

Croissance et fluctuations

Master 2 EIPMC • Année universitaire 2026-2027

Séance 4

Des cycles réels aux modèles DSGE

Bibliographie, démonstrations et documents de cours

Grégory Levieuge

Ce document de cours rassemble la bibliographie de la séance, les démonstrations complètes auxquelles renvoient les slides, et les documents qui y sont projetés. Les documents sont numérotés dans l'ordre de projection. Les six ouvrages de référence valables pour les sept séances figurent au document de la séance 1. Slides et bibliographie sont déposés sur <http://gregorylevieuge.com>, rubrique *Teaching*.

Bibliographie de la séance 4

Rangée dans l'ordre des parties. Dans chaque partie, l'astérisque signale le texte maître, celui dont les autres discutent ou s'inspirent.

Partie 1. Les cycles réels : microfonder les fluctuations

- ★ Kydland, F. E. et Prescott, E. C. (1982), « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica* 50(6), p. 1345 à 1370. Le premier modèle des cycles réels, calibré et comparé aux données.
- Lucas, R. E. (1976), « Econometric Policy Evaluation: A Critique », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, p. 19 à 46. La critique de Lucas.
- Prescott, E. C. (1986), « Theory Ahead of Business Cycle Measurement », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10(4), p. 9 à 22. Ce qu'en concluent les tenants des cycles réels.
- Summers, L. H. (1986), « Some Skeptical Observations on Real Business Cycle Theory », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10(4), p. 23 à 27. La réponse, dans le même numéro.
- Cogley, T. et Nason, J. M. (1995), « Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models », *American Economic Review* 85(3), p. 492 à 511. L'inertie insuffisante du modèle.
- Gautier, E., Conflitti, C., Faber, R. P., Fabo, B., Fadejeva, L., Jouvanceau, V., Menz, J.-O., Messner, T., Petroulas, P., Roldan-Blanco, P., Rumler, F., Santoro, S., Wieland, E. et Zimmer, H. (2024), « New Facts on Consumer Price Rigidity in the Euro Area », *American Economic Journal: Macroeconomics* 16(4), p. 386 à 431. La fréquence des changements de prix en zone euro.
- Stiglitz, J. E. et Weiss, A. (1981), « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *American Economic Review* 71(3), p. 393 à 410. L'asymétrie d'information entre prêteurs et emprunteurs.
- Kiyotaki, N. et Moore, J. (1997), « Credit Cycles », *Journal of Political Economy* 105(2), p. 211 à 248, et Bernanke, B. S., Gertler, M. et Gilchrist, S. (1999), « The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework », dans Taylor, J. B. et Woodford, M. (dir.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1C, Elsevier, chapitre 21, p. 1341 à 1393. L'accélérateur financier.
- Cahn, C., Fève, P. et Matheron, J. (2026), « DSGE Models in Central Banks: Progress and Prospects », *Document de travail de la Banque de France* 1066, section 1.1. Une histoire de la modélisation, des grands modèles macroéconométriques aux DSGE.

Partie 2. Le modèle nouveau keynésien à trois équations

- ★ Galí, J. (2015), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*, 2^e édition, Princeton University Press, chapitre 3. Le modèle de la partie 2, ses démonstrations et son calibrage.
- Clarida, R., Galí, J. et Gertler, M. (1999), « The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective », *Journal of Economic Literature* 37(4), p. 1661 à 1707. Le modèle à trois équations et ce qu'il dit de la politique monétaire.
- Calvo, G. A. (1983), « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics* 12(3), p. 383 à 398. Les prix rigides.
- Taylor, J. B. (1993), « Discretion versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, p. 195 à 214. La règle de Taylor.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Evans, C. L. (2005), « Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy », *Journal of Political Economy* 113(1), p. 1 à 45. La réponse en cloche, et les ajouts qui la reproduisent.
- Adjemian, S., Juillard, M., Karamé, F., Mutschler, W., Pfeifer, J., Ratto, M., Rion, N. et Villemot, S. (2025), *Dynare: Reference Manual, Version 6*, *Dynare Working Papers* 80, CEPREMAP. Le manuel du logiciel, libre, <https://www.dynare.org>.

Partie 3. Confronter le modèle aux données : l'estimation bayésienne

- ★ Smets, F. et Wouters, R. (2007), « Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach », *American Economic Review* 97(3), p. 586 à 606. Le DSGE estimé de référence, dont descendent ceux des banques centrales.
- An, S. et Schorfheide, F. (2007), « Bayesian Analysis of DSGE Models », *Econometric Reviews* 26(2-4), p. 113 à 172. La méthode, a priori, vraisemblance et simulation, exposée en détail.

Partie 4. Un DSGE estimé à l'œuvre : zone euro et États-Unis, 2008 à 2023

- ★ Garcia-Revelo, J., Levieuge, G. et Sahuc, J.-G. (2025), « Revisiting 15 Years of Unusual Transatlantic Monetary Policies », *Journal of International Money and Finance* 159, article 103441. Le modèle à deux pays de la partie 4, ses estimations, ses décompositions et ses contrefactuels.

Données utilisées

Les documents 1, 2, 4 et 5 sont construits sur la base AMECO de la Commission européenne (jeu de printemps 2026), https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-research-and-databases/economic-databases/ameco-database_en.

Annexe. Les démonstrations de la séance

Dans les notations des slides. Une lettre minuscule désigne l'écart relatif d'une grandeur à son état stationnaire : c_t pour C_t , y_t pour Y_t , n_t pour N_t .

Outil. Pour x petit, $(1+x)^a \simeq 1+ax$, et $(1+x)(1+z) \simeq 1+x+z$ pour x et z petits.

1. Le modèle des cycles réels à l'état stationnaire

Le taux réel. Renoncer à une unité de consommation aujourd'hui en rapporte $1+r$ dans un an, qui valent $\beta(1+r)$ aujourd'hui. À l'état stationnaire, le ménage n'a intérêt ni à épargner plus ni à épargner moins : $\beta(1+\bar{r}) = 1$, soit $\bar{r} = 1/\beta - 1 = 1/0,96 - 1 \simeq 4\%$.

Les rapports K/Y et I/Y . L'entreprise ajoute du capital tant que la dernière unité rapporte plus qu'elle ne coûte : $\partial Y/\partial K = \alpha Y/K = r + \delta$, d'où $K/Y = \alpha/(r + \delta) = (1/3)/(0,04 + 0,06) \simeq 3,3$. À l'état stationnaire, $K_{t+1} = K_t$, donc $I = \delta K$ et $I/Y = \delta K/Y = 0,06 \times 3,3 \simeq 0,20$.

2. La courbe IS

Le programme du ménage. Il maximise $E_0 \sum_{t \geq 0} \beta^t u(C_t)$, avec $u(C) = C^{1-\sigma}/(1-\sigma)$, donc $u'(C) = C^{-\sigma}$.

La condition de premier ordre (équation d'Euler). Renoncer à une unité aujourd'hui coûte $u'(C_t)$; placée au taux réel r_t , elle rapporte $1+r_t$ unités demain, qui valent $\beta(1+r_t)u'(C_{t+1})$ aujourd'hui. À l'optimum, les deux sont égaux :

$$C_t^{-\sigma} = \beta(1+r_t)E_t C_{t+1}^{-\sigma} \quad \text{soit} \quad 1 = \beta(1+r_t)E_t \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma}.$$

L'approximation. Trois pas, chacun avec l'outil.

- $\frac{C_{t+1}}{C_t} = \frac{1+c_{t+1}}{1+c_t} \simeq 1+c_{t+1}-c_t$.
- Avec $x = c_{t+1}-c_t$ et $a = -\sigma$: $\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma} \simeq 1-\sigma(c_{t+1}-c_t)$.
- Avec $\beta = 1/(1+\bar{r})$: $\beta(1+r_t) = \frac{1+r_t}{1+\bar{r}} \simeq 1+r_t-\bar{r}$.

On reporte, et l'on néglige le produit de deux petits termes :

$$1 \simeq (1+r_t-\bar{r})(1-\sigma(E_t c_{t+1}-c_t)) \simeq 1+r_t-\bar{r}-\sigma(E_t c_{t+1}-c_t),$$

$$\text{d'où} \quad c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(r_t - \bar{r}).$$

De la consommation à l'output gap. Sans capital ni investissement, $Y = C$, donc $y_t = c_t$. Le taux réel anticipé est $r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$:

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1} - \bar{r}).$$

Avec des prix flexibles, la même équation vaut pour la production naturelle et le taux réel naturel : $y_t^n = E_t y_{t+1}^n - \frac{1}{\sigma} (r_t^n - \bar{r})$. On retranche, avec $x_t = y_t - y_t^n$; $\bar{r}$ disparaît :

$$x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n)$$

3. La courbe de Phillips nouvelle keynésienne

Notation : p_t est le logarithme du niveau des prix, de sorte que $\pi_t = p_t - p_{t-1}$. Chaque trimestre, une entreprise a la probabilité $1 - \theta$ de pouvoir changer son prix (Calvo).

Étape 1. L'indice des prix. Une part $1 - \theta$ des entreprises fixe le nouveau prix p_t^* (toutes celles qui le peuvent choisissent le même). Les autres, tirées au hasard, gardent leur prix : leur prix moyen est celui de l'ensemble au trimestre précédent, p_{t-1} . D'où

$$p_t \simeq \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^*, \quad \text{et, en retranchant } p_{t-1} : \quad \pi_t = (1 - \theta) (p_t^* - p_{t-1}).$$

Étape 2. Le prix choisi. Le prix fixé en t reste en place dans k trimestres avec la probabilité θ^k . L'entreprise le choisit pour maximiser la somme actualisée de ses profits sur toute cette durée. La condition de premier ordre donne, en logarithmes, la marge $\mu = \ln \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$ plus une moyenne pondérée des coûts marginaux nominaux attendus de l'entreprise, chaque trimestre pesant $(\beta\theta)^k$:

$$p_t^* = \mu + (1 - \beta\theta) \sum_{k \geq 0} (\beta\theta)^k E_t (mc_{t+k|t} + p_{t+k}),$$

où $mc_{t+k|t}$ est le coût marginal réel, en $t + k$, de l'entreprise qui a fixé son prix en t . Le facteur $1 - \beta\theta$ fait que les poids somment à 1 : $(1 - \beta\theta) \sum_{k \geq 0} (\beta\theta)^k = 1$. À l'état stationnaire, sans inflation, $p^* = p$ et le coût marginal réel vaut $-\mu$; en écart à cette valeur, $\widehat{mc}_{t+k|t} = mc_{t+k|t} + \mu$, et

$$p_t^* = (1 - \beta\theta) \sum_{k \geq 0} (\beta\theta)^k E_t (\widehat{mc}_{t+k|t} + p_{t+k}).$$

Étape 3. Le coût marginal de l'entreprise et celui de l'économie. Avec des rendements décroissants ($Y = AN^{1-\alpha}$), le coût marginal d'une entreprise croît avec sa production, d'élasticité $\alpha/(1 - \alpha)$. Sa production dépend de son prix relatif, avec l'élasticité ε : $y_{t+k|t} - y_{t+k} = -\varepsilon (p_t^* - p_{t+k})$. D'où

$$\widehat{mc}_{t+k|t} = \widehat{mc}_{t+k} - \frac{\alpha\varepsilon}{1 - \alpha} (p_t^* - p_{t+k}),$$

où $\widehat{mc}_{t+k}$ est le coût marginal réel moyen de l'économie. Une entreprise qui fixe un prix plus élevé vend moins, produit moins, et son coût marginal baisse. On reporte dans l'étape 2 et l'on regroupe les termes en p_t^* et en p_{t+k} , qui ont tous deux le coefficient $1 + \frac{\alpha\varepsilon}{1 - \alpha} = \frac{1 - \alpha + \alpha\varepsilon}{1 - \alpha}$. On divise par ce coefficient :

$$p_t^* = (1 - \beta\theta) \sum_{k \geq 0} (\beta\theta)^k E_t (\Omega \widehat{mc}_{t+k} + p_{t+k}), \quad \Omega = \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha + \alpha\varepsilon}.$$

Étape 4. L'écriture récursive. On retranche p_{t-1} des deux côtés (les poids somment à 1) et l'on écrit $p_{t+k} - p_{t-1} = \pi_t + \pi_{t+1} + \dots + \pi_{t+k}$. Dans la somme, π_{t+j} apparaît pour tous les $k \geq j$, avec le poids total $(1 - \beta\theta) \sum_{k \geq j} (\beta\theta)^k = (\beta\theta)^j$:

$$p_t^* - p_{t-1} = (1 - \beta\theta) \Omega \sum_{k \geq 0} (\beta\theta)^k E_t \widehat{mc}_{t+k} + \sum_{j \geq 0} (\beta\theta)^j E_t \pi_{t+j}.$$

La même équation, écrite en $t + 1$ et multipliée par $\beta\theta$, contient tous les termes à partir de $k = 1$. D'où la forme récursive :

$$p_t^* - p_{t-1} = \beta\theta E_t(p_{t+1}^* - p_t) + (1 - \beta\theta) \Omega \widehat{mc}_t + \pi_t.$$

Étape 5. On combine avec l'étape 1. Par l'étape 1, $p_t^* - p_{t-1} = \pi_t/(1 - \theta)$ et $E_t(p_{t+1}^* - p_t) = E_t\pi_{t+1}/(1 - \theta)$:

$$\frac{\pi_t}{1 - \theta} = \frac{\beta\theta}{1 - \theta} E_t\pi_{t+1} + (1 - \beta\theta) \Omega \widehat{mc}_t + \pi_t.$$

On retranche π_t : $\frac{\pi_t}{1 - \theta} - \pi_t = \frac{\theta}{1 - \theta} \pi_t$. On multiplie par $\frac{1 - \theta}{\theta}$:

$$\pi_t = \beta E_t\pi_{t+1} + \lambda \widehat{mc}_t, \quad \lambda = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta} \Omega.$$

Étape 6. Du coût marginal à l'output gap. Le ménage a une désutilité du travail, $u(C, N) = \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi}$; sa condition de premier ordre pour les heures égalise le salaire réel au rapport des utilités marginales, $W/P = N^\varphi/C^{-\sigma}$, soit en écarts $\sigma c_t + \varphi n_t$. La productivité marginale du travail, $(1 - \alpha)AN^{-\alpha}$, vaut en écarts $a_t - \alpha n_t$. Le coût marginal réel est le salaire réel divisé par la productivité marginale ; avec $c_t = y_t$ et $n_t = (y_t - a_t)/(1 - \alpha)$, tiré de $y_t = a_t + (1 - \alpha)n_t$:

$$\widehat{mc}_t = \sigma y_t + \varphi n_t - (a_t - \alpha n_t) = \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha}\right) y_t - \frac{1 + \varphi}{1 - \alpha} a_t.$$

Avec des prix flexibles, toutes les entreprises fixent leur prix à chaque trimestre, le coût marginal réel reste à sa valeur stationnaire, $\widehat{mc} = 0$, et la production vaut y_t^n . On écrit l'égalité précédente pour y_t^n et on la retranche : $\widehat{mc}_t = (\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha}) x_t$. D'où

$$\boxed{\pi_t = \beta E_t\pi_{t+1} + \kappa x_t} \quad \kappa = \lambda \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha}\right).$$

Avec le calibrage de Galí (2015), $\alpha = 1/4$, $\sigma = 1$, $\varphi = 5$, $\varepsilon = 9$, $\theta = 3/4$, $\beta = 0,99$: $\Omega = \frac{0,75}{0,75 + 0,25 \times 9} = 0,25$, $\lambda = \frac{0,25 \times (1 - 0,7425)}{0,75} \times 0,25 \simeq 0,021$, $\kappa \simeq 0,021 \times (1 + \frac{5,25}{0,75}) = 0,021 \times 8 \simeq 0,17$.

4. La courbe de Phillips avec indexation des prix

Les entreprises qui ne choisissent pas un nouveau prix (probabilité θ) l'indexent sur l'inflation passée : $p_t(i) = p_{t-1}(i) + \gamma_p \pi_{t-1}$, avec $0 \leq \gamma_p \leq 1$. On note $\tilde{\pi}_t = \pi_t - \gamma_p \pi_{t-1}$ l'écart de l'inflation à l'indexation.

L'indice des prix. $p_t \simeq \theta(p_{t-1} + \gamma_p \pi_{t-1}) + (1 - \theta)p_t^*$, d'où, en retranchant $p_{t-1} + \gamma_p \pi_{t-1}$: $\tilde{\pi}_t = (1 - \theta)q_t$, avec $q_t = p_t^* - p_{t-1} - \gamma_p \pi_{t-1}$.

Le prix choisi. Fixé en t , le prix vaudra $p_t^* + \gamma_p(p_{t+k-1} - p_{t-1})$ dans k trimestres. L'entreprise vise, pour chaque trimestre, le même objectif que sans indexation ; l'étape 3 donne donc

$$p_t^* = (1 - \beta\theta) \sum_{k \geq 0} (\beta\theta)^k E_t(\Omega \widehat{mc}_{t+k} + p_{t+k} - \gamma_p(p_{t+k-1} - p_{t-1})).$$

On retranche $p_{t-1} + \gamma_p \pi_{t-1}$. Comme $p_{t+k} - p_{t-1} - \gamma_p(p_{t+k-1} - p_{t-1}) - \gamma_p \pi_{t-1} = \tilde{\pi}_t + \tilde{\pi}_{t+1} + \dots + \tilde{\pi}_{t+k}$, le calcul de l'étape 4 se refait à l'identique, $\tilde{\pi}$ à la place de π :

$$q_t = \beta\theta E_t q_{t+1} + (1 - \beta\theta) \Omega \widehat{mc}_t + \tilde{\pi}_t, \quad \text{puis} \quad \tilde{\pi}_t = \beta E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \lambda \widehat{mc}_t.$$

La courbe hybride. On développe $\tilde{\pi}$: $\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1} = \beta(E_t \pi_{t+1} - \gamma_p \pi_t) + \lambda \widehat{mc}_t$. On regroupe les termes en π_t , $(1 + \beta\gamma_p) \pi_t = \gamma_p \pi_{t-1} + \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda \widehat{mc}_t$, et l'on remplace $\lambda \widehat{mc}_t$ par κx_t (étape 6) :

$$\boxed{\pi_t = \frac{\gamma_p}{1 + \beta\gamma_p} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\gamma_p} E_t \pi_{t+1} + \frac{\kappa}{1 + \beta\gamma_p} x_t}$$

Avec $\gamma_p = 0$, on retrouve la courbe sans indexation ; avec $\gamma_p = 1$, inflation passée et inflation anticipée ont chacune un coefficient proche de $1/2$.

5. L'estimation bayésienne

On note Θ le vecteur des paramètres à estimer (dont $\theta, \gamma_p, \sigma \dots$) et Y les données observées.

La règle de Bayes.

$$p(\Theta | Y) = \frac{p(Y | \Theta) p(\Theta)}{p(Y)}.$$

- $p(\Theta)$, l'**a priori** : la loi choisie par le modélisateur avant de regarder les données. Pour θ , une loi bêta de moyenne 0,66 et d'écart type 0,05 ; ses deux paramètres a et b se déduisent des deux moments, $\frac{a}{a+b} = 0,66$ et $\frac{0,66 \times 0,34}{a+b+1} = 0,05^2$, soit $a \simeq 58,6$ et $b \simeq 30,2$. Cette loi place 90 % de sa masse entre 0,58 et 0,74.
- $p(Y | \Theta)$, la **vraisemblance** : la probabilité d'observer les données si les paramètres valent Θ . Pour chaque valeur de Θ , le modèle est résolu (comme le fait Dynare), puis la vraisemblance est calculée par le filtre de Kalman.
- $p(\Theta | Y)$, l'**a posteriori** : ce que l'on sait des paramètres une fois les données prises en compte.
- $p(Y)$, la **densité marginale des données** : la probabilité des données selon le modèle, toutes valeurs des paramètres confondues, $p(Y) = \int p(Y | \Theta) p(\Theta) d\Theta$. Elle ne dépend pas de Θ : pour estimer, $p(\Theta | Y) \propto p(Y | \Theta) p(\Theta)$ suffit. Elle sert à comparer des modèles : on retient celui qui rend les données les plus probables.

L'idée de la simulation MCMC. L'a posteriori n'a pas de formule : on sait calculer $p(Y | \Theta) p(\Theta)$ en tout point, mais pas décrire la loi entière. On la parcourt par une marche aléatoire (algorithme de Metropolis-Hastings) :

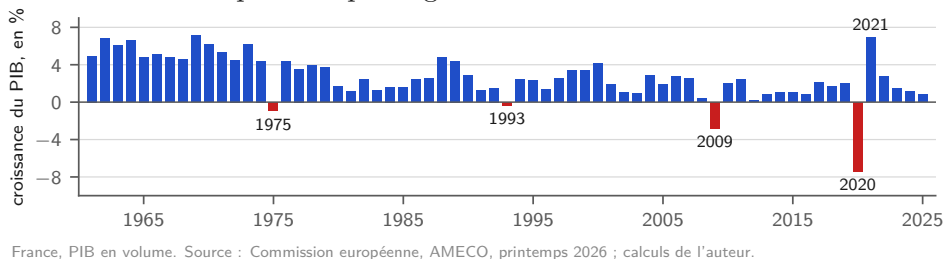
1. partir d'une valeur Θ_0 , en général le mode de l'a posteriori ;
2. proposer une valeur voisine, $\Theta' = \Theta_j +$ un petit tirage aléatoire ;
3. l'accepter avec la probabilité $\min \left(1, \frac{p(Y | \Theta') p(\Theta')}{p(Y | \Theta_j) p(\Theta_j)} \right)$: toujours si elle est plus probable a posteriori, parfois sinon ; si elle est acceptée, $\Theta_{j+1} = \Theta'$, sinon $\Theta_{j+1} = \Theta_j$;
4. recommencer, des centaines de milliers de fois.

Dans le rapport de l'étape 3, $p(Y)$ se simplifie : c'est pourquoi on n'a pas besoin de la calculer. Après un grand nombre de tirages, la chaîne passe dans chaque région un temps proportionnel à sa probabilité a posteriori : l'histogramme des tirages approche la loi a posteriori. Sa moyenne et ses quantiles à 5 % et 95 % donnent les colonnes « a posteriori » et « intervalle à 90 % » des documents 8 et 10.

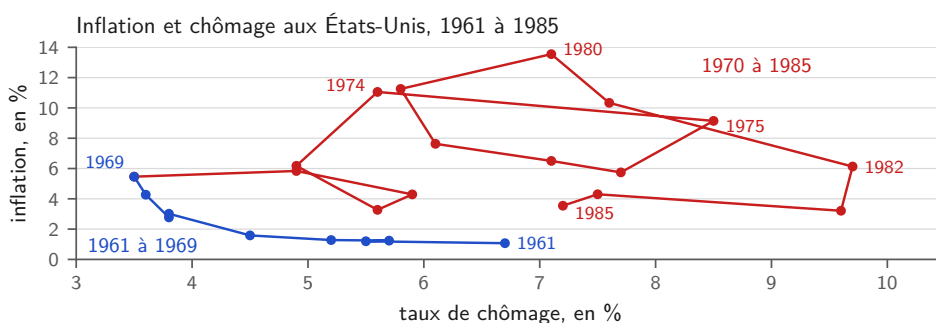
Documents de cours

Les vingt documents sont donnés dans l'ordre de projection. Les figures portent leur unité et leur source.

Document 1. Une croissance qui n'est pas régulière : le PIB de la France



Document 2. Peut-on réduire durablement le chômage par plus d'inflation ?



Document 3. Calibrer le modèle des cycles réels : les paramètres et ce qu'ils impliquent à l'état stationnaire.

Paramètre	Valeur	Justification
α , part du capital dans le revenu	1/3	données
δ , taux de dépréciation	6 % par an	usage
β , facteur d'escompte	0,96	usage
ρ , persistance du choc	0,84	résidu de Solow, États-Unis, 1970 à 2019
écart type de ε	0,0099	résidu de Solow, États-Unis, 1970 à 2019

Ce qu'ils impliquent à l'état stationnaire :

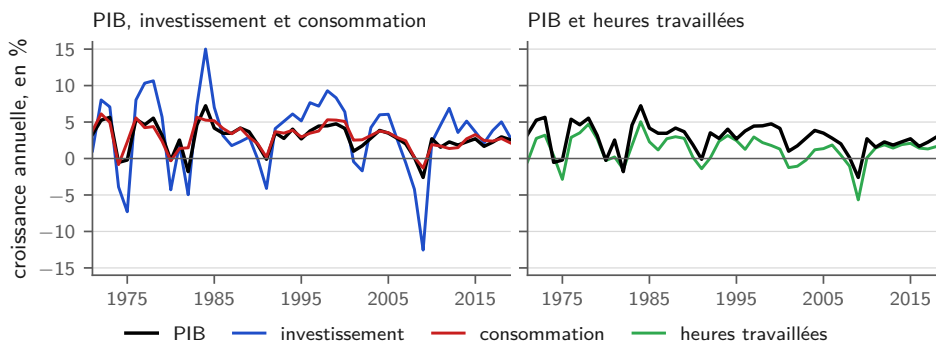
$$\bar{r} = 1/\beta - 1 = 1/0,96 - 1 \simeq 4 \%$$

$$K/Y = \alpha/(\bar{r} + \delta) = (1/3)/(0,04 + 0,06) \simeq 3,3$$

$$I/Y = \delta K/Y = 0,06 \times 3,3 \simeq 0,20$$

$$C/Y = 1 - I/Y \simeq 0,80$$

Document 4. Ce qu'un modèle de cycle doit reproduire : États-Unis, 1971 à 2019



Document 5. Comparer le modèle des cycles réels aux faits. Données : États-Unis, 1971 à 2019, taux de croissance annuels. Modèle : simulé sur 500 000 années.

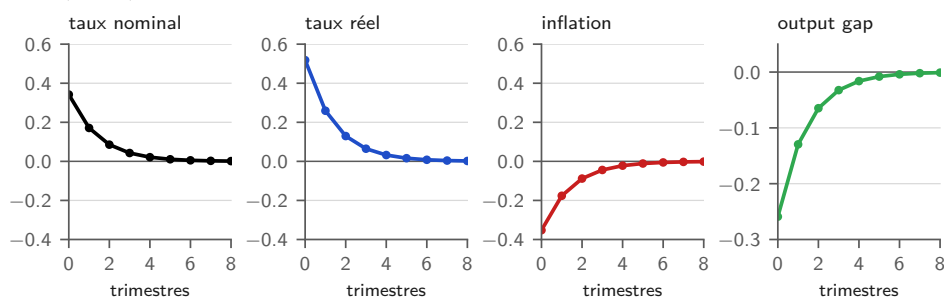
	écart type du taux de croissance, en points	
	données	modèle
PIB	1,95	1,45
Consommation	1,70	0,49
Investissement	5,05	5,62
Heures	1,90	0,68
Autocorrélation du taux de croissance du PIB	0,28	−0,06

Document 6. Le modèle nouveau keynésien à trois équations.

(IS)	$x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n)$	les ménages
(Phillips)	$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t$	les entreprises
(Taylor)	$i_t = \bar{r} + \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t + v_t$	la banque centrale

Calibrage de Galí (2015) : $\beta = 0,99$, $\sigma = 1$, $\kappa = 0,17$, $\phi_\pi = 1,5$, $\phi_x = 0,5/4$, choc $v_t = 0,5 v_{t-1} + \varepsilon_t$.

Document 7. Que produit une hausse surprise du taux d'intérêt ? Le modèle à trois équations, calibrage de Galí (2015)



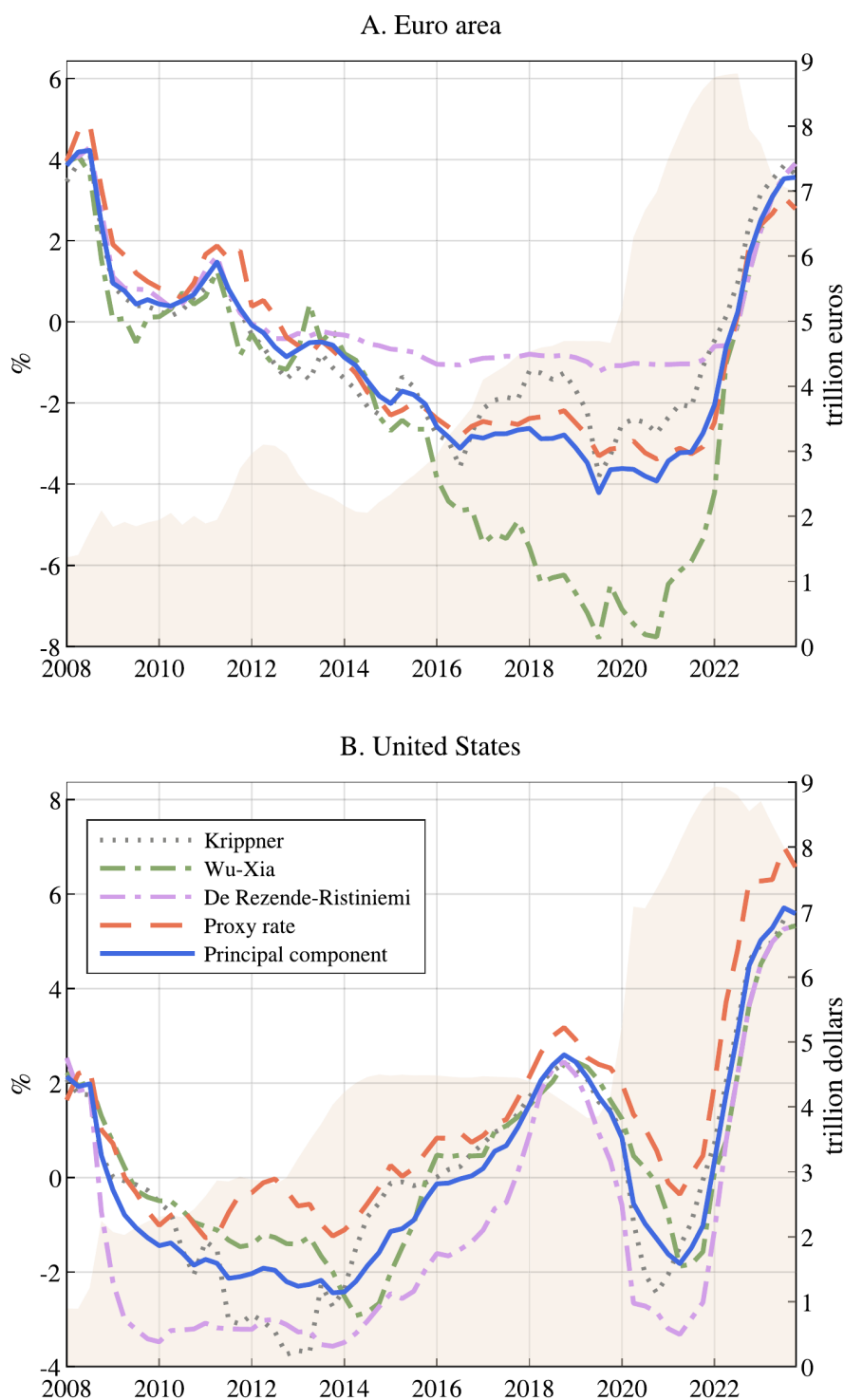
Taux et inflation : écarts en points de pourcentage, en rythme annuel ; output gap en %. Calibrage de Galí (2015).

Document 8. Lire une estimation bayésienne : zone euro, 1999 à 2019.

Paramètre	Loi a priori (moyenne ; écart type)	A posteriori (moyenne)	Intervalle à 90 %
θ : rigidité des prix	bêta (0,66 ; 0,05)	0,787	[0,731 ; 0,842]
γ_p : indexation des prix	bêta (0,50 ; 0,15)	0,112	[0,036 ; 0,183]

Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025).

Document 9. Taux fictifs (*shadow rates*) de la Fed et de la BCE, 2008 à 2023 : l'orientation de la politique monétaire, taux directeur et politiques de bilan compris.



Taux fictifs en %, échelle de gauche : quatre mesures publiées et leur composante principale (trait plein bleu), retenue par l'article ; en fond, le total du bilan de la banque centrale, échelle de droite. Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), figure 1.

Document 10. Estimation bayésienne du modèle à deux pays : lois a priori et a posteriori. 38 paramètres structurels : 12 calibrés, 26 estimés sur données trimestrielles de 1999 à 2019, ainsi que les paramètres des chocs.

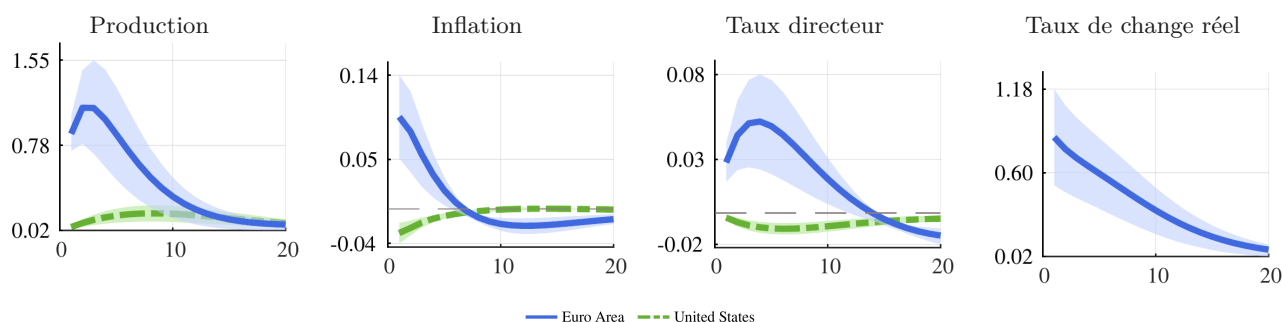
Paramètre	Loi a priori [moyenne ; écart type]	Zone euro		États-Unis	
		moyenne	intervalle à 90 %	moyenne	intervalle à 90 %
Croissance commune de la technologie, $\log(\gamma_z)$	G [0,300 ; 0,050]	0,260	[0,211 ; 0,311]	–	–
Coût de la position extérieure, χ	N [0,020 ; 0,010]	0,024	[0,010 ; 0,037]	–	–
Élasticité de substitution entre biens, θ	B [3,000 ; 0,750]	2,197	[1,267 ; 3,075]	1,578	[0,958 ; 2,173]
Habitudes de consommation, γ_h	B [0,700 ; 0,100]	0,773	[0,718 ; 0,831]	0,877	[0,837 ; 0,918]
Élasticité du travail, ν	G [2,000 ; 0,750]	1,864	[0,843 ; 2,882]	2,042	[0,896 ; 3,145]
Coût d'utilisation du capital, η_u	B [0,500 ; 0,100]	0,714	[0,607 ; 0,824]	0,800	[0,710 ; 0,888]
Coût d'ajustement de l'investissement, η_k	G [4,000 ; 1,000]	4,629	[3,022 ; 6,177]	4,722	[3,135 ; 6,320]
Calvo, prix, θ_p	B [0,660 ; 0,050]	0,787	[0,731 ; 0,842]	0,824	[0,792 ; 0,858]
Calvo, salaires, θ_w	B [0,660 ; 0,050]	0,826	[0,789 ; 0,863]	0,732	[0,666 ; 0,798]
Indexation des prix, γ_p	B [0,500 ; 0,150]	0,112	[0,036 ; 0,183]	0,104	[0,036 ; 0,170]
Indexation des salaires, γ_w	B [0,500 ; 0,150]	0,182	[0,079 ; 0,277]	0,362	[0,159 ; 0,568]
Règle de taux : lissage, φ_r	B [0,750 ; 0,150]	0,908	[0,890 ; 0,927]	0,905	[0,885 ; 0,926]
Règle de taux : inflation, φ_π	G [1,700 ; 0,150]	2,012	[1,783 ; 2,263]	1,748	[1,518 ; 1,971]
Règle de taux : croissance du PIB, φ_y	G [0,125 ; 0,050]	0,170	[0,068 ; 0,266]	0,157	[0,062 ; 0,254]
Persistance : prime de risque, ρ_b	B [0,600 ; 0,200]	0,978	[0,962 ; 0,995]	0,974	[0,956 ; 0,994]
Persistance : facteur d'escompte, ρ_β	B [0,600 ; 0,200]	0,303	[0,082 ; 0,519]	0,196	[0,044 ; 0,340]
Persistance : investissement, ρ_i	B [0,600 ; 0,200]	0,456	[0,210 ; 0,706]	0,364	[0,160 ; 0,569]
Persistance : marge sur les prix, ρ_p	B [0,600 ; 0,200]	0,987	[0,976 ; 0,998]	0,938	[0,899 ; 0,980]
Persistance : marge sur les salaires, ρ_w	B [0,600 ; 0,200]	0,753	[0,613 ; 0,895]	0,399	[0,148 ; 0,648]
Marge sur les prix, partie MA, ϱ_p	B [0,600 ; 0,200]	0,071	[0,012 ; 0,128]	0,084	[0,016 ; 0,150]
Marge sur les salaires, partie MA, ϱ_w	B [0,600 ; 0,200]	0,939	[0,892 ; 0,997]	0,599	[0,405 ; 0,792]
Persistance : dépenses publiques, ρ_g	B [0,600 ; 0,200]	0,982	[0,969 ; 0,994]	0,952	[0,925 ; 0,981]
Persistance : PGF, ρ_a	B [0,600 ; 0,200]	0,921	[0,856 ; 0,990]	0,963	[0,928 ; 0,996]
Persistance : parité des taux, ρ_u	B [0,600 ; 0,200]	0,925	[0,885 ; 0,965]	–	–
Volatilité : prime de risque, σ_b	IG [0,250 ; 2,000]	0,101	[0,072 ; 0,128]	0,119	[0,080 ; 0,158]
Volatilité : facteur d'escompte, σ_β	IG [0,500 ; 2,000]	1,065	[0,697 ; 1,442]	2,860	[1,786 ; 3,907]
Volatilité : investissement, σ_i	IG [0,250 ; 2,000]	0,272	[0,179 ; 0,365]	0,998	[0,752 ; 1,238]
Volatilité : marge sur les prix, σ_p	IG [0,250 ; 2,000]	0,386	[0,328 ; 0,442]	0,308	[0,267 ; 0,349]
Volatilité : marge sur les salaires, σ_w	IG [0,250 ; 2,000]	0,124	[0,104 ; 0,145]	0,604	[0,513 ; 0,698]
Volatilité : dépenses publiques, σ_g	IG [0,250 ; 2,000]	0,333	[0,289 ; 0,377]	0,614	[0,535 ; 0,691]
Volatilité : politique monétaire, σ_r	IG [0,250 ; 2,000]	0,096	[0,082 ; 0,109]	0,125	[0,107 ; 0,141]
Volatilité : PGF, σ_a	IG [0,250 ; 2,000]	0,906	[0,638 ; 1,171]	1,496	[1,032 ; 1,950]
Volatilité : PGF commune (racine unitaire), σ_z	IG [0,250 ; 2,000]	0,249	[0,063 ; 0,477]	–	–
Volatilité : parité des taux, σ_u	IG [2,000 ; 2,000]	1,475	[1,114 ; 1,838]	–	–
Logarithme de la densité marginale des données, $\ln p(Y)$: –948,732					

N : loi normale ; B : bêta ; G : gamma ; IG : gamma inverse. θ_p est le θ des slides et du document 8 ; θ désigne ici l'élasticité de substitution entre biens de la zone euro et des États-Unis. Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), tableau 2.

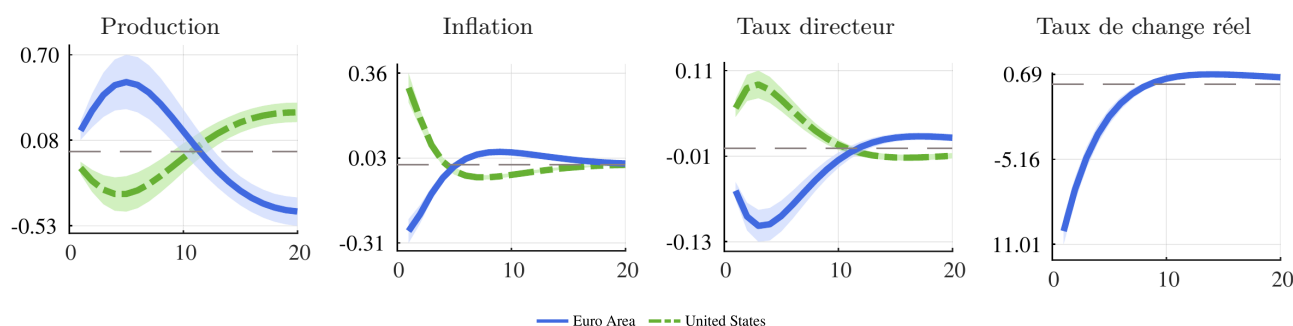
Document 11. Que produit un choc de productivité positif en zone euro ?



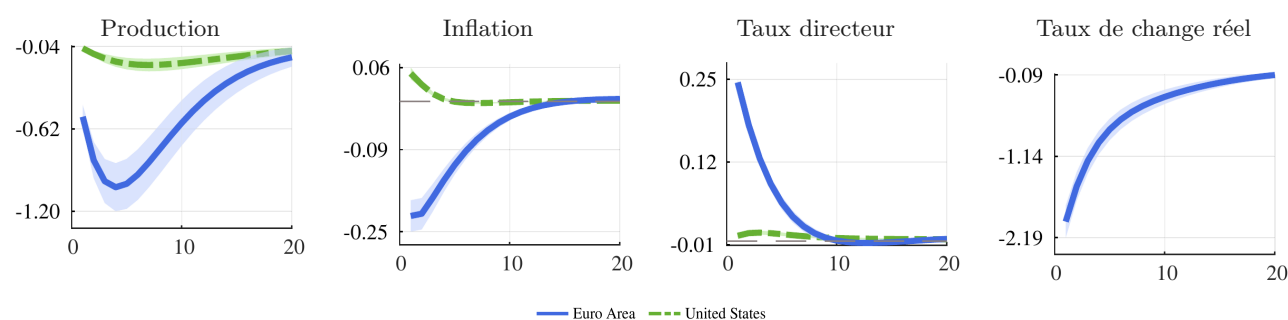
Réponses en zone euro (trait plein) et aux États-Unis (tirets), en trimestres. Production : % d'écart à l'état stationnaire ; inflation et taux : points de pourcentage, rythme annuel ; taux de change réel : %, une hausse est une dépréciation de l'euro. Zones claires : intervalle à 68 %. Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), figure 2.

Document 12. Que produit un choc d'investissement positif en zone euro ?

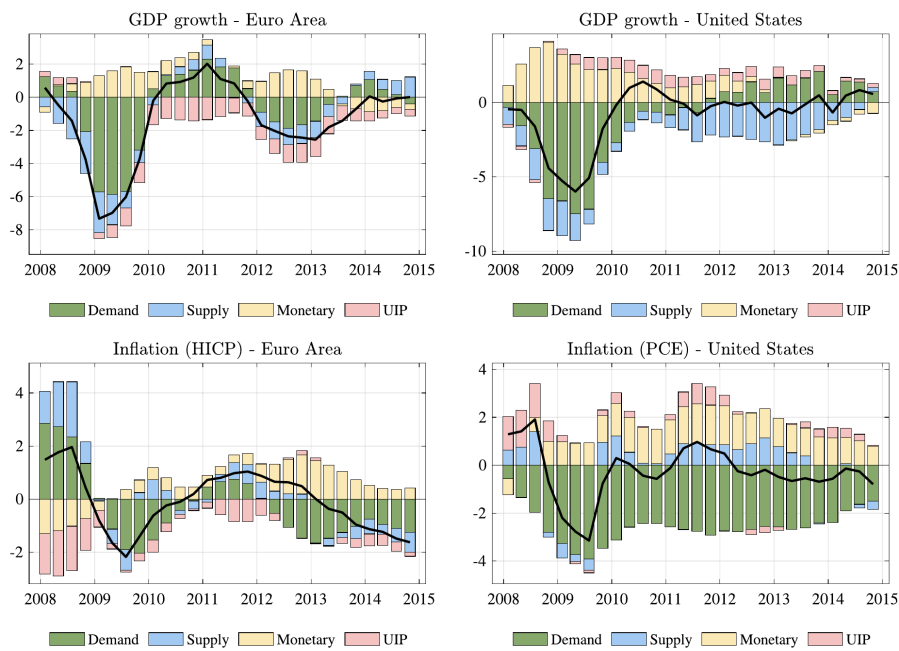
Réponses en zone euro (trait plein) et aux États-Unis (tirets), en trimestres. Production : % d'écart à l'état stationnaire ; inflation et taux : points de pourcentage, rythme annuel ; taux de change réel : %, une hausse est une dépréciation de l'euro. Zones claires : intervalle à 68 %. Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), figure 2.

Document 13. Que produit un choc de taux de change ? Appréciation exogène de 10 % de l'euro.

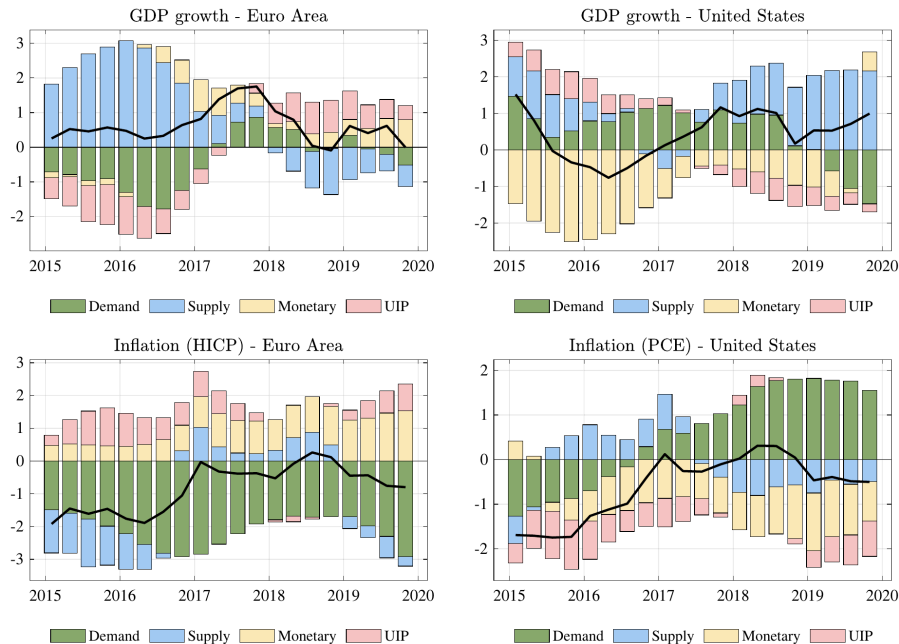
Réponses en zone euro (trait plein) et aux États-Unis (tirets), en trimestres. Production : % d'écart à l'état stationnaire ; inflation et taux : points de pourcentage, rythme annuel ; taux de change réel : %, une hausse est une dépréciation de l'euro. Zones claires : intervalle à 68 %. Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), figure 2.

Document 14. Que produit une hausse surprise du taux de la BCE ? Hausse de 25 points de base.

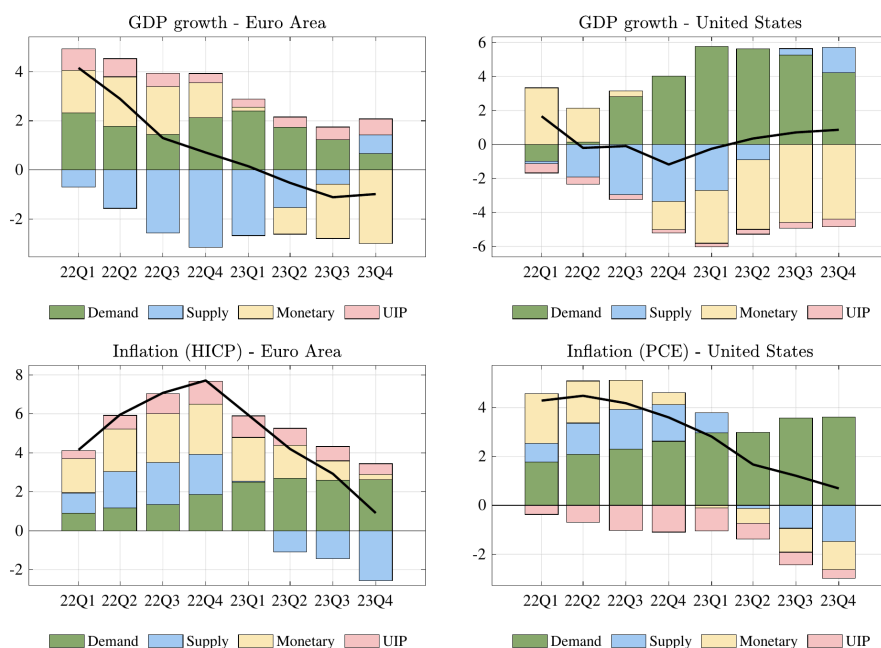
Réponses en zone euro (trait plein) et aux États-Unis (tirets), en trimestres. Production : % d'écart à l'état stationnaire ; inflation et taux : points de pourcentage, rythme annuel ; taux de change réel : %, une hausse est une dépréciation de l'euro. Zones claires : intervalle à 68 %. Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), figure 2.

Document 15. 2008 à 2014 : d'où vient la récession ?

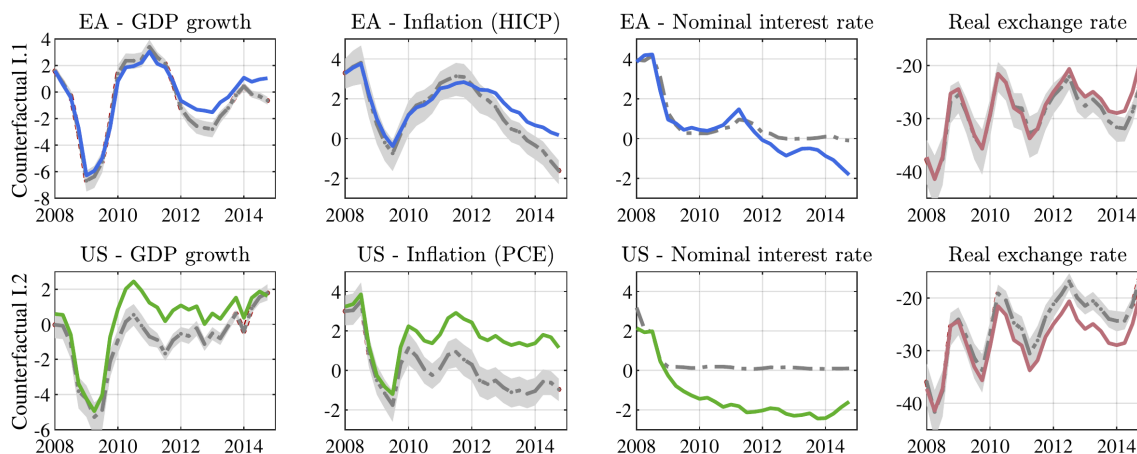
Croissance du PIB et inflation sur un an, en écart à leur moyenne (points) ; trait noir : observé ; barres : contributions des chocs (vert : demande ; bleu : offre ; jaune : politique monétaire ; rose : taux de change). Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), figure 4.

Document 16. 2015 à 2019 : pourquoi des politiques désynchronisées ?

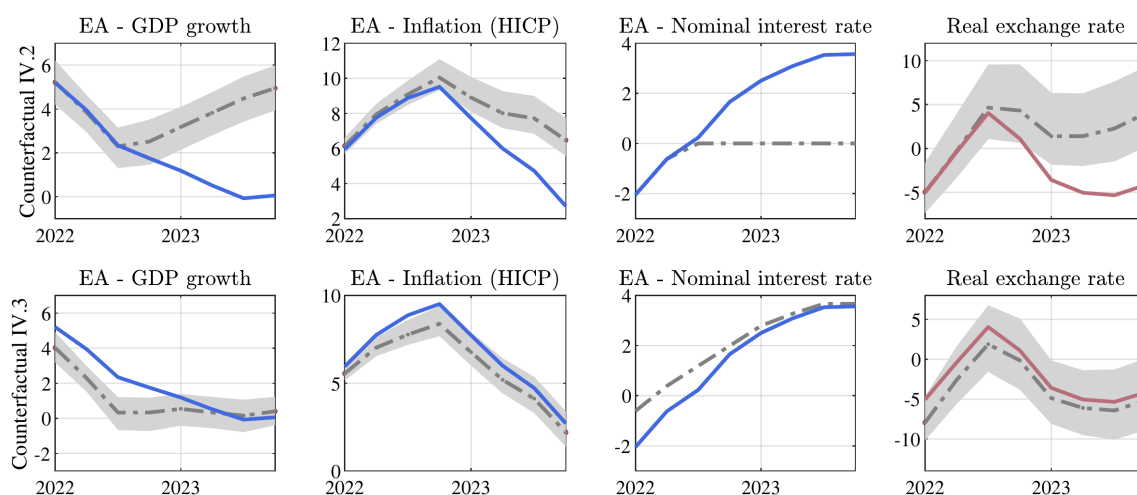
Croissance du PIB et inflation sur un an, en écart à leur moyenne (points) ; trait noir : observé ; barres : contributions des chocs (vert : demande ; bleu : offre ; jaune : politique monétaire ; rose : taux de change). Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), figure 6.

Document 17. 2022 et 2023 : d'où vient la poussée d'inflation ?

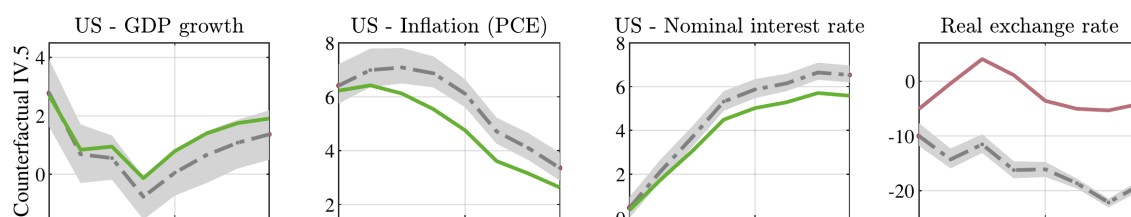
Croissance du PIB et inflation sur un an, en écart à leur moyenne (points) ; trait noir : observé ; barres : contributions des chocs (vert : demande ; bleu : offre ; jaune : politique monétaire ; rose : taux de change). Source : Garcia-Revelo, Levieue et Sahuc (2025), figure 10.

Document 18. Et sans politiques non conventionnelles ? Contrefactuel : taux directeurs à 0 %, sans politique de bilan, 2008 à 2014.

Croissance du PIB, inflation et taux sur un an, en % ; taux de change réel en logarithme. Trait plein : observé ; tirets : contrefactuel ; zone grisée : intervalle tiré de 10 000 jeux de paramètres a posteriori. Zone euro (I.1) et États-Unis (I.2). Source : Garcia-Revelo, Levieue et Sahuc (2025), figure 5.

Document 19. Zone euro 2022-2023 : remonter les taux ? Quand ?

Croissance du PIB, inflation et taux sur un an, en % ; taux de change réel en logarithme. Trait plein : observé ; tirets : contrefactuel ; zone grisée : intervalle tiré de 10 000 jeux de paramètres a posteriori. IV.2 : le taux de la BCE ne remonte que jusqu'à 0 % ; IV.3 : il remonte plus tôt, dès le troisième trimestre 2021. Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), figure 11.

Document 20. États-Unis 2022-2023 : sans chocs de change.

Croissance du PIB, inflation et taux sur un an, en % ; taux de change réel en logarithme. Trait plein : observé ; tirets : contrefactuel ; zone grisée : intervalle tiré de 10 000 jeux de paramètres a posteriori. IV.5 : aucun choc de parité des taux. Source : Garcia-Revelo, Levieuge et Sahuc (2025), figure 11.