

## Comment expliquer le maintien d'un taux d'épargne historiquement élevé en France en sortie de pandémie ?

La hausse soudaine du taux d'épargne durant la pandémie en France s'explique par la fermeture des commerces, alors que les revenus ont été largement maintenus grâce aux soutiens publics. En sortie de pandémie, une partie de ce surcroît forcé d'épargne s'est résorbé, mais le taux d'épargne demeure supérieur à son niveau de 2019, d'autant qu'il a augmenté en 2023-2024. Nous identifions quatre facteurs explicatifs : les comportements de lissage de la consommation, les effets de composition du revenu (dynamisme des revenus financiers lors de la hausse des taux d'intérêt), les pertes inflationnistes et l'effet de l'incertitude. La désinflation et la normalisation de la politique monétaire devraient atténuer les effets de composition et les effets de l'inflation. Toutefois, l'incertitude d'origine domestique et internationale pourrait continuer de soutenir le taux d'épargne en France.

Alice CARROY, Yannick KALANTZIS et Camille THUBIN  
Direction de la Conjoncture et des Prévisions macroéconomiques

Codes JEL  
E21, E27

Frédéric DELAMARRE et Jean-Pierre VILLETTE  
Direction des Statistiques monétaires et financières

Les vues exprimées dans cet article sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque de France ou de l'Eurosystème. Toutes erreurs ou omissions sont de la responsabilité des auteurs.

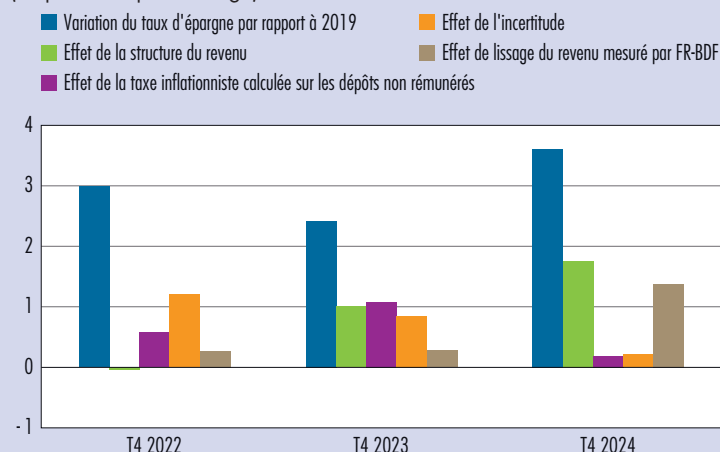
+ 3,6 points de pourcentage  
la hausse du taux d'épargne en France  
entre fin 2019 et fin 2024

+ 1,8 point de pourcentage  
la hausse expliquée par les effets  
de structure du revenu

+ 1,4 point de pourcentage  
la hausse expliquée par les comportements  
de lissage de la consommation

### Impact cumulé sur la période (2022-2024) des différents déterminants dans l'évolution du taux d'épargne entre fin 2019 et fin 2024

(en points de pourcentage)



Lecture : Les effets de structure du revenu contribueraient à hauteur de 1,8 point à la hausse du taux d'épargne des ménages français entre le 4<sup>e</sup> trimestre 2019 et le 4<sup>e</sup> trimestre 2024. Les différentes contributions ne sont pas nécessairement additives.

Source : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee ; comptes nationaux trimestriels) ; calculs des auteurs.

Le taux d'épargne des ménages français a atteint des niveaux historiquement élevés durant la crise Covid. Si l'« épargne forcée » a diminué avec la levée des restrictions sanitaires, le taux d'épargne n'est pas revenu à son niveau pré-crise. À fin 2024, il est supérieur de plus de 3,5 points à son niveau de fin 2019.

Nous étudions plusieurs facteurs possibles du maintien du taux d'épargne en France à un niveau élevé. Tout d'abord, nous examinons des facteurs « fondamentaux » liés au comportement du consommateur, à savoir les mécanismes de lissage de la consommation par les ménages face aux fluctuations de leur revenu, ainsi qu'à la substitution intertemporelle entre consommation et épargne. Deuxièmement, l'étude porte sur l'effet de la composition du revenu disponible des ménages, influencée entre 2022 et 2024 par le dynamisme des revenus du patrimoine. Nous nous intéressons ensuite aux pertes inflationnistes sur le patrimoine des ménages en 2022 et 2023, qui peuvent affecter leur comportement d'épargne. Enfin, nous analysons comment l'incertitude a pu susciter une épargne de précaution.

Ces différents facteurs, quantifiés séparément, ne se cumulent pas nécessairement et peuvent recouvrir des déterminants communs (inflation, réponse de la politique monétaire, etc.). Ils permettent toutefois d'élaborer une vue d'ensemble macroéconomique sur la consommation des ménages, avec des implications pour les projections de moyen terme de la Banque de France.

## 1 Le récent décalage entre revenu permanent et revenu courant aurait incité les ménages à accroître leur taux d'épargne

Les comportements de lissage des fluctuations du revenu et des mécanismes de substitution intertemporelle entre consommation présente et future, ont pu contribuer à la hausse du taux d'épargne. Le modèle FR-BDF (Lemoine *et al.*, 2019), utilisé à la Banque de France pour les projections à moyen terme et les simulations de politiques ou de chocs macroéconomiques, est mobilisé pour estimer cet effet.

Dans ce modèle, les ménages cherchent à optimiser leur consommation intertemporelle en fonction de leurs

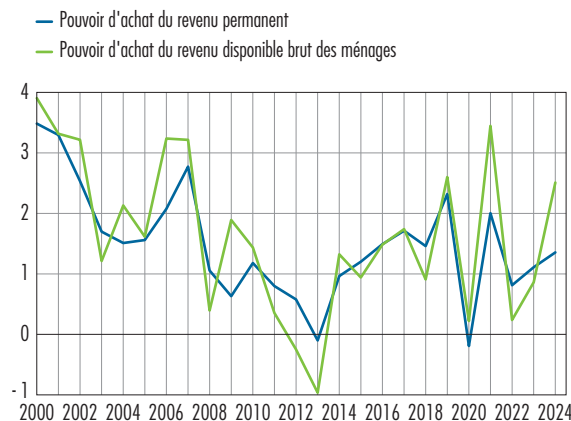
anticipations de revenus futurs – ou revenu permanent – et d'un écart de taux d'intérêt réels (par rapport à une cible de long terme). À court terme, la dynamique de la consommation dépend également des variations de l'écart de production et de la variation de l'écart de taux d'intérêt réel (cf. annexe 1).

Cette modélisation fait apparaître deux phénomènes. Le premier est un comportement de lissage dans le temps de la consommation des ménages face aux fluctuations de leur revenu. Lorsque le revenu courant augmente de manière non anticipée, ou lorsque les ménages considèrent les hausses courantes de leur pouvoir d'achat comme seulement transitoires, leur consommation reste stable et leur épargne augmente. Le second effet est le mécanisme de substitution intertemporelle entre consommation présente et consommation future par l'épargne, qui dépend du taux d'intérêt réel.

Le graphique 1 compare le pouvoir d'achat du revenu permanent calculé par le modèle FR-BDF à celui du revenu disponible brut des ménages. Sur longue période, les fluctuations du pouvoir d'achat des ménages sont bien centrées autour du revenu permanent. En revanche entre 2020 et 2024, le pouvoir d'achat effectif, plus dynamique que celui du revenu permanent, a pu amener les ménages à lisser leur consommation. En effet, ces

### G1 Évolution du pouvoir d'achat du revenu disponible brut des ménages et du revenu permanent

(croissance annuelle en %, volumes aux prix de l'année précédente chaînés)



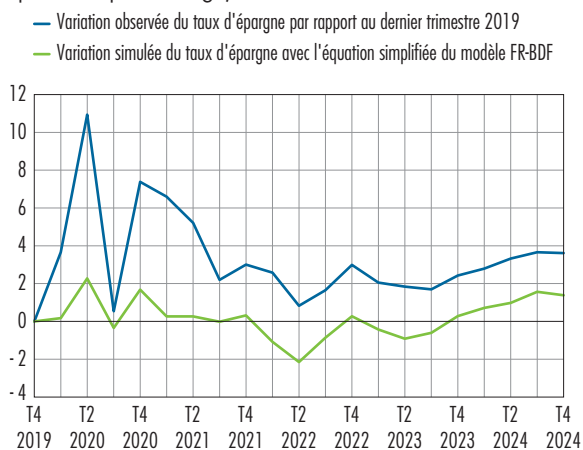
Source : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) ; calculs Banque de France.

derniers ont pu considérer l'augmentation récente de leurs revenus et notamment de leurs revenus du patrimoine – largement influencés par l'inflation et la hausse concomitante des taux d'intérêt – comme transitoire <sup>1</sup>.

Pour quantifier l'effet de ces déterminants sur le taux d'épargne, nous simulons l'équation de FR-BDF sur la période 2020-2024. Nous interprétons ensuite l'écart du taux d'épargne simulé au taux d'épargne du dernier trimestre 2019 comme étant la contribution des déterminants de l'équation FR-BDF à l'augmentation du taux d'épargne. Selon cette simulation, ces déterminants expliqueraient une augmentation de 1,4 point au quatrième trimestre 2024 (cf. graphique 2). Cette hausse proviendrait principalement de la différence de dynamisme entre le revenu courant des ménages et le revenu permanent, dont la progression a été plus lente, alors que l'effet de substitution intertemporelle est marginal.

## G2 Impact des déterminants de FR-BDF sur l'évolution cumulée du taux d'épargne

(en points de pourcentage)



Note : Les déterminants de l'équation FR-BDF de consommation des ménages contribueraient à hauteur de 1,4 point à la hausse du taux d'épargne des ménages français entre le 4<sup>e</sup> trimestre 2019 et le 4<sup>e</sup> trimestre 2024.

Source : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) ; calcul des auteurs.

## 2 Les effets de composition du revenu, liés notamment au dynamisme des revenus financiers en 2023 et 2024, ont pu favoriser l'épargne

Les changements dans la structure du revenu disponible des ménages ont également contribué à augmenter le taux d'épargne sur la période récente. Les différentes composantes du revenu disponible (revenu du travail, revenu du patrimoine, transferts) ne sont en effet pas épargnées dans les mêmes proportions.

Entre 2020 et la fin de l'année de 2024, les différentes sources de revenu n'ont pas eu la même dynamique. Les revenus du patrimoine ont connu une croissance soutenue en 2023 et 2024 avec la hausse de l'inflation et la réponse de politique monétaire. En effet, l'augmentation des taux directeurs par la Banque centrale européenne s'est reportée sur les taux de rémunération des dépôts et de l'assurance vie en euros, alors que les intérêts versés par les ménages au titre de leurs emprunts, contractés majoritairement à taux fixe, ont moins progressé. D'autre part, certains livrets d'épargne ont vu leur taux de rémunération augmenter puisque leur fixation dépend de l'inflation. Les autres revenus financiers (dont les dividendes) ont également augmenté sur la période. Le poids des revenus du patrimoine dans le revenu des ménages a ainsi augmenté de 2 points de pourcentage (pp) en comparaison à 2019.

Ces modifications de la structure du revenu des ménages ont pu favoriser l'épargne <sup>2</sup>. En effet, les revenus du patrimoine, dont ceux financiers, ont tendance à être plus épargnés que la moyenne des autres revenus. Une grande part des revenus financiers, comme ceux liés à l'assurance vie, est souvent réinvestie immédiatement, ce qui est comptabilisé comme une recette des ménages puis une épargne en comptabilité nationale. De plus, les revenus financiers concernent majoritairement les ménages les plus aisés, qui ont une propension marginale à épargner plus forte (Beatriz, Billot et Laboureau, 2019). Enfin, sur la période récente,

<sup>1</sup> Selon la Deutsche Bank (Winkler et Schattenberg, 2024), la faiblesse des revenus anticipés par les ménages allemands pourrait avoir entravé la consommation malgré l'amélioration du revenu réel courant.

<sup>2</sup> D'autres facteurs liés aux effets de composition ont pu jouer en 2024. Les pensions de retraite ont ainsi augmenté en 2024 : selon Cupillard *et al.* (2025), les retraités n'auraient que très peu consommé cette augmentation de leurs pensions tirant ainsi le taux d'épargne à la hausse.

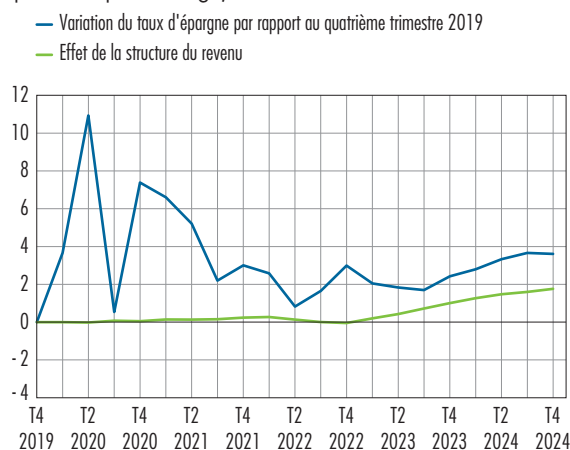
l'augmentation de la valeur faciale des revenus financiers a aussi reflété la compensation des pertes de valeurs réelles causées par la forte inflation de 2022 et 2023. Ainsi, elle n'a pas été considérée par les ménages comme des gains pouvant être consommés.

Pour quantifier cet effet, nous repartons d'une modélisation de la consommation similaire à celle d'Ouvrard et Thubin (2020), où les effets de composition du revenu sont captés par les parts, dans le revenu total, des revenus du patrimoine (dont les revenus financiers nets), des prélèvements obligatoires et de l'excédent brut d'exploitation des entrepreneurs individuels.

Selon cette équation, une augmentation de la part des revenus du patrimoine dans le revenu, ou une diminution du poids des prélèvements obligatoires, accroît le taux d'épargne. À l'inverse, une augmentation du poids de l'excédent brut d'exploitation des entrepreneurs individuels a un impact positif sur la consommation (cf. les fonctions de réponse de cette équation en annexe 1).

### G3 Impact des changements dans la composition du revenu des ménages sur l'évolution cumulée du taux d'épargne

(en points de pourcentage)



Note : Les changements dans la composition du revenu des ménages contribueraient à hauteur de 1,8 point à la hausse du taux d'épargne des ménages français entre le 4<sup>e</sup> trimestre 2019 et le 4<sup>e</sup> trimestre 2024.

Source : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) ; calculs des auteurs.

Nous simulons deux scénarios sur la période 2020-2024. Le premier scénario utilise les poids des composantes du revenu tels qu'observés dans les données de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). Dans le second scénario, ces poids sont fixés à leur valeur du quatrième trimestre 2019. L'évolution du revenu total est identique dans les deux scénarios. Nous interprétons la différence entre les taux d'épargne obtenus comme la contribution des effets de structure à l'augmentation du taux d'épargne par rapport à son niveau pré-Covid.

Les effets de composition auraient commencé à jouer à partir de 2023 (cf. graphique 3), lorsque les taux d'intérêt aux ménages ont commencé à augmenter suite aux décisions de politique monétaire. Les changements dans la structure des revenus seraient à l'origine d'une augmentation de 1,8 pp du taux d'épargne au quatrième trimestre 2024 par rapport au quatrième trimestre 2019.

## 3 Les ménages pourraient avoir épargné davantage pour compenser l'érosion de leur patrimoine réel en 2022 et 2023

Le troisième facteur que nous étudions, déjà mentionné à propos des revenus financiers, est l'érosion du patrimoine réel des ménages, causée par la forte augmentation de l'inflation en 2022 et 2023. Durant cette période, les ménages ont pu épargner davantage pour compenser ces pertes inflationnistes<sup>3</sup>. L'annexe 2 montre que la variation annuelle de la richesse réelle nette des ménages dépend entre autres de l'érosion de la valeur réelle du patrimoine net due à l'inflation (les « pertes inflationnistes »).

Toutefois, tous les éléments constituant le patrimoine des ménages ne sont pas exposés de manière égale aux pertes inflationnistes, certaines composantes étant réévaluées en fonction de l'inflation. Par exemple, les actifs immobiliers et les actions sont réévalués avec une corrélation plus ou moins forte à l'inflation. En revanche d'autres actifs, comme le numéraire et les dépôts, sont peu ou pas revalorisés. Enfin, la valeur de certains actifs se déprécie en plus de subir des pertes inflationnistes (obligations à taux fixe).

3 Cf. Geerolf (2024) sur ce qu'il nomme la « taxe inflationniste » et ses implications sur le taux d'épargne.

### Pertes inflationnistes annuelles sur le numéraire et les dépôts des ménages

(inflation en % ; numéraire et dépôts, placements, encours de crédits et produits de taux en milliards d'euros courants ; pertes inflationnistes en milliards d'euros au prix de 2020)

	2019	2020	2021	2022	2023	2024
<b>Inflation (indice de prix des dépenses de consommation finale des ménages)</b>	<b>0,8</b>	<b>0,8</b>	<b>1,4</b>	<b>4,9</b>	<b>7,0</b>	<b>2,2</b>
Numéraire et dépôts à vue (dépôts non-rémunérés)	570,4	660,9	725,1	742,7	695,1	692,0
<b>Pertes inflationnistes <sup>a)</sup></b>	<b>- 4,2</b>	<b>- 4,4</b>	<b>- 9,0</b>	<b>- 35,2</b>	<b>- 49,0</b>	<b>- 13,4</b>
Numéraire et dépôts	1 574,2	1 728,9	1 843,1	1 930,7	1 982,6	2 012,8
<b>Pertes inflationnistes <sup>a)</sup></b>	<b>- 12,0</b>	<b>- 12,0</b>	<b>- 23,5</b>	<b>- 89,6</b>	<b>- 127,4</b>	<b>- 38,1</b>
Placements en produits de taux <sup>b)</sup> (A)	3 480,3	3 649,4	3 734,8	3 574,9	3 661,8	3 756,3
Encours de crédits aux particuliers <sup>c)</sup> (B)	1 342,0	1 414,1	1 342,0	1 414,1	1 342,0	1 414,1
Produits de taux nets de dettes (A) – (B)	2 138,3	2 235,3	2 392,8	2 160,8	2 319,7	2 342,2
<b>Pertes inflationnistes <sup>a)</sup></b>	<b>- 14,9</b>	<b>- 16,3</b>	<b>- 30,4</b>	<b>- 116,3</b>	<b>- 142,5</b>	<b>- 44,6</b>

a) Résulte de l'inflation de l'année N appliquée à l'encours de numéraire et dépôts de l'année N – 1, au prix de 2020.

b) Numéraire et dépôts (F2) ; organisme de placement collectif (OPC) monétaire (F521) ; assurance vie et épargne en euro (F62B) ; titres de créances (F3) ; titres de créance détenus indirectement (OPC).

c) Crédits à l'habitat et à la consommation.

Note : Les données publiées sur le champ « Ménages et ISBLSM » (S14+ S15 ; ISBLSM, institutions sans but lucratif au service des ménages) sont ramenées au champ « Ménages » (S14) en cohérence avec les données de crédits.

Source : Banque de France ; calculs des auteurs.

À partir de ces éléments, les pertes inflationnistes peuvent être calculées en retenant uniquement les composantes qui ne sont pas ou peu rémunérées, ou à un taux potentiellement inférieur à l'inflation, c'est-à-dire les dépôts et les produits de taux de moyen et long terme. Les pertes inflationnistes sur la valeur réelle du numéraire et des dépôts à vue (composante la plus étroite de l'ensemble numéraire et dépôts des ménages), de 9,0 milliards en termes réels en 2021 pour un taux d'inflation en moyenne annuelle de 1,4 %, se sont élevées jusqu'à 50 milliards en 2023 pour 7 % d'inflation. Elles reviennent à 13 milliards en 2024 avec une inflation à 2,2 % (cf. tableau).

Nous utilisons l'équation de consommation du modèle FR-BDF (présentée dans la première partie) pour essayer de capter l'effet du comportement des agents économiques face à ces pertes inflationnistes.

Nous réalisons deux simulations entre fin 2019 et fin 2024 à partir de l'équation de consommation du modèle FR-BDF. Pour l'une, le revenu disponible brut réel des ménages est pris en compte. Pour l'autre, ce revenu corrigé des pertes inflationnistes présentées dans le tableau est la

variable retenue. La différence de taux d'épargne entre ces deux simulations est interprétée comme la contribution des pertes inflationnistes à l'augmentation actuelle du taux d'épargne par rapport à son niveau pré-Covid.

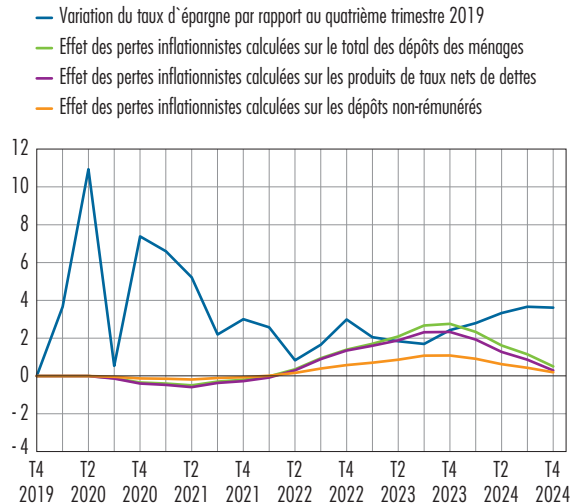
Nous considérons trois types de pertes inflationnistes :

- celles calculées sur l'ensemble des dépôts des ménages, ce qui correspond à l'évaluation maximaliste des pertes inflationnistes,
- celles calculées sur les seuls dépôts non rémunérés, ce qui est l'évaluation minimaliste,
- puis celles calculées sur les produits de taux nets de dettes dont l'évaluation se situe entre les deux.

En fonction de l'évaluation retenue, nous obtenons un effet sur le taux d'épargne des ménages qui se situe dans une fourchette comprise entre 0,2 et 0,5 pp au quatrième trimestre 2024 (cf. graphique 4 *infra*). Le pic de cet effet aurait été atteint fin 2023, compris entre 1,1 pp et 2,8 pp, et diminuerait depuis avec la désinflation.

## G4 Impact des pertes inflationnistes sur l'évolution cumulée du taux d'épargne

(en points de pourcentage)



Note : Les pertes inflationnistes calculées sur les dépôts non rémunérés contribueraient à hauteur de 0,2 point à la hausse du taux d'épargne des ménages français entre le 4<sup>e</sup> trimestre 2019 et le 4<sup>e</sup> trimestre 2024.

Source : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) ; calcul des auteurs.

Une approche alternative consiste à quantifier directement l'effet de la hausse de l'inflation sur le taux d'épargne à l'aide d'une équation où la consommation dépend de l'inflation (en écart à une tendance). Selon cette équation (cf. annexe 3), la contribution de l'inflation à la hausse de l'épargne entre 2019 et 2024 aurait eu un impact maximal de 1,3 pp au premier trimestre 2024. Ce résultat est proche de notre estimation « minimaliste » de la répercussion des pertes inflationnistes, et s'élèverait encore à 0,8 pp à fin 2024.

## 4 L'incertitude a augmenté l'épargne de précaution des ménages

Le dernier facteur étudié est l'incertitude et sa répercussion sur l'épargne de précaution des ménages. Depuis la pandémie de Covid-19, l'incertitude est restée élevée, tout

d'abord avec la guerre en Ukraine et le retour de l'inflation, puis avec les développements politiques nationaux et l'incertitude sur la politique commerciale américaine.

Plusieurs indicateurs permettent d'estimer la répercussion de l'incertitude sur l'épargne de précaution. Certains mesurent l'incertitude sur les marchés financiers. En France, l'indice Clifs France<sup>4</sup>, calculé par la Banque centrale européenne, est un indicateur synthétique de tensions financières sur plusieurs segments de marché. D'autres mesurent l'incertitude liée aux politiques économiques, comme l'indice d'incertitude de la politique économique (indice EPU, *economic policy uncertainty index*<sup>5</sup>). Enfin, les différentes enquêtes de conjoncture auprès des ménages ou des entreprises fournissent des indicateurs d'incertitude ou de confiance. L'enquête de conjoncture auprès des ménages de l'Insee, par exemple, propose ainsi un solde d'opinion sur l'opportunité qu'ils ressentent de faire des achats importants, ce qui donne une indication sur la confiance des ménages en leur situation future.

Pour étudier l'effet de l'incertitude sur la consommation des ménages, nous reprenons largement la modélisation de Gebauer, Ouvrard et Thubin (2021), en repartant d'une équation de consommation simplifiée du modèle FR-BDF et en y ajoutant la variation de l'indicateur d'opportunité de faire des achats importants de l'Insee et l'indicateur Clifs (cf. l'équation en annexe 1).

Ces deux indicateurs se sont détériorés en 2020, avec le début de la pandémie de Covid-19. Après une amélioration en 2021, ils se sont de nouveau dégradés, mais de façon plus marquée en 2022 avec le début de la guerre en Ukraine. Depuis, le Clifs baisse en moyenne annuelle et est repassé en dessous de sa moyenne historique en 2024. Le solde d'opinion sur l'opportunité de faire des achats importants s'améliore également depuis mi-2023, mais reste en moyenne annuelle en dessous de sa moyenne historique.

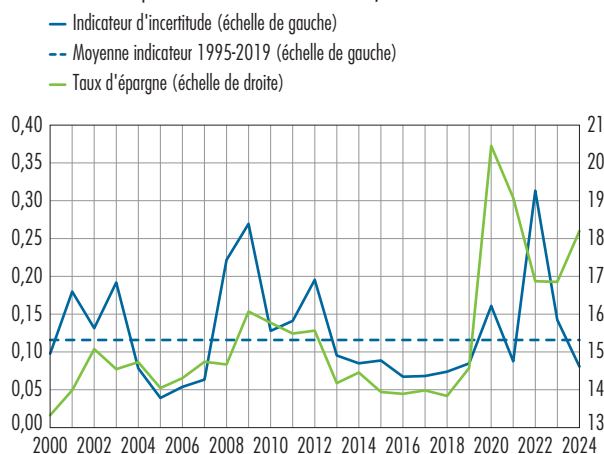
4 Country-Level Index of Financial Stress (indicateur de stress financier au niveau national) : données accessibles sous le lien [CLIFS.M.FR\\_Z.4F.EC.CLIFS\\_CI.IDX](https://www.ecb.int/press/pr/20200916/clifs) | ECB Data Portal.

5 « Economic Policy Uncertainty » : Baker, Bloom et Davis (2016), « Measuring economic policy uncertainty », ([www.policyuncertainty.com](http://www.policyuncertainty.com)).



## G5 Évolution de l'indicateur d'incertitude Clifs sur la période 2000-2024

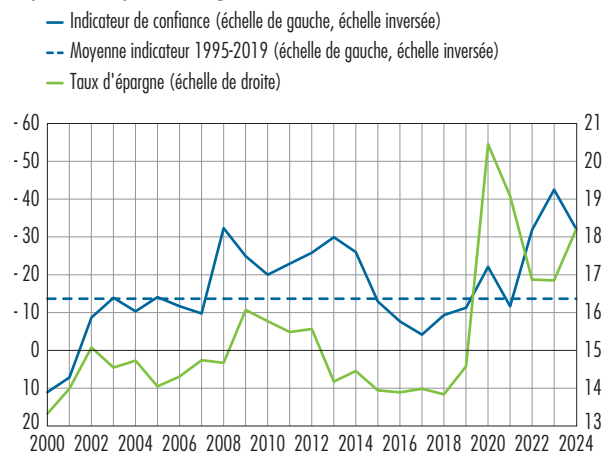
(en moyenne annuelle, indicateur calculé comme une probabilité d'observer un épisode de stress financier)



Note : Clifs, *Country-Level Index of Financial Stress*, indicateur de stress financier au niveau national (publié par la BCE).  
Sources : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) et Banque centrale européenne (BCE) ; calcul des auteurs.

## G6 Évolution de l'indicateur d'opportunité à faire des achats importants sur la période 2000-2024

(en points de pourcentage)

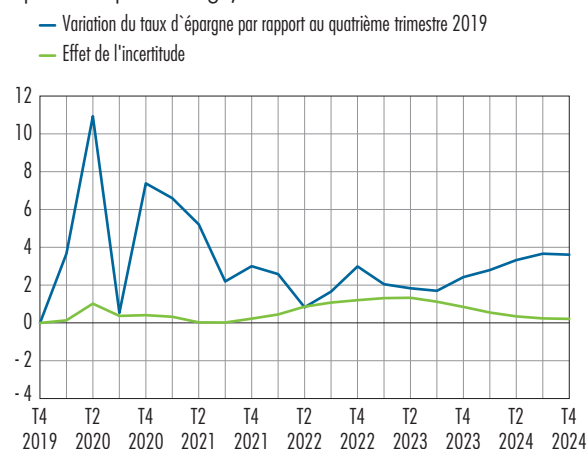


Sources : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) et Banque centrale européenne (BCE) ; calcul des auteurs.

Afin de quantifier l'effet de l'augmentation de l'incertitude et de la dégradation de la confiance des ménages sur le taux d'épargne entre 2019 et 2024, nous simulons deux scénarios avec notre équation. Dans le premier les indicateurs d'incertitude restent à leur valeur pré-Covid et dans le second ils évoluent comme observé dans les données. L'écart de taux d'épargne entre ces simulations est interprété comme

## G7 Impact de l'incertitude sur l'évolution cumulée du taux d'épargne

(en points de pourcentage)



Note : Les indicateurs d'incertitude contribueraient à hauteur de 0,2 point à la hausse du taux d'épargne des ménages français entre le 4<sup>e</sup> trimestre 2019 et le 4<sup>e</sup> trimestre 2024.

Source : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) ; calculs des auteurs.

la contribution de l'augmentation de l'incertitude à la hausse observée du taux d'épargne. L'effet de l'incertitude aurait connu deux pics supérieurs à 1 pp (cf. graphique 7) : le premier en 2020 durant les premiers confinements et le second au cours du premier semestre 2023, un an après le début de la guerre en Ukraine. L'effet de l'incertitude sur le taux d'épargne se serait ensuite estompé et ne serait plus que de 0,2 pp au dernier trimestre 2024.

Cette estimation ne tient cependant pas compte de l'effet direct sur le taux d'épargne des ménages de l'incertitude politique, telle que mesurée par exemple par l'indice d'*Economic Policy Uncertainty* (EPU). Selon nos estimations, les équations de consommation intégrant l'EPU sur longue période ont en effet des propriétés économétriques moins satisfaisantes en ce qui concerne la significativité des coefficients et la stationnarité des résidus que l'équation que nous avons finalement retenue. Cet indicateur a toutefois augmenté de façon marquée depuis mi-2024, à la suite de la dissolution de l'Assemblée nationale. De ce point de vue, nos estimations qui ne tiennent pas compte de l'EPU peuvent apparaître comme une borne basse de l'effet de l'incertitude politique et budgétaire sur la consommation des ménages. En ayant recours à des équations intégrant l'EPU, nous pouvons estimer un effet de l'incertitude, y compris l'impact direct de l'incertitude politique, sur le taux

d'épargne de l'ordre de 0,5 pp au quatrième trimestre 2024. Cet effet augmenterait sur l'ensemble de l'année 2025. Cette estimation est cohérente avec le niveau actuel du taux d'épargne.

\*  
\*\*

Dans cet article, nous étudions quatre facteurs (lissage de la consommation, structure du revenu, pertes inflationnistes et incertitude) de l'augmentation du taux d'épargne entre 2019 et 2024. Les comportements de lissage expliqueraient une augmentation de 1,4 pp à fin 2024 du taux d'épargne par rapport à son niveau pré-Covid (cf. graphique 8). Les changements dans la composition du revenu des ménages, avec notamment le dynamisme des revenus du patrimoine, expliqueraient une augmentation de 1,8 pp du taux d'épargne au dernier trimestre 2024. Les pertes inflationnistes, dont l'effet s'estompe depuis un pic atteint en 2023, expliqueraient entre 0,2 pp et 0,5 pp à fin 2024. Enfin, la contribution de l'incertitude a été maximale autour de 1 pp du taux d'épargne lors de deux événements (Covid et crise ukrainienne), mais a diminué ensuite et se trouve aux alentours de 0,2 pp à fin 2024.

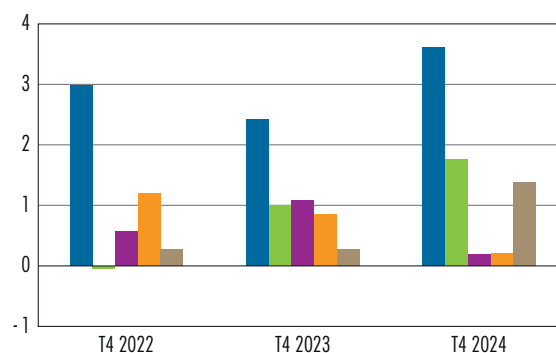
Cette dernière estimation ne tient compte que de façon indirecte de l'augmentation de l'incertitude politique et budgétaire (à travers la hausse du CLIFS ou la baisse de l'indicateur d'opportunité à faire des achats importants) et représente ainsi une borne basse de son effet. Selon des estimations alternatives, avec un impact direct sur le taux d'épargne de l'incertitude politique telle que mesurée par l'indice EPU, l'effet de l'incertitude serait de 0,5 pp fin 2024. Les dernières *Projections macroéconomiques*<sup>6</sup> de la Banque de France (décembre 2025) incluent également une estimation de l'impact global de l'incertitude en France, qui coûterait environ 0,5 % de croissance, dont 0,2 % du fait de la situation politique française.

Ces quatre facteurs, quantifiés séparément, ne se cumulent pas nécessairement dans la mesure où ils peuvent recouvrir des phénomènes similaires. L'augmentation de l'inflation et la réponse de politique monétaire affectent à la fois le revenu permanent des ménages, leur estimation des pertes

## G8 Impact cumulé sur la période (2022-2024) des différents déterminants dans l'évolution du taux d'épargne entre fin 2019 et fin 2024

(en points de pourcentage)

- Variation du taux d'épargne par rapport à 2019
- Effet de la structure du revenu
- Effet de la taxe inflationniste calculée sur les dépôts non rémunérés
- Effet de l'incertitude
- Effet de lissage du revenu mesuré par FR-BDF



Lecture : Les effets de structure du revenu contribueraient à hauteur de 1,8 point à la hausse du taux d'épargne des ménages français entre le 4<sup>e</sup> trimestre 2019 et le 4<sup>e</sup> trimestre 2024. Les différentes contributions ne sont pas nécessairement additives.

Source : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee ; comptes nationaux trimestriels) ; calculs des auteurs.

inflationnistes et la structure de leur revenu. Par ailleurs, la période inflationniste a également engendré de l'incertitude qui pèse sur les anticipations par les ménages de leurs revenus futurs.

Quelles peuvent être les implications de cette analyse sur le niveau futur du taux d'épargne ? Une fois passée la crise inflationniste et en période d'assouplissement monétaire, les effets de composition devraient s'estomper si la part des revenus financiers dans le revenu disponible brut continue de diminuer avec la baisse des taux d'intérêt. Le facteur qui demeure difficile à anticiper est l'évolution de l'incertitude : après avoir diminué début 2024, elle augmente à nouveau en 2025 avec les derniers événements politiques en France et l'incertitude sur les politiques commerciales. Ce facteur pourrait donc continuer à jouer à moyen terme sur l'épargne des ménages.

<sup>6</sup> Banque de France (2025), *Projections macroéconomiques – France*, décembre.



## Bibliographie

Beatriz (M.), Billot (S.) et Laboureau (T.) (2019)

« Quel lien entre pouvoir d'achat et consommation des ménages en France aujourd'hui? », *Note de Conjoncture*, Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), juin, p. 19-37.

Cupillard (E.), Dion (E.), Labrousse (C.) et Loisel (T.) (2025)

« En 2024, les revenus des retraités clients de La Banque Postale ont fortement augmenté mais leur consommation n'a pas suivi, ce qui contribuerait aux deux tiers de la hausse du taux d'épargne », *Note de Conjoncture*, Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), juin, p. 71-77.

Gebauer (S.), Ouvrard (J.-F.) et Thubin (C.) (2021)

« L'incertitude due à la Covid-19 alimente l'épargne des ménages français », *Billet* n° 206, *Bloc-notes Éco*, Banque de France, mars.

[Consulter le billet](#)

Geerolf (F.) (2024)

« La taxe inflationniste, le pouvoir d'achat, le taux d'épargne et le déficit public », *Document de travail*.

Lacan (A.) (2023)

« La forte inflation enregistrée depuis 2021 pousse à la hausse, mais seulement transitoirement, le taux d'épargne des ménages », *Note d'étude*, n° 2023-1, Haut Conseil des finances publiques, juillet.

Lemoine (M.), Turunen (H.), Chahad (M.), Lepetit (A.), Zhutova (A.), Aldama (P.), Clerc (P.) et Laffargue (J.-P.) (2019)

« Le modèle FR-BDF et une évaluation des effets de la politique monétaire en France », *Document de travail*, n° 736, Banque de France.

[Consulter le document](#)

Ouvrard (J.-F.) et Thubin (C.) (2020)

« La composition du revenu aide à comprendre l'évolution du taux d'épargne des ménages en France », *Bulletin de la Banque de France*, n° 227/9, février.

[Consulter le document](#)

Winkler (R.) et Schattenberg (M.) (2024)

« German consumers are still sceptical », *Deutsche Bank Research*, août.

## Annexe 1

### Présentation des équations utilisées dans le *Bulletin*

Cette annexe présente les équations économétriques utilisées dans le *Bulletin*.

#### Version simplifiée de l'équation de consommation du modèle FR-BDF

On présente ici une version simplifiée de l'équation de FR-BDF, utilisée pour quantifier l'impact des comportements de lissage de la consommation par les ménages (ainsi que l'effet de substitution intertemporelle). Cette équation simplifiée reprend les variables explicatives principales de l'équation de FR-BDF que sont le revenu permanent et le taux d'intérêt bancaire réel aux ménages.

$$\begin{aligned}\Delta c &= \underset{(-3,1)}{-0,03} - \underset{(-3,8)}{0,20}(c_{-1} - y_{-1}^e + 0,83(r_{-1} - (\bar{r}_{-1} - \bar{\pi}_{-1})))... \\ &\quad + \underset{(4,4)}{0,40}\Delta(\widehat{gap}) - \underset{(-1,8)}{0,94}\Delta(r - (\bar{r} - \bar{\pi})) ... \\ &\quad + \textit{dummies} \\ R^2 \text{ ajusté} &= 38 \%\end{aligned}$$

avec :

- $c$  : logarithme de la consommation des ménages, en volume ;
- $y^e$  : logarithme du revenu permanent des ménages, en volume ;
- $\widehat{gap}$  : écart entre le PIB effectif en volume et le PIB potentiel, rapporté au PIB potentiel ;
- $r$  : taux d'intérêt bancaire réel aux ménages ;
- $\bar{r}$  : cible de long terme du taux court (Euribor 3 mois) du modèle FR-BDF ;
- $\bar{\pi}$  : anticipation d'inflation à 10 ans du modèle FR-BDF ;
- *dummies* : variables indicatrices pour capter des événements particuliers tels que la « prime à la casse ».

## Équation de consommation avec effets de composition du revenu

On présente maintenant l'équation économétrique utilisée pour mesurer l'impact des effets de composition du revenu sur le taux d'épargne. L'équation est estimée sur la période 1996-2019 et n'inclut pas la période Covid qui perturbe les estimations économétriques :

$$\begin{aligned} \Delta c = & \underset{(-2,1)}{-0,07} + \underset{(3,0)}{0,20} \Delta y_{-1} - \underset{(-2,5)}{0,45\%} \Delta u + \text{dummies} \dots \\ & - \underset{(-3,6)}{0,24} (c_{-1} - y_{-1} \dots \\ & + \underset{(-1,9)}{0,56} \text{poids}_{\text{patrimoine}_{-1}} - \underset{(3,7)}{0,77} \text{poids}_{\text{PO}_{-1}} - \underset{(4,0)}{0,95} \text{poids}_{\text{ebe}_{-1}} ) \\ & R^2 \text{ ajusté} = 51\% \end{aligned}$$

avec :

- $c$  : logarithme de la consommation des ménages, en volume ;
- $y$  : logarithme du revenu réel des ménages, en volume ;
- $u$  : taux de chômage ;
- $\text{poids}_{\text{patrimoine}}$  : part des revenus du patrimoine dans le revenu disponible brut (RDB) ;
- $\text{poids}_{\text{po}}$  : part (positive) des prélèvements obligatoires dans le RDB ;
- $\text{poids}_{\text{ebe}}$  : part de l'excédent brut d'exploitation des entrepreneurs individuels dans le RDB ;
- $\text{dummies}$  : variables indicatrices pour capter des événements particuliers tels que la « prime à la casse ».

Selon cette équation, une déformation de la structure des revenus provenant d'une baisse des prélèvements obligatoires (baisse des prélèvements obligatoires de 1 point de RDB, à revenu total inchangé) induirait une hausse du taux d'épargne de l'ordre de 0,6 point. Si cette déformation provient des revenus du patrimoine (hausse des revenus du patrimoine de 1 point de RDB, à revenu total inchangé<sup>1</sup>), elle entraînerait une augmentation de 0,4 point du taux d'épargne. Ces deux composantes du revenu des ménages ont donc une propension marginale à être consommée plus faible que la moyenne. Ce n'est pas le cas des salaires et des prestations sociales ni de l'excédent brut d'exploitation (EBE) des entrepreneurs individuels<sup>2</sup>.

1 Dans l'objectif de réaliser un choc de 1 pp de RDB sur l'une des composantes du revenu tout en gardant ce dernier inchangé et capter ainsi un pur effet de structure du revenu, nous répartissons une baisse de 1 pp de RDB sur les autres composantes au *pro rata* de leur part initiale dans le revenu des ménages.

2 Dans le cas des salaires et des prestations sociales, leur poids n'apparaît pas directement dans l'équation, mais nous pouvons toujours supposer une déformation de la structure du revenu provenant d'une hausse de 1 pp du poids des salaires et prestations dans le RDB conjuguée à une baisse de 1 pp des autres composantes au *pro rata* de leur part dans le RDB hors salaires et prestations.

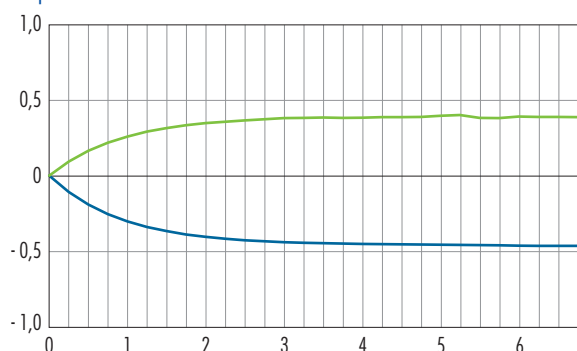
## GA1 Fonctions de réponse de l'équation de consommation à un choc de 1 point de pourcentage (1pp) sur chacune des parts du revenu disponible des ménages, à revenu total inchangé

(axe des abscisses : nombre d'années ; axes des ordonnées : variation de la consommation des ménages en %, variation du taux d'épargne en points de pourcentage)

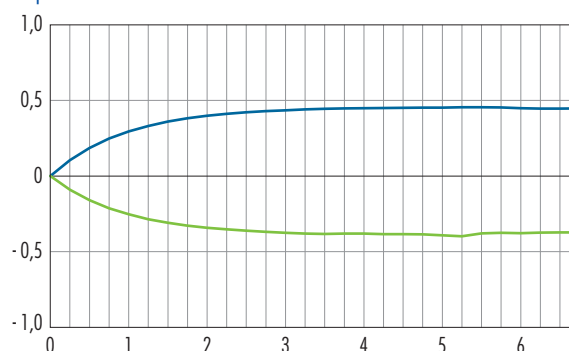
— Variation de la consommation des ménages

— Variation du taux d'épargne

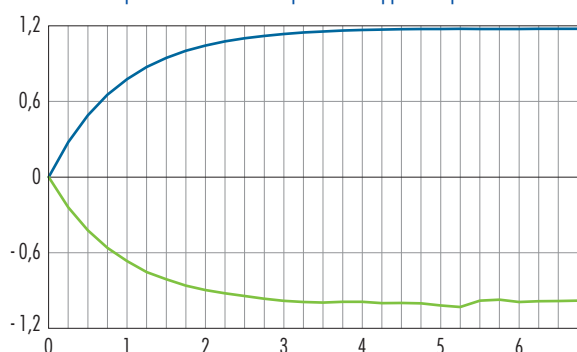
a) Fonctions de réponse suite à un choc positif de 1 pp sur le poids des revenus du patrimoine



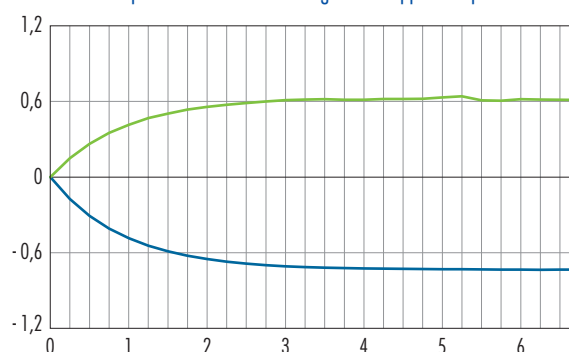
b) Fonctions de réponse suite à un choc positif de 1 pp sur le poids des salaires et prestations sociales



c) Fonctions de réponse suite à un choc positif de 1 pp sur le poids de l'EBE des EI



d) Fonctions de réponse suite à un choc négatif de 1 pp sur le poids des PO



Note : EBE, excédent brut d'exploitation ; EI, entrepreneurs individuels ; PO, prélèvements obligatoires.

Source : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) ; calculs des auteurs.

## Équation de consommation avec indicateurs d'incertitude

Enfin, l'équation utilisée pour mesurer l'impact de l'incertitude est estimée sur la période 1996-2019 afin que la période Covid ne perturbe pas les estimations économétriques :

$$\begin{aligned} \Delta c = & \underset{(-3,1)}{-0,03} - \underset{(3,8)}{0,20}(c_{-1} - y_{-1}^e + 1,86(r_{-1} - (\bar{r}_{-1} - \bar{\pi}_{-1}))) \dots \\ & + \underset{(4,4)}{0,30}\Delta(\widehat{gdp}) - \underset{(-1,6)}{0,78}\Delta(r - (\bar{r} - \bar{\pi})) \dots \\ & - \underset{(-2,5)}{0,01}I_{financier_{-1}} + \underset{(4,1)}{3,9 \cdot 10^{-4}}\Delta(I_{Confiance}) \dots \\ & + dummies \end{aligned}$$

R<sup>2</sup> ajusté = 50 %

avec :

- $c$  : logarithme de la consommation des ménages, en volume ;
- $y^e$  : logarithme du revenu permanent des ménages, en volume ;
- $\widehat{gdp}$  : écart entre le PIB effectif en volume et le PIB potentiel, rapporté au PIB potentiel ;
- $r$  : taux d'intérêt bancaire réel aux ménages ;
- $\bar{r}$  : cible de long terme du taux court (Euribor 3 mois) du modèle FR-BDF ;
- $\bar{\pi}$  : anticipation d'inflation à 10 ans du modèle FR-BDF ;
- $I_{\text{confiance}}$  : solde d'opinions sur l'opportunité à faire des achats importants de l'enquête auprès des ménages de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), utilisé comme indicateur de confiance des ménages dans la situation économique ;
- $I_{\text{financier}}$  : Clifs France, indicateur synthétique de stress sur les marchés financiers français de la Banque centrale européenne (Clifs, *Country-Level Index of Financial Stress*), utilisé comme indicateur d'incertitude sur les marchés financiers ;
- $dummies$  : variables indicatrices pour capter des événements particuliers tels que la « prime à la casse ».

Selon cette équation, une hausse d'un écart-type de l'indicateur financier (respectivement de l'indicateur d'opportunité de faire des achats importants) entraîne une baisse de 0,5 % (respectivement une hausse de 0,4 %) de la consommation et une hausse de 0,4 pp (respectivement une baisse de 0,4 pp) du taux d'épargne à revenu inchangé. Les effets de chocs de confiance seraient moins durables que ceux de chocs d'incertitude financière (cf. graphiques GA2 a et b) :

- l'impact d'une baisse permanente de l'indicateur de confiance économique diminue au cours du temps et s'estompe au bout de deux ans ;
- en revanche, une augmentation permanente du niveau de l'incertitude mesuré par le Clifs – signe d'une augmentation permanente de la volatilité sur les marchés financiers – a un effet permanent sur le niveau de consommation selon notre équation <sup>3</sup>.

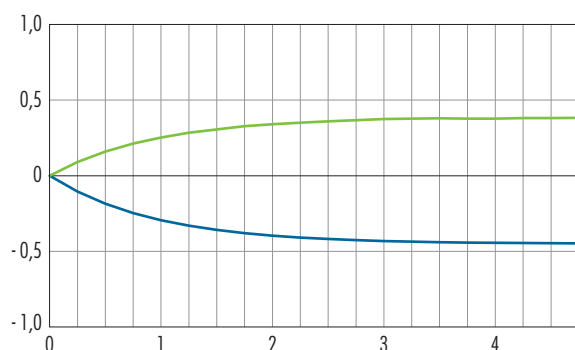
## GA2 Fonctions de réponse de l'équation de consommation à des chocs d'incertitude

(axe des abscisses : nombre d'années ; axes des ordonnées : variation de la consommation des ménages en %, variation du taux d'épargne en points de pourcentage)

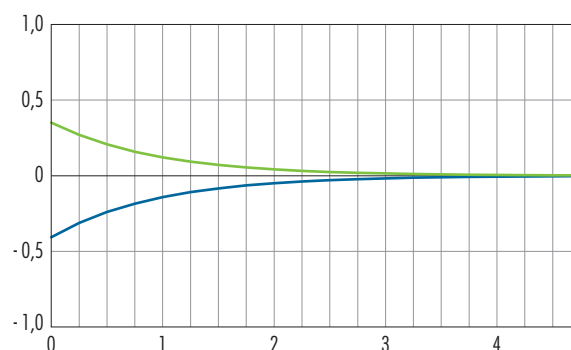
— Variation de la consommation des ménages

— Variation du taux d'épargne

### a) Fonctions de réponse suite à un choc d'un écart-type du Clifs France



### b) Fonctions de réponse suite à un choc d'un écart-type de l'indicateur d'opportunité à des achats importants



Note : Clifs, *Country-Level Index of Financial Stress*, indicateur de stress financier au niveau national (publié par la BCE).

Source : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), BCE (Banque centrale européenne) ; calculs des auteurs.

<sup>3</sup> Cette différence dans la réponse de la consommation à ces deux chocs vient du fait que l'indicateur d'incertitude financière est en niveau dans l'équation alors que l'indicateur de confiance est en variation. Cette spécification permettrait de combiner un pouvoir explicatif fort, ainsi que des coefficients significatifs dont le signe est conforme à l'intuition économique.

## Annexe 2

### Calcul de l'effet de l'inflation sur la valeur nette du patrimoine

Les comptes de patrimoine et de variations de patrimoine de la comptabilité nationale articulent d'une période à l'autre les flux (épargne, cessions, acquisitions) et les stocks (actifs et passifs) en tenant compte de la valeur des gains nominaux de détention – positifs ou négatifs – suite à la variation du prix des actifs sur la période. Ce cadre comptable apporte donc des informations utiles pour évaluer les ordres de grandeur en jeu dans un contexte de variations de prix.

Dans ce cadre, la dynamique de la richesse nominale nette des ménages d'une année à l'autre se formalise comme :

$$(1) \quad W = W_{-1} + F - CCF + R + A$$

où :

- $W$  : valeur nette, différence entre la valeur des actifs (financiers et non financiers) et celle des passifs (financiers, par nature) ;
- $F$  : flux (essentiellement égaux à l'épargne brute des ménages, augmentée des transferts en capital reçus par les ménages, nets des transferts versés<sup>1</sup>) ;
- $CCF$  : consommation de capital fixe ;
- $R$  : réévaluation ;
- $A$  : ajustements (autres changements de volume – positifs ou négatifs – des actifs détenus), de valeur faible.

En termes réels (déflaté par l'indice de prix des dépenses de consommation finale des ménages,  $p$ ), cette équation devient :

$$(2) \quad \frac{W}{p} = \frac{W_{-1}}{p} + \frac{F}{p} - \frac{CCF}{p} + \frac{R}{p} + \frac{A}{p}$$

soit, en introduisant le taux d'inflation,  $\pi = \frac{p - p_{-1}}{p_{-1}}$  :

$$\frac{W}{p} = \frac{W_{-1}}{p_{-1}(1 + \pi)} + \frac{F}{p} - \frac{CCF}{p} + \frac{R}{p} + \frac{A}{p}$$

soit, au premier ordre :

$$\frac{W}{p} \simeq \frac{W_{-1}}{p_{-1}} - \pi \frac{W_{-1}}{p_{-1}} + \frac{F}{p} - \frac{CCF}{p} + \frac{R}{p} + \frac{A}{p}$$

On peut ainsi calculer chaque année la variation réelle de la richesse nette des ménages, décomposée en contribution des différentes composantes, et en particulier celle du terme :

$$(3) \quad -\pi \frac{W_{-1}}{p_{-1}}$$

qui mesure l'érosion de la valeur réelle du patrimoine net due à l'inflation.

<sup>1</sup> Le flux intègre également l'ajustement nécessaire pour réconcilier les comptes non financiers et les comptes financiers. Le rôle de cette variable est marginal.



## Annexe 3

### Estimation d'un impact direct de l'inflation sur le taux d'épargne depuis la crise Covid

Lacan (2023) propose une évaluation de l'effet de l'inflation sur le taux d'épargne en intégrant directement le taux d'inflation (en niveau ou en variation) dans une équation de consommation. L'équation est estimée sur la période 1951-2019 afin de capter les périodes précédentes d'inflation élevée et n'inclut donc pas la période Covid qui perturbe les estimations économétriques.  $\pi$  désigne ici l'inflation du déflateur de la consommation, en glissement annuel :

$$\Delta c = \underset{(-2,1)}{-0,005} + \underset{(6,7)}{0,27 \Delta y} + \underset{(4,5)}{0,19 \Delta y_{-1}} \dots$$

$$+ \underset{(2,3)}{0,10 \Delta y_{-2}} + \underset{(3,2)}{0,14 \Delta y_{-5}} - \underset{(-3,0)}{0,04(c_{-1} - y_{-1})} - \underset{(-2,3)}{0,10 \Delta \pi_{-1}} + dummies$$

$$R^2 \text{ ajusté} = 38\%$$

Avec cette équation, on trouve un effet modéré et seulement transitoire de l'inflation sur la consommation durant la période récente : l'inflation ne rentre en effet qu'en différence première dans l'équation, l'inflation en niveau n'étant pas statistiquement significative.

Nous pouvons cependant utiliser une spécification alternative en faisant entrer à la place de l'inflation en variation la surprise d'inflation (son niveau) par rapport à une prévision naïve des ménages (ici, un lissage exponentiel de paramètre  $\alpha = 10\%$  :  $\pi^L = (1 - \alpha) \pi^L_{-1} + \alpha \pi$ ,  $\pi$  désigne cette fois l'inflation du déflateur de la consommation en variation trimestrielle). La surprise d'inflation entre avec un coefficient significatif dans l'équation, tandis que le coefficient sur la variation de l'inflation introduit dans l'équation précédente ne ressort plus significativement (équation estimée sur la période 1953-2019) :

$$\Delta c = \underset{(-3,3)}{-0,008} + \underset{(6,6)}{0,27 \Delta y} + \underset{(4,8)}{0,21 \Delta y_{-1}} + \dots$$

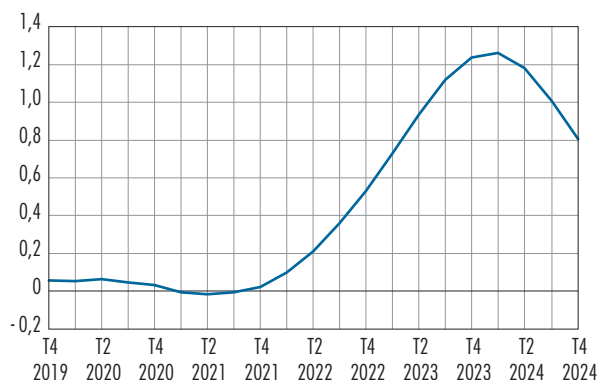
$$\underset{(1,8)}{0,08 \Delta y_{-2}} - \underset{(-4,4)}{0,07(c_{-1} - y_{-1})} - \underset{(-3,2)}{0,07 \epsilon^{\pi}_{-1}} + dummies$$

$$R^2 \text{ ajusté} = 38\%$$

Avec  $\epsilon^{\pi}$  la surprise d'inflation (en glissement annuel) lorsque les ménages forment une anticipation « naïve » (ici, un lissage exponentiel).

## Impact des surprises d'inflation sur le taux d'épargne

(en points de pourcentage)



Sources : Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) ; calculs des auteurs.

Nous procédons par la suite au même type d'exercice que celui que nous réalisons précédemment, en utilisant l'équation avec surprise d'inflation pour simuler le taux d'épargne des ménages dans deux scénarios, l'un avec l'inflation observée sur la période récente et l'autre sans surprise d'inflation. La comparaison du taux d'épargne dans ces deux scénarios nous donne l'impact des surprises d'inflation sur le comportement d'épargne des ménages selon cette équation. Le résultat (cf. graphique) est assez proche de notre estimation « minimaliste » de l'impact sur le taux d'épargne des pertes inflationnistes présentée dans la note (calculé sur les dépôts non rémunérés), avec un impact maximal de 1,3 pp au premier trimestre 2024 (cf. graphique).

### Éditeur

Banque de France

### Directeur de la publication

Claude Piot

### Rédaction en chef

Olivier de Bandt

### Secrétaire de rédaction

Caroline Corcy

### Réalisation

Studio Création

Direction de la Communication

ISSN 1952-4382

Pour vous abonner aux publications de la Banque de France

<https://www.banque-france.fr/fr/alertes/abonnements>

