'identifie mieux, ce qui peut expliquer pourquoi l'élasticité de l'investissement à la VA dans le court terme passe de 0,75 à 0,64. Par ailleurs, l'estimation de l'effet des autres déterminants ne distingue pas équilibre partiel et équilibre général si bien que le remplacement de la variable auxiliaire par le taux de croissance de la VA dans l'exercice de simulation pourrait gonfler leurs contributions.

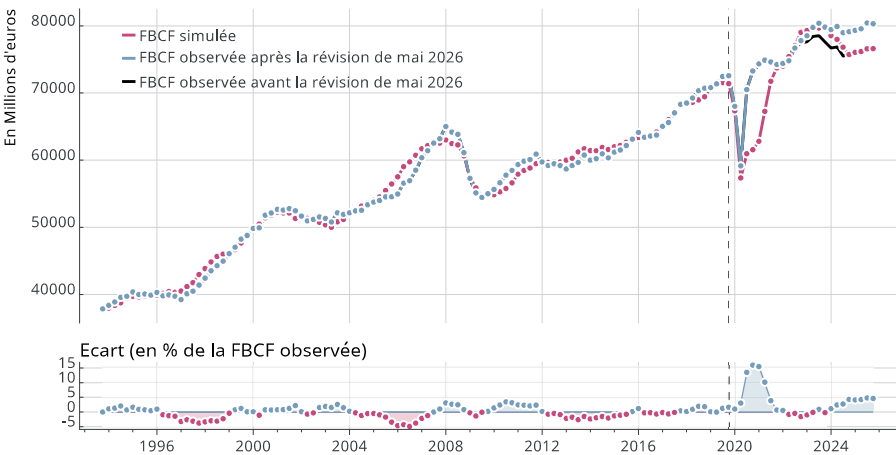
25. Voir Ducoudré, Plane et Villemot (2015), Bardaji *et al.* (2017) et Dubois *et al.* (2026).

3.2. Simulation dynamique

Malgré ces limites, la simulation dynamique du modèle (10) explique plutôt bien les données (graphique 5). Sur la période d'estimation, l'écart moyen entre investissement simulé et investissement observé s'élève à 1,46 % de l'investissement observé en valeur absolue. En dehors de la période d'estimation, la dynamique de l'investissement simulé est en parfaite adéquation avec sa contrepartie empirique à partir du quatrième trimestre 2021 et jusqu'à la fin de la période pour laquelle nous disposons des comptes nationaux définitifs. Le modèle explique même mieux les données définitives pour 2023 publiées à la fin du mois de mai qu'il n'expliquait les données semi-définitives. Nous constatons toutefois quatre périodes durant lesquelles l'écart entre l'investissement simulé et l'investissement observé se creuse : du T1-1997 au T3-1998, du T4-2005 au T4-2006, du T2-2020 au T3-2021, et à partir du T4-2024.

Le premier trimestre 1997 est difficile à capter parce qu'il marque une rupture dans la dynamique de l'investissement. L'écart se dégrade de nouveau au troisième et au quatrième trimestres de la même année, ce qui coïncide avec le début de la crise asiatique suivi par la crise financière russe et la quasi-faillite de LTCM au troisième trimestre 1998. Ces événements exceptionnels ne sont pas captés dans notre indicateur d'incertitude qui commence en 1999.

Graphique 5. Simulation dynamique de la FBCF des ENF en volume



Note : La simulation est initialisée au quatrième trimestre 1993. La ligne verticale indique la fin de l'échantillon utilisé pour l'estimation du modèle simulé.
Sources : Calculs de l'auteure, prévision OFCE avril 2026.

Le quatrième trimestre 2005 marque un tournant dans la politique monétaire de la BCE, qui augmente ses taux pour la première fois après deux ans et demi²⁶, ce qui peut avoir eu un effet à la baisse sur les anticipations que le modèle capte mal.

Pendant la crise du Covid-19, l'écart commence à se creuser au deuxième trimestre 2020, ce qui coïncide avec la mise en place des aides exceptionnelles aux entreprises en mars (création du fonds de solidarité et lancement des prêts garantis par l'État ou PGE), et s'intensifie au troisième trimestre 2020, ce qui coïncide avec le lancement du plan France Relance. Certaines de ces mesures ne sont pas captées dans le modèle, telles que les PGE, d'autres le sont en partie mais seulement avec un effet retardé. On observe notamment que le taux de marge des SNF augmente beaucoup à partir du T4-2020, sous l'effet des subventions reçues au titre du fonds de solidarité²⁷, ce qui commence à se transmettre à l'investissement simulé seulement deux trimestres plus tard.

En fin de période, la révision des comptes nationaux change la donne. Les données disponibles au premier trimestre 2026 indiquaient que le modèle expliquait assez bien l'investissement à partir du quatrième trimestre 2021 et jusqu'à la fin de la période de simulation. Les données actuelles indiquent au contraire que le modèle sous-estimerait l'investissement de l'ordre de 4 % à partir de fin 2024. Les raisons de cet écart restent à préciser mais on ne peut toutefois pas écarter l'hypothèse d'une nouvelle révision lors du bouclage des comptes définitifs pour 2024 en mai 2027.

3.3. Échantillon prolongé jusqu'en 2023

En appliquant la même méthode d'estimation que précédemment mais sur un échantillon prolongé jusqu'en 2023, nous constatons que certains paramètres changent substantiellement, tels que l'élasticité de l'investissement à la VA dans le court terme. Comme pour l'incertitude dans les modèles (3) à (9), la crise du Covid-19 est un choc qui affecte à la fois la contribution de la demande extérieure au taux de croissance de la VA et le résidu de l'équation d'investissement (via par exemple les autres composantes de la demande), ce qui crée un biais d'endogénéité. Afin de limiter ce biais, nous introduisons dans l'équation un

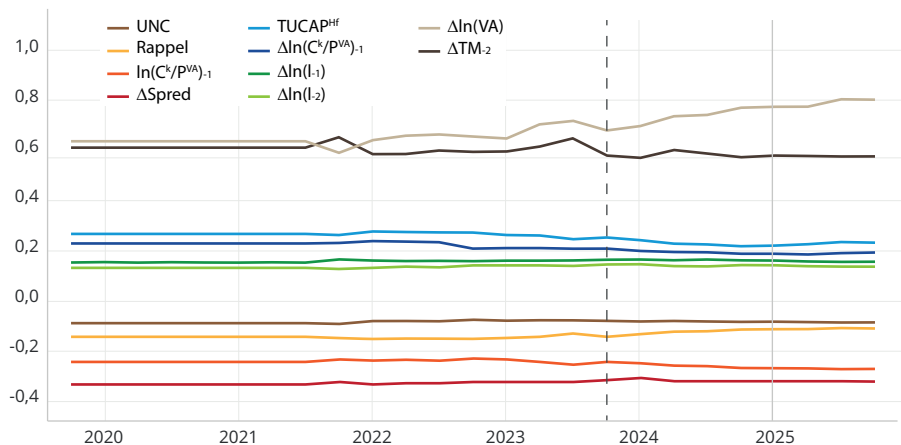
26. Voir Trichet (2005).

27. Voir INSEE (2022).

ensemble d’indicateurs couvrant toute la période Covid, du T1-2020 jusqu’au T3-2021.

En suivant cette approche, nous retrouvons les valeurs estimées sur le sous-échantillon s’arrêtant en 2019. En revanche, elle ne permet pas de séparer l’effet direct du Covid-19 sur l’investissement (e.g., celui qui passe par les aides aux entreprises) de son effet indirect via les autres composantes de la demande, ce qui revient à compter l’effet indirect deux fois dans l’exercice de simulation (après remplacement de la variable auxiliaire par le taux de croissance de la VA). Afin d’éviter cela, nous introduisons également les indicateurs dans le calcul de la variable auxiliaire, de sorte à obtenir une mesure qui synthétise l’effet combiné de la demande extérieure et du Covid-19 sur le taux de croissance de la VA.

Graphique 6. Estimation récursive des paramètres

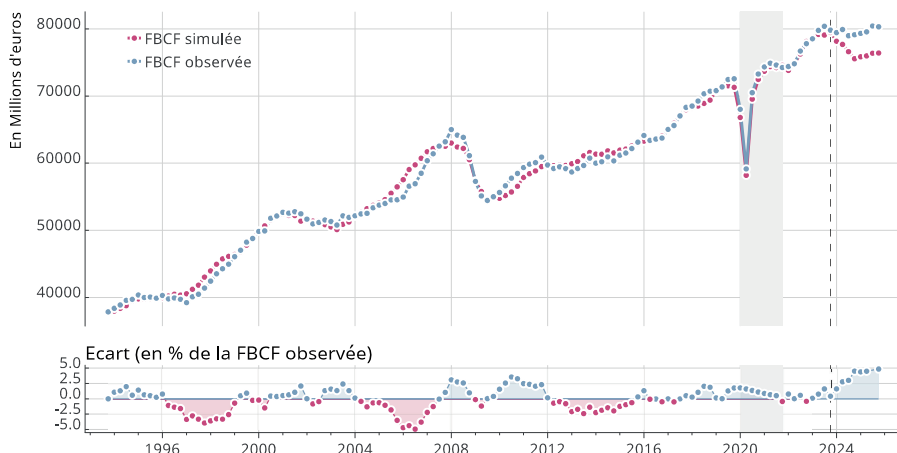


Note : Les paramètres $\Delta \ln(C^k/P^{VA})_{-1}$ et UNC ont été multipliés par 10 et le paramètre $\Delta Spred$ a été divisé par 10. La ligne verticale indique la fin de la période pour laquelle nous disposons des Comptes nationaux définitifs.
Source : Prévision OFCE avril 2026.

La colonne (11) du tableau 1 présente les paramètres de l’équation (3) estimée sur un échantillon prolongé jusqu’en 2023, et le graphique 6 présente les résultats issus de l’estimation récursive de l’équation. Plus spécifiquement, nous reportons sur ce graphique les paramètres obtenus en prolongeant l’échantillon progressivement, d’une période à la fois. Il ressort de nos estimations que les paramètres sont stables quel que soit l’échantillon considéré jusqu’au quatrième trimestre 2023. Les variables indicatrices permettent d’absorber l’effet

des aides exceptionnelles de l'État, que le modèle capte mal, tandis que le reste de la période d'estimation n'appelle pas d'ajustement puisque le modèle (10) explique déjà bien l'investissement. Conformément à ces résultats, la simulation dynamique du modèle (11) explique mieux les données que celle du modèle (10) durant la crise du Covid-19 (graphique 7).

Graphique 7. Simulation dynamique de la FBCF des ENF en volume



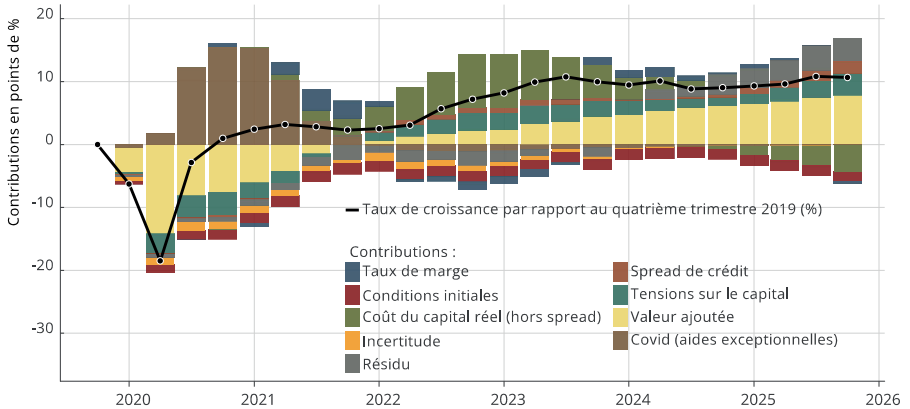
Note : La simulation est initialisée au quatrième trimestre 1993. La ligne verticale indique la fin de l'échantillon utilisé pour l'estimation du modèle simulé. La zone grisée signale la présence d'indicatrices dans l'équation.

Sources : Calculs de l'auteure, prévision OFCE avril 2026.

4. Rétrospective sur la dynamique de l'investissement

Dans cette section, nous utilisons l'équation (3) estimée jusqu'au quatrième trimestre 2023 (modèle 11) pour décomposer la dynamique de l'investissement depuis le quatrième trimestre 2019. Pour chaque déterminant (*e.g.*, coût d'usage du capital, incertitude, etc.), nous simulons deux scénarios. Dans le premier, les déterminants de l'investissement restent à leur niveau du quatrième trimestre 2019. Dans le deuxième, le déterminant considéré évolue comme dans les données. L'écart entre les deux simulations nous donne l'investissement supplémentaire (ou en moins) généré par un déterminant particulier. La dynamique de l'investissement est présentée sur le graphique 8 en écart par rapport à l'investissement observé avant la crise du Covid-19, avec la contribution de chacun des déterminants à cet écart.

Graphique 8. Contributions au taux de croissance de l'investissement par rapport au quatrième trimestre 2019



Lecture : Au quatrième trimestre 2025, l'investissement des entreprises non financières françaises se situait 10,7 % au-dessus de son niveau pré-Covid, sous l'effet notamment de la valeur ajoutée qui contribue à hauteur de 7,8 points à cette augmentation.

Note : L'investissement désigne la formation brute de capital fixe en volume. La catégorie conditions initiales correspond à la dynamique de l'investissement si ses déterminants avaient été maintenus à leur niveau du quatrième trimestre 2019.

Sources : Calculs de l'auteure, prévision OFCE avril 2026.

Nous distinguons cinq phases distinctes. Le premier semestre 2020 correspond à une phase de baisse de l'investissement coïncidant avec l'intensification de la pandémie de Covid-19. À l'issue de cette période, l'investissement a diminué de 18,5 % par rapport à son niveau pré-Covid, sous l'effet de la contraction de la demande, du relâchement des tensions sur le capital et de l'augmentation de l'incertitude.

Vient ensuite une phase de hausse, qui s'étend jusqu'au deuxième trimestre 2021. L'investissement rattrape son niveau pré-Covid dès le quatrième trimestre 2020, tiré essentiellement par les aides de l'État et, dans une moindre mesure, par l'augmentation de la demande.

Durant la phase suivante, qui intervient entre le troisième trimestre 2021 et le deuxième trimestre 2022, l'investissement stagne autour d'un niveau 3 % au-dessus de son niveau pré-Covid. Il est stimulé par la demande, qui poursuit sa reprise, par l'émergence de tensions sur l'utilisation du capital, par l'effet retardé des subventions accordées au titre du fonds de solidarité et de la réduction des impôts de production via le taux de marge, et par la réduction du coût d'usage du capital générée par l'augmentation de l'inflation. Ces facteurs jouant à la hausse sur l'investissement sont partiellement compensés par le retrait progressif des mesures exceptionnelles de soutien aux

entreprises et par l'incertitude générée par le déclenchement de la guerre en Ukraine.

Entre le troisième trimestre 2022 et le troisième trimestre 2023, l'investissement repart à la hausse sous l'effet de l'augmentation de la demande, des tensions sur l'utilisation du capital, et de la réduction passée du coût d'usage du capital. Pendant cette période, la demande commence à rattraper le retard pris pendant la crise du Covid-19 dans le sens où sa contribution à l'écart entre l'investissement et son niveau pré-Covid repasse en territoire positif. Par ailleurs, l'effet positif retardé de la réduction du coût d'usage du capital générée par la vague d'inflation de 2021-2022 fait plus que compenser l'effet négatif de l'augmentation du coût d'usage du capital qui lui emboîte le pas.

Depuis le troisième trimestre 2023, l'investissement est globalement stable. Il se situe à un niveau entre 9 et 11 % au-dessus de celui observé avant le Covid. Le maintien du coût d'usage du capital à un niveau moyen supérieur de 0,6 point à son niveau pré-Covid pèse sur l'investissement, malgré l'assouplissement de la politique monétaire enclenché en 2024 qui agit à la baisse sur les coûts de financement. Cet effet négatif du coût d'usage du capital est partiellement compensé par la trajectoire de la demande, par l'effet retardé de l'augmentation des marges en 2024, et par la résurgence de tensions sur l'utilisation du capital en 2025. Les marges ont substantiellement augmenté au deuxième trimestre 2023 (+1,8 point de valeur ajoutée), sous l'effet de l'augmentation de la productivité apparente du travail et de la nouvelle baisse de la cotisation sur la valeur ajoutée des entreprises (CVAE).

5. Conclusion

Cette étude revient sur les déterminants de l'investissement des ENF au cours de la période allant du quatrième trimestre 1993 au quatrième trimestre 2023, c'est-à-dire les 30 dernières années pour lesquelles nous disposons des comptes nationaux trimestriels définitifs. Elle propose une nouvelle équation d'investissement qui présente notamment trois avantages. L'élasticité de l'investissement au coût d'usage du capital dans le long terme (-0,24), qui sur le plan théorique est censée être égale à l'élasticité de l'emploi au coût du travail dans le long terme, se situe dans l'intervalle des valeurs obtenues par Heyer (2023) à partir d'une équation d'emploi (entre -0,22 et -0,28). Ensuite, les paramètres de l'équation sont stables quelle que soit la fin de

l'échantillon utilisé pour l'estimer, qu'il s'arrête avant la crise du Covid-19 ou bien au quatrième trimestre 2023. Enfin, l'équation explique particulièrement bien le comportement d'investissement des ENF au cours des dernières années pour lesquelles nous disposons des données définitives.

Elle attribue la relative stabilisation de l'investissement observée en 2024 et en 2025 à des facteurs qui affectent la dynamique de long terme de l'investissement et à des facteurs qui affectent sa dynamique de court terme.

- Dans le long terme, depuis la fin 2023, le coût d'usage du capital réel se maintient à un niveau supérieur à celui que l'on observait avant la crise du Covid-19. La trajectoire haussière de la valeur ajoutée amortit la diminution de l'investissement qui en résulterait toutes choses égales par ailleurs, mais pas suffisamment pour expliquer complètement pourquoi l'investissement est stable d'une part, et pourquoi le taux d'investissement se maintient à un niveau supérieur à celui que l'on observait avant la crise du Covid-19 d'autre part.
- Dans le court terme, l'effet retardé de l'augmentation des marges en 2023 stimule l'investissement en 2024 et l'émergence de tensions sur l'utilisation du capital stimule l'investissement en 2025.

L'équation ne permet pas d'expliquer complètement la dynamique de l'investissement en fin de période puisqu'un écart positif émerge entre l'investissement observé et l'investissement simulé à partir de 2024. Les raisons de cet écart restent à préciser mais on ne peut toutefois pas écarter l'hypothèse d'une nouvelle révision des données lors du bouclage des comptes nationaux définitifs pour 2024, en mai 2027.

Références

- Abel A. B. et O. J. Blanchard, 1986, « The present value of profits and cyclical movements in investment », *Econometrica*, vol. 54, n° 168, pp. 249-273, <https://doi.org/10.2307/1913150>
- Audenaert D., C.-M. Chevalier, Y. Hauseux et B. Marc, 2015, « Le prix du foncier n'aurait pas d'effet direct sur l'investissement en actifs productifs », in : INSEE, *La reprise se diffuse dans la zone euro. Note de conjoncture*, Paris, Institut national de la statistique et des études économiques, pp. 21-37, https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1408477/062015_d1.pdf

- Auerbach A. J., 1983, « Taxation, corporate financial policy and the cost of capital », *Journal of Economic Literature*, vol. 21, n° 3, pp. 905-940, <https://www.jstor.org/stable/2724911>
- Baker S. R., N. Bloom et S. J. Davis, 2016, « Measuring economic policy uncertainty », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 131, n° 4, pp. 1593-1636, <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Bardaji J. *et al.*, 2017, « Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés », *Document de travail de la Direction des études et synthèses économiques de l'INSEE*, n° G2017/04, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2848300/G2017-04.pdf>
- Bloom N., 2009, « The impact of uncertainty shocks », *Econometrica*, vol. 77, n° 3, pp. 623-685, <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Bloom N., 2014, « Fluctuations in uncertainty », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 28, n° 2, pp. 153-176, <https://www.jstor.org/stable/23723489>
- Bricongne J.-C., L. Granelli et S. Hoffmann, 2017, *Fiscal Measures and Corporate Investment in France*, Luxembourg, Publications Office of the European Union.
- Briodeau C., 2025, « Comment expliquer le taux d'épargne élevé en France ? Nouvelle estimation de l'équation de consommation », *Revue de l'OFCE*, n° 191, p. 1-26, <https://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/revue/2025/25-191OFCE.pdf>
- Campello M. et G. Kankanhalli, 2024, « Corporate decision-making under uncertainty : Review and future research directions », in : D. J. Denis (ed.), *Handbook of Corporate Finance*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing, pp. 548-590.
- Carluccio J., C. Mazet-Sonilhac et J.-S. Mésonnier, 2018, « Investment and the WACC : New micro evidence for France », *Banque de France Working Paper*, n° 710, <https://www.banque-france.fr/system/files/2023-04/wp710%20%281%29.pdf>
- Carnot N. et B. Tissot, 2002, *La prévision économique*, Paris, Economica.
- Carroy A., Y. Kalantzis, C. Thubin, F. Delamarre et J.-P. Villette, 2019, « Comment expliquer le maintien d'un taux d'épargne historiquement élevé en France en sortie de pandémie ? », *Nous*, vol. 3, n° 5, https://esurfi.banque-france.fr/system/files/2026-02/BDF262_3_Taux-%C3%A9pargne_web.pdf
- Chaney T., D. Sraer et D. Thesmar, 2007, « Collateral value and corporate investment : Evidence from the French real estate market », *Document de travail de la Direction des études et synthèses économiques de l'INSEE*, n° G2007/08, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1380762/g2007-08.pdf>

- Chaney T., D. Sraer et D. Thesmar, 2012, « The collateral channel : How real estate shocks affect corporate investment », *The American Economic Review*, vol. 102, n° 6, pp. 2381-2409, <https://www.jstor.org/stable/41724659>
- 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*, vol. 81, pp. 245-300, <https://sciencespo.hal.science/view/index/identifiant/hal-01073260>
- Chodorow-Reich G., M. Smith, O. M. Zidar et E. Zwick, 2024, « Tax policy and investment in a global economy », *NBER Working Paper*, n° 32180, https://www.nber.org/system/files/working_papers/w32180/w32180.pdf
- Chodorow-Reich G., O. Zidar et E. Zwick, 2024, « Lessons from the biggest business tax cut in US history », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 38, n° 3, pp. 61-88.
- Claessens S. et M. A. Kose, 2017, « Macroeconomic implications of financial imperfections: A survey », *BIS Working Paper*, n° 677, <https://www.bis.org/publ/work677.pdf>
- Clark P. K., A. Greenspan, S. M. Goldfeld et P. Clark, 1979, « Investment in the 1970s : Theory, performance, and prediction », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, pp. 73-124.
- Creedy J. et N. Gemmell, 2017, « Taxation and the user cost of capital », *Journal of Economic Surveys*, vol. 31, n° 1, pp. 201-225, <https://doi.org/10.1111/joes.12137>
- Cueva S. et X. Timbeau, 1991, « Capacités de production, degrés d'utilisation et modélisation macroéconomique », mémoire pour le DEA « Analyse macroéconomique, modélisation et conjoncture ».
- Dubois U. *et al.*, 2026, « Re-estimated FR-BDF : New features and an assessment of monetary policy tightening in France », *Banque de France Working Paper*, n° 1044.
- Ducoudré B., M. Plane et S. Villemot, 2015, « Équations d'investissement », *Revue de l'OFCE*, n° 138, pp. 205-221.
- ECB, 2002, *Monthly bulletin November 2002*, <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/mobu/mb200211en.pdf>
- Ericsson N. R. et J. G. MacKinnon, 2002, « Distributions of error correction tests for cointegration », *The Econometrics Journal*, vol. 5, n° 2, pp. 285-318, <https://www.jstor.org/stable/23114896>
- Eudeline J.-F., Y. Gorin, G. Sklénard et A. Zakhartchouk, 2013, « En France, l'investissement des entreprises repartira-t-il en 2014 ? », in : INSEE, *Reprise poussive. Note de conjoncture*, Paris, Institut national de la statistique et des études économiques, pp. 19-39.
- Fagnart J.-F., O. Licandro et F. Portier, 1999, « Firm heterogeneity, capacity utilization, and the business cycle », *Review of Economic Dynamics*, vol. 2, n° 2, pp. 433-455.

- Fazzari S., R. G. Hubbard et B. C. Petersen, 1987, « Financing constraints and corporate investment », *NBER Working Paper*, n° 2387, https://www.nber.org/system/files/working_papers/w2387/w2387.pdf
- Gilchrist S., J. W. Sim et E. Zakrajšek, 2014, « Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics », *NBER Working Paper*, n° 20038, https://www.nber.org/system/files/working_papers/w20038/w20038.pdf
- Gilchrist S. et E. Zakrajšek, 2007, « Investment and the cost of capital : New evidence from the corporate bond market », *NBER Working Paper*, n° 13174, https://www.nber.org/system/files/working_papers/w13174/w13174.pdf
- Hall R. E. et D. W. Jorgenson, 1967, « Tax policy and investment behavior », *The American Economic Review*, vol. 57, n° 3, pp. 391-414, <https://www.jstor.org/stable/1812110>
- Hanappi T., V. Millot et S. Turban, 2023, « How does corporate taxation affect business investment ? Evidence from aggregate and firm-level data », *OECD Economics Department Working Paper*, n° 1765, [https://one.oecd.org/document/ECO/WKP\(2023\)18/en/pdf](https://one.oecd.org/document/ECO/WKP(2023)18/en/pdf)
- Hayashi F., 1982, « Tobin's marginal q and average q : A neoclassical interpretation », *Econometrica*, pp. 213-224, <https://doi.org/10.2307/1912538>
- Heyer É., 2023, « Comment expliquer l'évolution de l'emploi salarié depuis la crise Covid ? Une analyse économétrique sur données macro-sectorielles », *Revue de l'OFCE*, n° 180, pp. 179-206, https://shs.cairn.info/article/REOF_180_0179/pdf?lang=fr
- Hubbard R., 1998, « Capital-market imperfections and investment », *Journal of Economic Literature*, vol. 36, n° 1, pp. 193-225, <https://www.jstor.org/stable/2564955>
- INSEE, 2022, « Résultats des entreprises », in : *La croissance et l'inflation à l'épreuve des incertitudes géopolitiques. Note de conjoncture*, Paris, Institut national de la statistique et des études économiques, pp. 51-52.
- Jorgenson D. W., 1963, « Capital theory and investment behavior », *The American Economic Review*, vol. 53, n° 2, pp. 247-259, <https://www.jstor.org/stable/1823868>
- Jorgenson D. W., 1967, « The theory of investment behavior », in : R. Ferner (ed.), *Determinants of Investment Behavior*, Washington D. C., NBER, pp. 129-175, <https://www.nber.org/system/files/chapters/c1235/c1235.pdf>
- Klein C. et O. Simon, 2010, « Le modèle MESANGE nouvelle version réestimée en base 2000 », *Documents de travail de la DGTPPE*, n° 2010/02, <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/c8c71bdc-bc87-4430-b593-ea0ba60c01cf/files/85b1504b-4967-4f7d-92b0-ec96b4d920df>

- Lemoine M. *et al.*, 2018, « The FR-BDF model and an assessment of monetary policy transmission in France », *Banque de France Working Paper*, n° 736, <https://www.banque-france.fr/system/files/2023-04/wp736.pdf>
- Liu L. X., T. M. Whited et L. Zhang, 2009, « Investment-based expected stock returns », *Journal of Political Economy*, vol. 117, n° 6, pp. 1105-1139, <https://doi.org/10.1086/649760>
- Liu Z., P. Wang et T. Zha, 2013, « Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations », *Econometrica*, vol. 81, n° 3, pp. 1147-1184, <https://doi.org/10.3982/ECTA8994>
- Modigliani F. et M. H. Miller, 1958, « The cost of capital, corporation finance and the theory of investment », *The American Economic Review*, vol. 48, n° 3, pp. 261-297, <https://www.jstor.org/stable/1809766>
- Muet P.-A. et S. Avouyi-Dovi, 1987, « L'effet des incitations fiscales sur l'investissement », *Revue de l'OFCE*, vol. 18, n° 1, pp. 149-174, https://www.persee.fr/doc/ofce_0751-6614_1987_num_18_1_1087
- OECD, 2025, *OECD Economic Outlook. Volume 2025 Issue 1 : Tackling Uncertainty, Reviving Growth*, n° 117, Paris, OECD Publishing, https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2025/06/oecd-economic-outlook-volume-2025-issue-1_1fd979a8/83363382-en.pdf
- Ohrn E., 2018, « The effect of corporate taxation on investment and financial policy : Evidence from the DPAD », *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 10, n° 2, pp. 272-301, <https://www.jstor.org/stable/26529031>
- Oliner S., G. Rudebusch et D. Sichel, 1995, « New and old models of business investment : A comparison of forecasting performance », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 27, n° 3, pp. 806-826, <https://doi.org/10.2307/2077752>
- Sampognaro R., 2024, « Effet d'un choc d'incertitude politique sur le PIB français », *Revue de l'OFCE*, n° 187, pp. 203-215, https://shs.cairn.info/article/REOF_187_0203/pdf?lang=fr
- Trichet J.-C., 2005, « Monetary Policy Press Conference », décembre, https://www.ecb.europa.eu/press/press_conference/monetary-policy-statement/2005/html/is051201.en.html
- Zhang L., 2017, « The Investment CAPM », *NBER Working Paper*, n° 23226, https://www.nber.org/system/files/working_papers/w23226/w23226.pdf

ANNEXES EN LIGNE

Annexe 1 :

<https://www.ofce.sciences-po.fr/prev/prev2603/es/investissement/investissement.html#sec-data>

Annexe 2 :

<https://www.ofce.sciences-po.fr/prev/prev2603/es/investissement/investissement.html#sec-variantes>

Annexe 3 :

https://www.ofce.sciences-po.fr/prev/prev2603/es/investissement/investissement.html#sec-cadre_theorique

Annexe 4 :

<https://www.ofce.sciences-po.fr/prev/prev2603/es/investissement/investissement.html#sec-wacc>

Annexe 5 :

<https://www.ofce.sciences-po.fr/prev/prev2603/es/investissement/investissement.html#sec-fisca>

