

**La forte inflation enregistrée depuis 2021 pousse à la hausse, mais seulement transitoirement, le taux d'épargne des ménages**

*Axelle Lacan<sup>1</sup>*

Note d'étude n°2023 - 1

Juillet 2023

**Ce document n'engage ni le Haut Conseil des finances publiques, ni les institutions auxquelles appartiennent ses membres. Il n'engage que son auteur.**

---

*Synthèse*

*Le profil du taux d'épargne influence l'évolution de l'activité : à long terme, une hausse durable du taux d'épargne est favorable à l'accumulation du capital productif et donc en général à la croissance, mais, à court terme, elle pèse sur la demande. L'appréciation du comportement d'arbitrage des ménages entre consommation et épargne est donc un élément important de la construction d'un scénario macroéconomique.*

*L'effet de l'inflation sur cet arbitrage pose aujourd'hui question. Face à une inflation élevée, les ménages vont-ils consacrer une part plus importante de leurs revenus à leur consommation immédiate, afin de ne pas subir de futures hausses de prix, ou au contraire, comme les études empiriques menées en France dans les années 1980 le mettaient en avant, à leur épargne, afin d'en protéger la valeur réelle ? Ce comportement, connu sous le nom d'effet d'encaisses réelles, est-il à même de retarder le retour du taux d'épargne à son niveau antérieur à la crise sanitaire ?*

*Afin d'évaluer l'effet de l'inflation sur le taux d'épargne des ménages, cette note propose une estimation de la fonction de consommation sur longue période, en utilisant des données disponibles depuis 1949. Le début des années 1980, caractérisé, comme la période actuelle, par un taux d'épargne des ménages élevé et une inflation soutenue, est ainsi intégré à l'analyse.*

*Cette modélisation met en évidence, sur la période d'estimation, un effet non pas de l'inflation en niveau mais de la variation de celle-ci sur la consommation, une hausse de l'inflation se traduisant par une baisse temporaire de la consommation des ménages en volume. À l'inverse, le niveau de l'inflation ne semble pas avoir d'influence significative durable sur cette consommation et donc sur le taux d'épargne, ce qui remet en cause l'existence d'un effet d'encaisses réelles en France.*

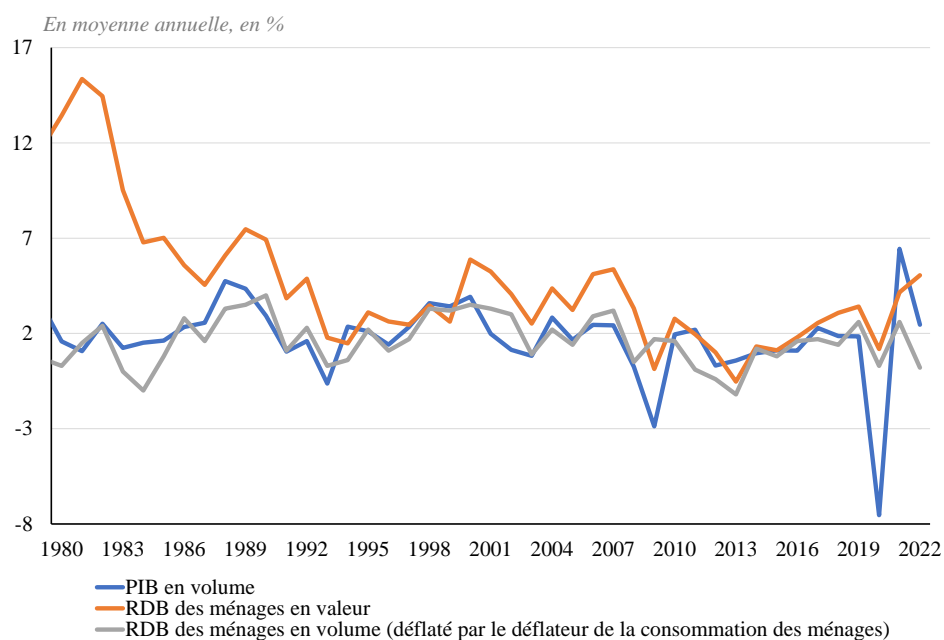
*En conséquence, l'élévation du taux d'épargne observée post-Covid pourrait s'expliquer en partie, mais en partie seulement, par la forte poussée d'inflation. Cet effet serait purement temporaire et l'inflation devrait donc cesser progressivement de soutenir le taux d'épargne. Toutefois, l'évolution du taux d'épargne dans les années à venir dépendra en premier lieu des autres facteurs, à ce stade inexplicables, qui ont conduit à l'accroître par rapport à son niveau d'avant la crise sanitaire.*

---

<sup>1</sup> Secrétariat permanent du Haut Conseil des finances publiques. L'auteur remercie vivement Éric Dubois pour ses nombreuses suggestions constructives, ainsi qu'Ekrame Boubtane, Guillaume Gilquin, Pascal Helwaser, Emmanuel Jessua, Caroline Lebrun et Olivier Vazeille pour leurs commentaires sur une première version de cette note.

Alors que la pandémie de Covid-19 a affecté très négativement le PIB, en recul de 7,5 % en volume en 2020 en France, l'effet sur le revenu disponible brut (RDB) des ménages est resté contenu<sup>2</sup>, du fait de la mise en œuvre des mesures de soutien budgétaire, et notamment de l'activité partielle.

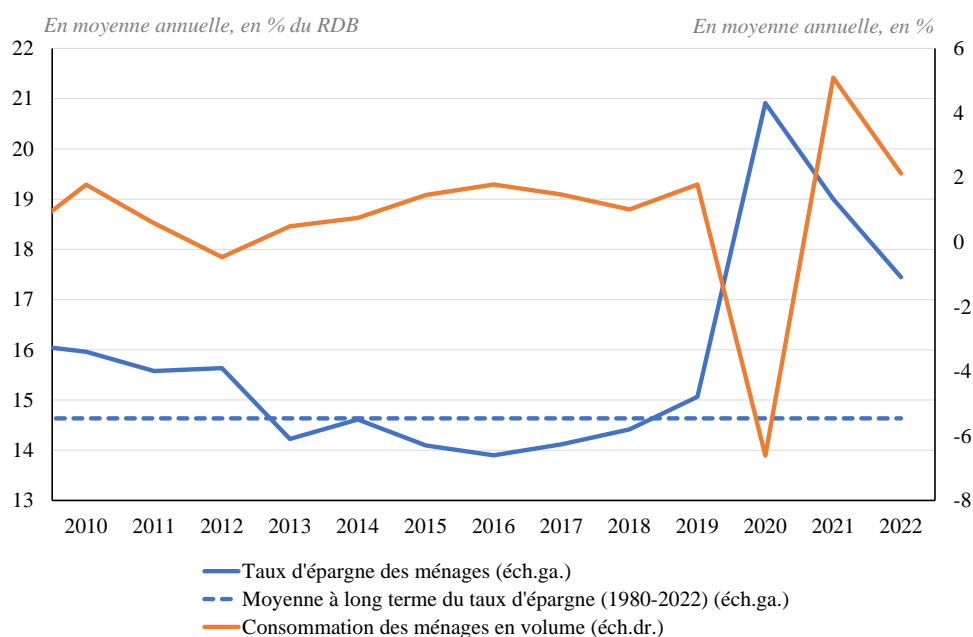
### Graphique 1 : PIB en volume, RDB des ménages en valeur et en volume



Source : Insee

La consommation des ménages ayant été contrainte par différentes mesures de restriction sanitaire (confinements, couvre-feux, interdictions de rassemblements publics, etc.), le taux d'épargne des ménages a fortement progressé. Toutefois, alors même que ces mesures de restriction ont été entièrement levées, le taux d'épargne est encore supérieur à son niveau d'avant la crise sanitaire.

### Graphique 2 : consommation des ménages en volume et taux d'épargne des ménages

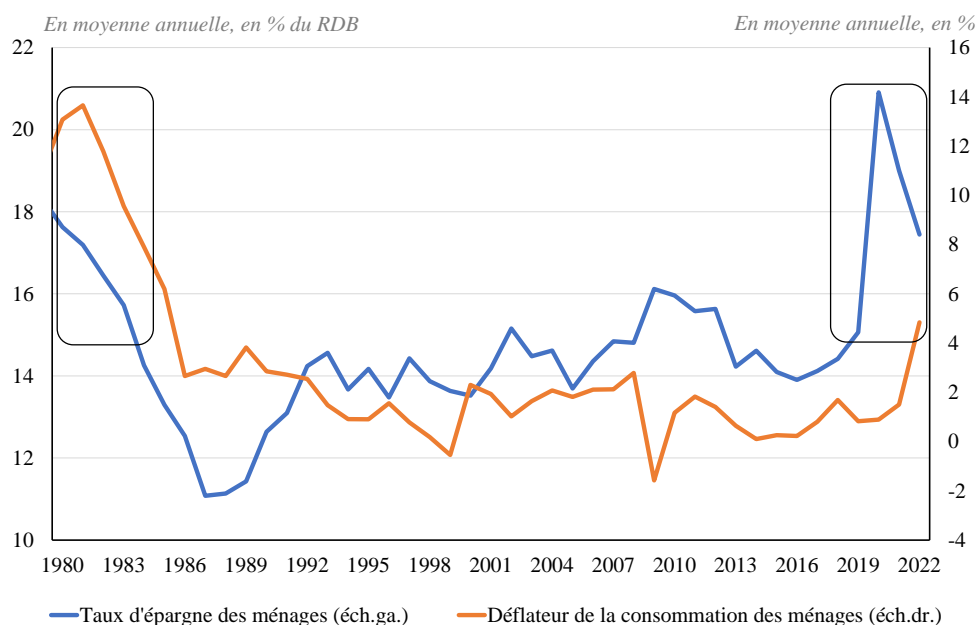


Source : Insee

<sup>2</sup> En 2020, en moyenne annuelle, le RDB des ménages a progressé de 1,2 % et son pouvoir d'achat a augmenté de 0,3 %.

L'économie française est ainsi caractérisée, depuis début 2021, par un taux d'épargne élevé et une inflation dynamique, une situation qui rappelle celle observée au début des années 1980.

### Graphique 3 : taux d'épargne des ménages et déflateur de la consommation des ménages



Source : Insee

Le profil du taux d'épargne influence celui de l'activité : à long terme, une hausse durable du taux d'épargne est favorable à l'accumulation du capital productif<sup>3</sup> et donc en général à la croissance, mais, à court terme, elle pèse sur la demande. L'appréciation du comportement d'arbitrage des ménages entre consommation et épargne est donc un élément important de la construction d'un scénario macroéconomique.

Or, si la baisse du taux d'épargne à moyen terme semble aujourd'hui faire consensus au sein des prévisionnistes, son ampleur est débattue. Certains l'anticipent importante, comme dans le Programme de stabilité présenté en avril 2023 par le Gouvernement (de 17,4 % du RDB en 2022<sup>4</sup> à 15,1 % en 2027). C'est l'une des hypothèses sur lesquelles repose le comblement de l'écart de production, estimé très creusé par le Gouvernement en 2022 (-1,1 point de PIB potentiel). D'autres réalisent une prévision différente et supposent un repli plus modéré du taux d'épargne, conduisant, toutes choses égales par ailleurs, à une croissance moins forte de l'activité sur la période.

**Tableau 1 : prévisions à moyen terme du taux d'épargne des ménages**

	2023	2024	2025	2026	2027
Banque de France	16,5	16,3	15,8		
Rexecode	17,4	16,8	16,3	15,9	15,6
Programme de stabilité	16,8	16,5	16,0	15,6	15,1

Sources : Rexecode, Projections macroéconomiques de la Banque de France de mars 2023, Programme de stabilité 2023-2027

<sup>3</sup> Sur l'effet de l'épargne sur l'investissement, voir par exemple Feldstein M. et P. Bacchetta (1989), "National Saving and International Investment", National bureau of economic research, Working paper n° 3164, novembre.

<sup>4</sup> Estimation issue des comptes de la Nation en 2022 de l'Insee publiés le 31 mai 2023.

L'effet de l'inflation pose notamment question. Si celle-ci se maintient à un niveau plus élevé que sur les trois dernières décennies, les ménages vont-ils :

- privilégier une consommation immédiate, afin de ne pas subir de futures hausses anticipées de prix<sup>5</sup> (comportement de fuite devant la monnaie) ;

- ou au contraire vont-ils épargner davantage, pour protéger la valeur réelle de leur épargne ? Cet effet « Pigou » ou encore « d'encaisses réelles », qui ressortait significativement dans les estimations économétriques d'équations de consommation dans les années 1980, porterait le taux d'épargne s'il venait à se manifester à nouveau.

Afin d'éclairer ce débat, cette note propose :

- dans une première partie, de rappeler succinctement les concepts de l'effet d'encaisses réelles. Cet effet était mis en avant dans les années 1980, une période proche sous certains aspects de la période actuelle, mais a disparu de la plupart des estimations depuis ;

- dans une deuxième partie, de présenter une modélisation économétrique du comportement de consommation des ménages qui prenne en compte l'effet de l'inflation sur le comportement d'arbitrage des ménages entre consommation et épargne. L'estimation est faite sur très longue période, afin notamment d'intégrer les données relatives au début des années 1980 et d'observer s'il y a eu ou non un changement de comportement des ménages depuis ;

- dans une troisième partie, de vérifier si le comportement de consommation des ménages face à l'inflation est dépendant du contexte d'évolution des prix.

## 1. Un effet d'encaisses réelles mis en avant dans les années 1980, disparu des travaux empiriques depuis

L'effet d'encaisses réelles, également appelé effet « Pigou »<sup>6</sup>, peut être défini comme le besoin de reconstituer, par l'épargne, la valeur des actifs liquides érodée par l'inflation. En présence d'une inflation élevée, l'épargne est ainsi privilégiée afin de reconstituer le pouvoir d'achat de ces encaisses. À l'inverse, en période de déflation, les encaisses réelles des agents augmentent, poussant ces derniers à consommer et conduisant à une hausse des prix et à un retour à l'équilibre.

Discuté dans la littérature<sup>7</sup>, cet effet était fréquemment mis en avant dans les années 1980<sup>8</sup>. Dans son article de 1992<sup>9</sup> dédié à la modélisation du comportement macroéconomique de consommation et d'épargne des ménages en France, P. Allard rappelait les grands traits du consensus atteint dans les années 1980 : « recours aux modèles à correction d'erreur, mise en évidence d'effets robustes de la croissance du revenu réel et des prix sur le taux d'épargne ». Malgré les nombreux changements de base

---

<sup>5</sup> En cas d'indexation immédiate et parfaite des revenus, le maintien des dépenses de consommation des ménages en volume suppose certes une hausse des dépenses de consommation en valeur, mais la part de cette consommation dans le revenu reste constante. Dans ce cas, c'est bien l'effet de l'anticipation de hausses de prix futures qui influence la part du revenu consacrée aux dépenses de consommation. Les ménages utilisent davantage à des fins de consommation la monnaie dont ils craignent la perte de valeur. En cas d'indexation imparfaite des revenus, deux comportements différents peuvent pousser le taux d'épargne à la baisse : le maintien d'un niveau de consommation en volume d'une part et la « fuite devant la monnaie » d'autre part.

<sup>6</sup> Pigou, A. C. (1943), « *The Classical Stationary State* », *Economic Journal*, décembre.

<sup>7</sup> Voir par exemple Patinkin, D. (1948), « *Price flexibility and full employment* », *The American economic review*, septembre et Cohen, M. (1954) « *Liquid assets and the consumption function* », *The review of economics and statistics*, mai.

<sup>8</sup> Deux exemples d'équations d'arbitrage consommation-épargne utilisées en France dans les années 1980, mettant en évidence un effet d'encaisses réelles, sont présentés en annexe 1.

<sup>9</sup> Allard, P. (1992), « *La modélisation de la consommation des ménages en France* », *Rev. Econ.pol.*, sept.-oct.

des comptes nationaux intervenus depuis, la réestimation de ces équations sur la période d'origine mais avec les données actuelles conduit à un effet très proche de l'inflation, quoique parfois non significatif, sur le taux d'épargne (cf. annexe 1).

L'effet d'encaisses réelles a toutefois disparu de la plupart des estimations depuis :

- il n'apparaît pas dans l'équation de la consommation totale des ménages en volume du modèle Mésange de l'Insee. La consommation agrégée des ménages s'y ajuste parfaitement à leur pouvoir d'achat à long terme, pour refléter la stabilité du taux d'épargne. Dans la présentation de son équation<sup>10</sup>, l'Insee précise notamment : « D'autres déterminants de la consommation de long terme ont été testés (comportement de précaution pour s'assurer face à des chocs de revenus notamment face au chômage, taux d'intérêt réel, effets ricardiens de substitution entre épargne privée et publique, niveau d'inflation censé capter des effets d'encaisses réelles, effets de richesse immobilière ou financière) mais ne se sont pas révélés robustes statistiquement » ;
- il est également absent de l'équation de consommation des ménages d'Opale<sup>11</sup>, modèle macroéconomique de la Direction générale du Trésor utilisé pour les prévisions de croissance à horizon 2-3 ans pour les budgets des lois de finances et programmes de stabilité. La consommation des ménages y dépend du RDB des ménages (hors dividendes), du taux de chômage, des écarts de températures et d'indicatrices ;
- il n'est pas présent non plus en tant que tel dans l'équation de modélisation de la consommation des ménages du modèle FR-BDF de la Banque de France<sup>12</sup>. Le principal moteur à long terme de la consommation des ménages est le revenu permanent, qui, associé à un écart de taux réel de prêt bancaire aux ménages par rapport à un état dit stationnaire, détermine l'objectif de consommation.

Ce constat amène à se questionner sur les raisons de cette disparition. Trois hypothèses sont possibles :

- le lien entre taux d'épargne et inflation serait un artefact statistique, lié à la concomitance sur une période d'estimation relativement courte de mouvements similaires de l'inflation et du taux d'épargne, que la prise en compte d'une période plus longue rendrait à sa vraie valeur, nulle ;
- ce serait au contraire les estimations menées sur une période excluant largement la période de forte inflation des années 1970-80 qui ne permettraient pas, faute de variance suffisante de l'inflation, de mettre en évidence ce déterminant du comportement d'épargne des ménages ;
- le comportement des ménages aurait changé à la fin des années 1980, du fait par exemple de la libéralisation financière qui aurait permis aux ménages de mieux protéger de l'inflation la valeur de leurs actifs.

Le diagnostic qui sera posé permettra de savoir s'il faut anticiper ou non un retour de l'effet d'encaisses réelles avec celui de l'inflation.

---

<sup>10</sup> Direction des Études et Synthèses Économiques (2017), « *Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés* », mai.

<sup>11</sup> [tresthor Package R pour la prévision économique Utilisation d'Opale sur R \(economie.gouv.fr\)](https://www.economie.gouv.fr/tresthor).

<sup>12</sup> M. Lemoine et al. (2019), « *The FR-BDF Model and an Assessment of Monetary Policy Transmission in France* », Working paper, octobre.

## 2. Sur longue période, un effet significatif de l'inflation sur la consommation, mais transitoire

Afin d'évaluer si la disparition de l'effet d'encaisses réelles tient au choix de périodes d'estimation trop courtes ne comprenant pas de réel épisode d'inflation élevée, des estimations de la fonction de consommation sur longue période comprenant des variables de prix ont été menées. La volonté de modéliser l'équation sur un historique long a limité le nombre de variables explicatives disponibles.

La variable endogène est la consommation totale des ménages, en volume, issue des comptes nationaux trimestriels de l'Insee, disponibles depuis 1949.

Les variables explicatives retenues sont le RDB réel des ménages et le déflateur<sup>13</sup> de la consommation des ménages<sup>14</sup>. Elles sont également issues des bases statistiques de l'Insee et disponibles depuis 1949. Le déflateur de la consommation des ménages a été préféré à l'indice des prix à la consommation, disponible depuis 1991 seulement.

Les estimations ont été réalisées sur une période allant du 4<sup>e</sup> trimestre 1951<sup>15</sup> au quatrième trimestre 2019. La période de crise sanitaire, à compter du 1<sup>er</sup> trimestre 2020, a été volontairement exclue, compte tenu des contraintes inhabituelles qui ont pesé sur le comportement des ménages sur cette période.

### Épargne et revenus en comptabilité nationale

En comptabilité nationale, l'épargne n'est pas mesurée directement, mais construite comme la différence entre le revenu disponible et la dépense de consommation, mesurés à partir de sources indépendantes.

Le revenu disponible est le revenu à la disposition du ménage pour consommer et épargner.

Il comprend l'ensemble des revenus d'activité (rémunérations salariales y compris cotisations légalement à la charge des employeurs, revenu mixte des non-salariés), des revenus de la propriété (intérêts, dividendes, revenus d'assurance-vie...) et des revenus fonciers (y compris les revenus locatifs imputés aux ménages propriétaires du logement qu'ils occupent). Les prestations sociales en espèces reçues par les ménages sont ajoutées et les cotisations sociales et les impôts versés retranchés<sup>16</sup>.

<sup>13</sup> Le déflateur de la consommation des ménages est l'indice de prix de la consommation des ménages au sens de la comptabilité nationale.

<sup>14</sup> L'introduction du taux de chômage, disponible depuis 1975, et de la confiance des ménages, disponible depuis 1972, a également été testée, sans amélioration notable de l'équation obtenue. Les résultats sont présentés à titre informatif en annexe 2.

<sup>15</sup> Les données utilisées sont disponibles depuis 1949, mais leur transformation (calculs des différences premières et introduction de retards jusqu'à 6 trimestres) réduit très légèrement la période sur laquelle sont estimées les équations.

<sup>16</sup> Définition Insee.

## a. Variables retenues

La spécification retenue est standard. La variable à expliquer est ainsi la variation du logarithme de la consommation des ménages en volume.

Une spécification classique<sup>17</sup> du comportement de consommation des ménages est retenue dans un premier temps, dans laquelle les variables explicatives sont les suivantes :

- la variable elle-même (variation du logarithme de la consommation des ménages en volume) retardée ;
- la variation du logarithme du RDB réel ;
- l'inflation, mesurée par la variation sur un an du logarithme du déflateur de la consommation des ménages (indicateur de prix disponible depuis 1949), équivalente au premier ordre à la hausse du déflateur de la consommation des ménages ;
- un terme de « correction d'erreur », c'est-à-dire le logarithme du ratio rapportant la consommation des ménages au RDB réel, retardé d'un trimestre ;
- et des indicatrices pour les évènements spécifiques.

L'adéquation des caractéristiques statistiques des séries a été vérifiée, et notamment leur stationnarité. Il ressort que le log de la consommation totale des ménages en volume et le log du RDB réel des ménages ne sont pas stationnaires et intégrés d'ordre 1. Les différences premières de ces séries ont donc été calculées. Le log du ratio rapportant le déflateur de la consommation à celui observé un an auparavant (ou un trimestre auparavant) est, à l'inverse, stationnaire et n'a pas nécessité de traitements spécifiques. Le log du ratio rapportant la consommation des ménages en volume au RDB réel des ménages est associé à un terme à correction d'erreur et est intégré tel quel dans les spécifications traditionnelles des équations de consommation.

### Liste des symboles utilisés

consovol : consommation des ménages en volume

rdbreel : RDB des ménages déflaté par le déflateur de la consommation des ménages

ga\_pc : ratio rapportant le niveau du déflateur de la consommation des ménages à celui observé un an auparavant

gt\_pc : ratio rapportant le niveau du déflateur de la consommation des ménages à celui observé un trimestre auparavant

ratioconspv : log du ratio rapportant la consommation des ménages en volume au RDB réel

variable(-x) : variable retardée de x trimestres

del(variable) : variable en différence première

---

<sup>17</sup> Voir quelques exemples de modélisation de la consommation des ménages en page 5.



Indicatrices retenues *ex ante* sur la base d'événements ayant affecté la consommation des ménages :

- grèves : DU66 (-1 au T1 1966, 0 sinon), DU68 (-1 au T2 1968, 0 sinon), DU74 (-1 au T4 1974, 0 sinon), DU95b (-1 au T4, 0 sinon)

- conditions météorologiques particulières : DU85 (1 au T1 1985, 0 sinon), DU14 (-1 au T1 2014, 0 sinon)

- contexte ou de mesures spécifiques (craintes d'une dévaluation du Franc, dévaluation en tant que telle, prime à la casse, choc pétrolier) : DU68b (1 au T4 1968, 0 sinon), DU69 (1 au T2 1969, 0 sinon), DU69b (-1 au T4 1969, 0 sinon), DU95 (1 au T3 1995, 0 sinon), DU00 (-1 au T2 2000, 0 sinon)

## b. Spécification

La recherche d'une équation est faite à partir de la consommation des ménages retardée, du RDB réel, du ratio rapportant le niveau du déflateur de la consommation des ménages à celui observé un an auparavant (variable d'inflation en niveau), de la différence première du précédent terme (variable d'inflation en variation), du ratio rapportant la consommation des ménages en volume au RDB réel et enfin des différentes indicatrices. Six retards sont intégrés pour chacune des variables. La minimisation du critère BIC<sup>18</sup> conduit à retenir l'équation détaillée dans le tableau 2.

**Tableau 2 : modélisation de la consommation des ménages**

	(1)
<b>Variables explicatives</b>	
del(log(rdbreel))	0,275*** (6,923)
del(log(rdbreel))(-1)	0,195*** (4,633)
del(log(rdbreel))(-2)	0,100* (2,477)
del(log(rdbreel))(-5)	0,137** (3,173)
del(log(ga_pc))(-1)	-0,109** (-2,669)
log(ratioconspv)(-1)	-0,043** (-3,115)
du69	0,023*** (3,655)
du69b	0,027*** (4,190)
du74	0,016** (2,643)
Constante	-0,005* (-2,376)
Écart-type de la régression	0,0061
R <sup>2</sup>	0,43

<sup>18</sup> Le critère BIC (*Bayesian Information Criterion*) est une mesure statistique utilisée afin d'évaluer la qualité d'un modèle économétrique. L'objectif est de sélectionner le modèle qui présente le meilleur compromis entre l'ajustement des données et la complexité du modèle. Le modèle avec le BIC le plus faible est considéré comme le meilleur.



<b>Tests de spécification (p-values)</b>	
Autocorrélation des résidus (test du multiplicateur de Lagrange)	0,3
Hétéroscédasticité (test de Breush-Pagan)	0,1
Normalité (test de Jarque-Bera)	2,5 <sup>-9</sup>
Test de stabilité (rupture au T4 1985)	0,7
Test de stabilité (rupture au T1 2013)	1,0

*Lecture : les valeurs entre parenthèses désignent les statistiques de Student ; le  $R^2$  désigne la part de la variance de la variable expliquée, ici le taux de croissance de la consommation des ménages en volume, qui est expliquée par les variables explicatives (il n'est défini que lorsque l'équation estimée comprend une constante) ; les tests de spécification<sup>19</sup> vérifient que les résidus de la régression ne présentent pas de corrélation entre eux (test du multiplicateur de Lagrange avec 4 retards), ne sont pas hétéroscédastiques (test de Breush-Pagan) et que les coefficients sont stables (tests de Chow à la moitié de la période -ici au T4 1985- et à 90 % de la période -ici au T1 2013), ce qui permet d'écarter une erreur importante dans le choix de la forme de la relation entre les variables ou de l'oubli d'une variable explicative importante ; les résidus ne suivent toutefois pas une loi Normale (test de normalité de Jarque-Bera) ; la p-value donnée dans le tableau est le seuil à partir duquel on commence à refuser l'hypothèse que les tests sont négatifs ; \*\*\* désigne une valeur significative au seuil de 1 % (qui a donc moins de 1 % de chance d'être nulle)*

Toutes les variables explicatives sont significatives et l'influence de chacune est de signe attendu sur un plan économique :

- la variation du RDB réel des ménages, instantanée et avec un recul de 1, 2 et 5 trimestres, a un effet positif sur celle des dépenses de consommation ;
- la variation de l'inflation retardée d'un trimestre a un effet négatif sur celle de la consommation ;
- le ratio rapportant la consommation réelle au pouvoir d'achat du revenu des ménages a un effet négatif sur la variation de la consommation.

L'introduction de l'inflation en niveau dans cette équation a été testée (tableau 3) et s'est révélée non significative : l'équation (2) teste l'introduction du logarithme du ratio rapportant le déflateur au déflateur observé un an avant ( $ga\_pc$ ), l'équation (3) de celui rapportant le déflateur au déflateur observé un trimestre auparavant ( $gt\_pc$ ).

---

<sup>19</sup> Ces tests sont identiques à ceux proposés par D. Hendry pour son logiciel pc-gets (cf. par exemple D.F. Hendry and H-M Krolzig (2000): « Computer Automation of General-to-Specific Model Selection Procedures », Journal of Economic Dynamics and Control, 25 (6-7), p. 831-866).

**Tableau 3 : test de l'ajout, dans l'équation (1), de l'inflation en niveau**

	(2)	(3)
<b>Variabes explicatives</b>		
del(log(rdbreel))	0,275*** (6,904)	0,274*** (6,876)
del(log(rdbreel))(-1)	0,190*** (4,438)	0,190*** (4,394)
del(log(rdbreel))(-2)	0,096* (2,360)	0,099* (2,445)
del(log(rdbreel))(-5)	0,137** (3,190)	0,136** (3,159)
del(log(ga_pc))(-1)	-0,108** (-2,661)	-0,098* (-2,215)
log(ga_pc)(-1)	-0,010 (-0,892)	
log(gt_pc)(-1)		-0,027 (-0,588)
log(ratioconspv)(-1)	-0,051** (-3,140)	-0,049** (-2,958)
du69	0,023*** (3,657)	0,023*** (3,666)
du69b	0,026*** (4,161)	0,026*** (4,153)
du74	0,016* (2,525)	0,016* (2,593)
Constante	-0,006* (-2,537)	-0,005* (-2,422)
Écart-type de la régression	0,0061	0,0061
R <sup>2</sup>	0,43	0,43

Ces résultats signifient donc, sur longue période, que l'effet de l'inflation sur la consommation est certes significatif mais transitoire : c'est la variation de l'inflation, et non l'inflation en niveau, qui a un effet sur la variation de la consommation et donc sur le taux d'épargne. Le terme de correction d'erreur (log(ratioconspv)) joue en effet comme une force de rappel.

Ils indiquent ainsi que l'élévation du niveau d'inflation de 2022 peut expliquer en partie (à hauteur de 0,4 point sur environ 2 points en 2022) le maintien du taux d'épargne à un niveau élevé après le Covid.

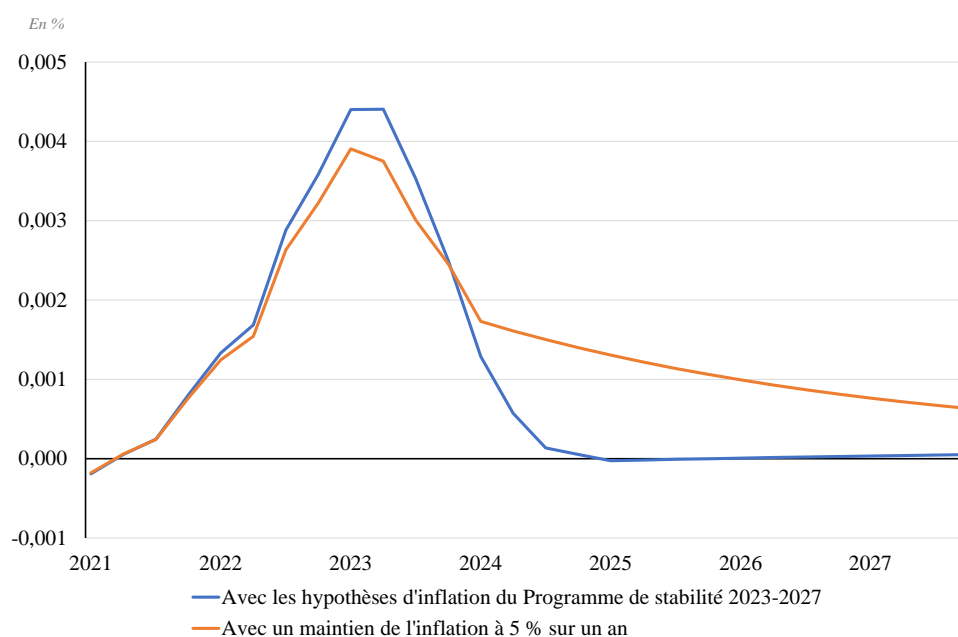
Même si la bouffée d'inflation devait se révéler durable, son impact devrait progressivement disparaître, ainsi que l'illustrent les deux scénarios polaires suivants :

- celui du Programme de stabilité 2023-2027. Le reflux de l'inflation prévu dans ce scénario est rapide<sup>20</sup>. Elle baisserait sous 3,0 % dès 2024, à 2,6 %, puis serait de 2,0 % en 2025 et de 1,8 % en 2026 et 2027<sup>21</sup> ;
- celui où l'inflation se maintient au niveau actuel, c'est-à-dire à 5,0 % en rythme annuel, au cours des prochaines années.

Le scénario du Programme de stabilité conduit à ramener très rapidement à 0 l'effet de l'inflation sur le taux d'épargne (dès 2025). Même dans le cas où l'inflation se maintiendrait à son niveau actuel, son impact sur le taux d'épargne se réduirait progressivement, mais resterait légèrement positif en 2027 (à peine 0,1 point) relativement à son niveau de fin 2019.

L'évolution du taux d'épargne dépendra toutefois aussi, et en premier lieu, des facteurs qui expliquent à hauteur d'environ 1,5 point la hausse du taux d'épargne par rapport à 2019 et qui restent à ce stade inexpliqués. La prise en compte sur une période d'estimation plus courte des déterminants habituels du taux de chômage et de la confiance des ménages, au côté du pouvoir d'achat du revenu et de l'inflation, montre que ceux-ci ne permettent pas de réduire cette part inexpliquée (cf. annexe 2).

#### Graphique 4 : simulation de la contribution de l'inflation au taux d'épargne des ménages selon différentes hypothèses



Source : calculs de l'auteur

<sup>20</sup> Les prévisions de prix à la consommation et de déflateur de la consommation des ménages du Programme de stabilité sont identiques de 2024 à 2027. En 2023, la prévision d'inflation est à 4,9 % en moyenne annuelle lorsque celle de hausse du déflateur est à 5,5 %. Le champ couvert par le déflateur de la consommation des ménages est plus large que celui couvert par l'indice des prix à la consommation. Il intègre notamment les loyers imputés.

<sup>21</sup> L'équation portant sur des données trimestrielles, les prévisions en moyenne annuelle du Programme de stabilité ont été trimestrialisées.

Sur longue période, on n'observe donc pas d'effet d'encaissements réelles en France. Pourtant, il était mis en avant dans les années 1980. L'effet d'encaissements réelles ne se manifeste-t-il donc qu'en période de forte inflation ?

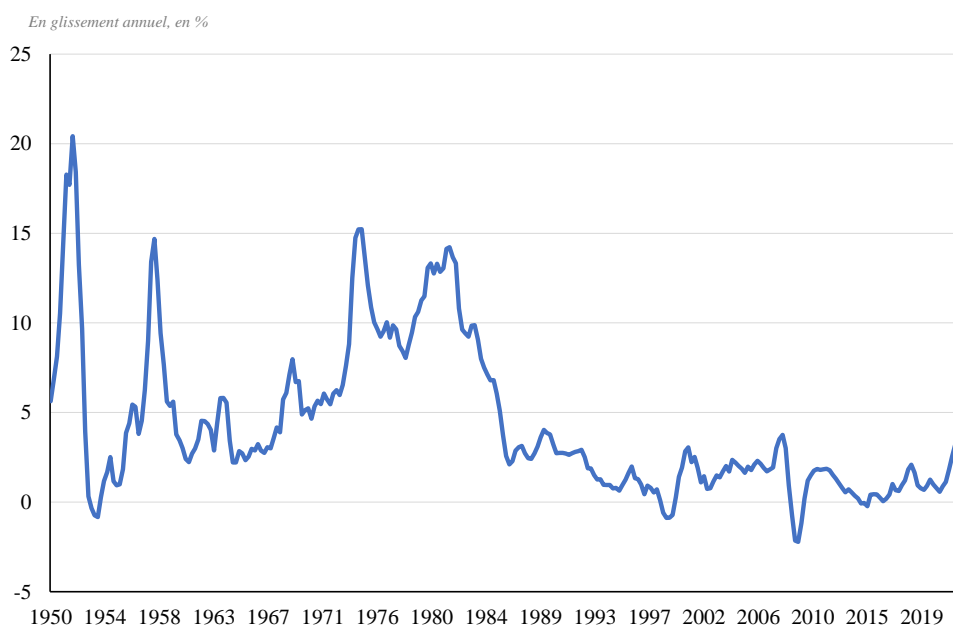
### 3. L'effet d'encaissements réelles ne se manifeste-t-il qu'en période de forte inflation ?

Le graphique 5 montre l'évolution du déflateur de la consommation sur longue période. À partir du milieu des années 1980, l'inflation a fortement baissé, notamment sous l'effet de politiques monétaires restrictives, dans le sillage du durcissement américain du début des années 1980 et du contre-choc pétrolier de 1986. Elle est restée, jusque début 2022, à un niveau faible.

Ce changement d'environnement de prix pose deux questions quant à l'effet d'encaissements réelles :

- le comportement des ménages a-t-il été affecté par ce changement important de contexte macroéconomique ? Si tel était le cas, on comprendrait alors pourquoi l'effet d'encaissements réelles était significatif dans les années 1980 et ne l'est plus depuis ;
- le comportement des ménages est-il différent lorsque l'inflation est forte ? L'effet d'encaissements réelles pourrait en effet ne se manifester que lorsque l'inflation dépasse un certain seuil.

#### Graphique 5 : déflateur de la consommation des ménages sur longue période



Source : Insee

Pour répondre à ces deux questions, plusieurs tests économétriques sont réalisés.

### a. L'inflation en niveau ne joue-t-elle que sur certaines périodes ?

L'existence d'un effet d'encaissements réelles uniquement sur certaines périodes est testée via l'introduction, dans l'équation 1, de variables « produit » :

- l'ajout d'une variable « produit » valant 1 sur certaines périodes, 0 sinon, et multipliée par la variable d'inflation en niveau, valant  $\log(\text{ga\_pc})(-1)$ . Des périodes postérieures à 1970 et antérieures au changement structurel d'évolution des prix identifié au milieu des années 1980 ont été choisies, car elles témoignent du dernier épisode d'évolution forte des prix, c'est-à-dire durablement supérieure au seuil de 2 % fixé ultérieurement par la Banque Centrale Européenne. Plusieurs périodes ont été testées (par exemple, de 1972 à 1986, ou de 1965 à 1981, etc.), et notamment celles sur lesquelles des équations économétriques faisaient état d'un effet d'encaissements réelles significatif dans les années 1980<sup>22</sup>. Un exemple est donné ci-dessous : l'équation (4) teste l'ajout de la variable d'inflation en niveau valant  $\log(\text{ga\_pc})(-1)$  sur la période allant du 1<sup>er</sup> trimestre 1971 au 4<sup>e</sup> trimestre 1987 et sinon 0 ;
- l'ajout d'une variable « produit » valant 1 jusqu'à la date présumée du changement de régime d'inflation (identifiée autour de 1985), puis 0, multipliée par la variable d'inflation en niveau, valant toujours  $\log(\text{ga\_pc})(-1)$ . Différents points de rupture ont été testés. L'équation (5) donne les résultats pour les tests effectués avec un changement de régime identifié au 1<sup>er</sup> trimestre 1986 (du86t1<sup>23</sup>\*logga\_pc(-1)).

**Tableau 4 : test de l'ajout, dans l'équation (1), de l'inflation en niveau sur certaines périodes seulement**

	(4)	(5)
<b>Variabiles explicatives</b>		
del(log(rdbreel))	0,275*** (6,865)	0,276*** (6,930)
del(log(rdbreel))(-1)	0,193*** (4,399)	0,190*** (4,440)
del(log(rdbreel))(-2)	0,099* (2,348)	0,097* (2,365)
del(log(rdbreel))(-5)	0,135** (3,107)	0,137** (3,185)
del(log(ga_pc))(-1)	-0,108** (-2,656)	-0,109** (-2,680)
du71t187t4*logga_pc(-1)	-0,002 (-0,176)	
du86t1*logga_pc(-1)		-0,008 (-0,808)
log(ratioconspv)(-1)	-0,045* (-2,554)	-0,052** (-2,985)
du69	0,023*** (3,601)	0,023*** (3,657)
du69b	0,027*** (4,182)	0,026*** (4,159)

<sup>22</sup> À titre d'exemple, le modèle METRIX (1988) mettait en évidence un effet d'encaissements réelles sur la période allant du 1<sup>er</sup> trimestre 1973 au 4<sup>e</sup> trimestre 1985. Cette période a donc été testée.

<sup>23</sup> La variable du86t1 vaut donc 1 jusqu'au T4 1985 et 0 après.

du74	0,016* (2,574)	0,016* (2,548)
Constante	-0,006* (-2,115)	-0,006* (-2,456)
Écart-type de la régression	0,0061	0,0061
R <sup>2</sup>	0,43	0,43

Les variables introduites ne sont pas significatives, ce qui conduit à écarter un effet d'encaisses réelles qui ne se serait matérialisé que sur certaines périodes. L'estimation d'un effet d'encaisses réelles significatif à la fin des années 1980 semble donc avoir été un artefact statistique, que l'analyse sur plus long terme des données, rendue possible par la mise à disposition des données par l'Insee depuis 1949, met en évidence.

### b. L'inflation en niveau ne joue-t-elle qu'au-delà d'un certain seuil d'inflation ?

Une nouvelle variable est introduite dans l'équation de référence (1) afin de tester un effet non linéaire de l'inflation en niveau. Elle vaut  $\log_{ga\_pc}(-1)$  lorsque l'inflation dépasse un certain seuil et 0 sinon. Les tests ont été réalisés pour différents seuils d'inflation (de 4 % à 10 %). L'équation (6) reprise ci-dessous est celle qui présente l'erreur standard de régression est la plus faible, à savoir celle obtenue pour le test effectué avec un seuil à 7 %.

**Tableau 5 : test de l'ajout, dans l'équation (1), de l'inflation en niveau à compter d'un seuil à 7 %**

	(6)
<b>Variables explicatives</b>	
del(log(rdbreel))	0,268*** (6,652)
del(log(rdbreel))(-1)	0,184*** (4,253)
del(log(rdbreel))(-2)	0,093* (2,262)
del(log(rdbreel))(-5)	0,134** (3,106)
del(log(ga_pc))(-1)	-0,106** (-2,614)
effetnonlin7(-1)	-0,012 (-1,188)
log(ratioconspv)(-1)	-0,053** (-3,293)
du69	0,023*** (3,681)
du69b	0,027*** (4,209)
du74	0,015* (2,468)
Constante	-0,007** (-2,655)
Écart-type de la régression	0,0061
R <sup>2</sup>	0,43

La variable introduite n'est pas significative, ce qui conduit à écarter l'hypothèse d'un effet d'encaisses réelles qui ne se matérialiserait qu'à compter d'un certain seuil d'inflation.

## Conclusion

La modélisation effectuée de la consommation des ménages en volume conduit à estimer que l'inflation pourrait n'affecter le niveau du taux d'épargne que transitoirement, et non durablement, contrairement à ce que prédirait la théorie de l'effet d'encaisses réelles et à ce que les estimations menées dans les années 1980 laisseraient attendre.

L'inflation devrait donc en tout état de cause cesser progressivement de soutenir le taux d'épargne, mais, le surcroît de taux d'épargne observé post-Covid n'étant expliqué au mieux qu'en partie par la forte poussée d'inflation, l'évolution du taux d'épargne dépendra en premier lieu des autres facteurs, à ce stade inexpliqués, qui ont conduit à l'accroître par rapport à son niveau d'avant la crise sanitaire.



## Annexe 1 : deux exemples d'équations d'arbitrage consommation-épargne utilisées en France dans les années 1980, mettant en évidence un effet d'encaisses réelles

Avec

- C : consommation réelle des ménages ;
- R : pouvoir d'achat du RDB ;
- P : prix de la consommation des ménages ;
- DU : indicatrices
  - o DU 74b : 1 au T4 1974, 0 sinon
  - o DU 85 : 1 au T1 1985, 0 sinon
  
- le modèle Metricx de l'Insee (1988)

Sur la période allant du 1<sup>er</sup> trimestre 1973 au 4<sup>e</sup> trimestre 1985, l'équation estimée est la suivante :

$$\log (C_t / R_t) = -0,00797 + 0,539 \log (C_{t-1}/R_{t-1}) + 0,359 \log (C_{t-2} / R_{t-2}) - 1,096 \text{ del}(\log(R_t)) + 0,292 (\text{del}(\log(R_t))-\text{del}(\log(R_{t-1}))) - 0,0649 \log(P_t/P_{t-4}) - 0,0291 \text{ DU}74b + 0,0084 \text{ DU}85$$

⇒ Compte tenu de son signe, la variable prix s'interprète comme un effet d'encaisses réelles.

- le modèle de Cretin et L'Hardy (1989)

Sur la période s'étalant du 1<sup>er</sup> trimestre 1972 au 4<sup>e</sup> trimestre 1986, l'équation estimée est la suivante :

$$\log(C_t/R_t) = -0,0136 - 0,0182 \text{ DU}74b + 0,43 \log (C_{t-1}/R_{t-1}) + 0,39 \log (C_{t-2} / R_{t-2}) - 0,88 \text{ del}(\log(R_t)) - 0,29 \text{ del}(\log(R_{t-1})) - 0,25 \log ((P_{t-1}/P_{t-2}))$$

⇒ Compte tenu de son signe, la variable prix s'interprète comme un effet d'encaisses réelles.

**La réestimation de ces équations avec les données actuelles sur une période similaire donne désormais les résultats suivants :**

- $\log (C_t / R_t) = -0,009 + 0,783 \log (C_{t-1}/R_{t-1}) + 0,107 \log (C_{t-2} / R_{t-2}) - 0,806 \text{ del}(\log(R_t)) - 0,005 (\text{del}(\log(R_t))-\text{del}(\log(R_{t-1}))) - 0,073 \log(P_t/P_{t-4}) - 0,012 \text{ DU}74b + 0,011 \text{ DU}85$

Seules les variables  $\log (C_{t-1}/R_{t-1})$  et  $\text{del}(\log(R_t))$  sont significatives (t de Student respectifs de 5,614 et - 4,511), les autres ne le sont pas, mais le coefficient de l'inflation reste négatif et du même ordre de grandeur.

- $\log (C_t / R_t) = -0,005 - 0,014 \text{ DU}74b + 0,673 \log (C_{t-1}/R_{t-1}) + 0,227 \log (C_{t-2} / R_{t-2}) - 0,804 \text{ del}(\log(R_t)) - 0,129 \text{ del}(\log(R_{t-1})) - 0,331 \log ((P_{t-1}/P_{t-2}))$

Quatre variables sont cette fois significatives : l'indicatrice et les variables  $\log (C_{t-1}/R_{t-1})$ ,  $\text{del}(\log(R_t))$  et  $\log ((P_{t-1}/P_{t-2}))$  (t de Student respectifs de -2,244, 5,235, -9,465 et -2,885). Les autres variables ne le sont pas.

Au total, même si les changements de base successifs ont conduit à modifier les résultats d'estimation, l'effet d'encaisses réelles ressort toujours lorsqu'on réestime ces équations sur leur période initiale d'estimation.

## Annexe 2 : modélisation de la consommation des ménages en introduisant le taux de chômage et la confiance des ménages dans l'équation

### Liste des nouveaux symboles utilisés

txchom : log du taux de chômage

conf : log de la confiance des ménages. L'indicateur retenu est l'indicateur synthétique de l'enquête de conjoncture auprès des ménages publiée par l'Insee, trimestrielle d'octobre 1972 à octobre 1986, puis mensuelle. Les données ont été trimestrialisées à partir de 1987, via le calcul d'une moyenne trimestrielle.

L'adéquation des caractéristiques statistiques des séries ajoutées a été vérifiée, et notamment leur stationnarité. Le log de la confiance des ménages n'est pas stationnaire et est intégré d'ordre 1. La différence première de cette série a donc été calculée. Le log du taux de chômage, à l'inverse, est stationnaire et n'a pas nécessité de traitement spécifique.

La recherche d'une équation est faite à partir de la consommation des ménages retardée, du RDB réel, du ratio rapportant le niveau du déflateur de la consommation des ménages à celui observé un an auparavant (variable d'inflation en niveau), de la différence première du précédent terme (variable d'inflation en variation), du log du taux de chômage, de la différence première de la confiance des ménages, du ratio rapportant la consommation des ménages en volume au RDB réel et enfin des différentes indicatrices. Six retards sont intégrés pour chacune des variables. L'équation détaillée dans le tableau ci-dessous est retenue.

### Modélisation de la consommation des ménages en introduisant le taux de chômage et la confiance des ménages dans l'équation

Période d'estimation : T4 1976 – T4 2019

	(7)
<b>Variables explicatives</b>	
del(log(consovol))(-1)	-0,225** (-3,217)
del(log(rdbreel))(-1)	0,219*** (4,014)
del(log(rdbreel))(-2)	0,197*** (3,455)
del(log(ga_pc))(-5)	-0,176* (-2,494)
logtxchom	-0,004* (-2,047)
del(log(conf))	0,070*** (5,044)
del(log(conf))(-4)	0,043** (3,022)
Constante	0,012** (2,908)

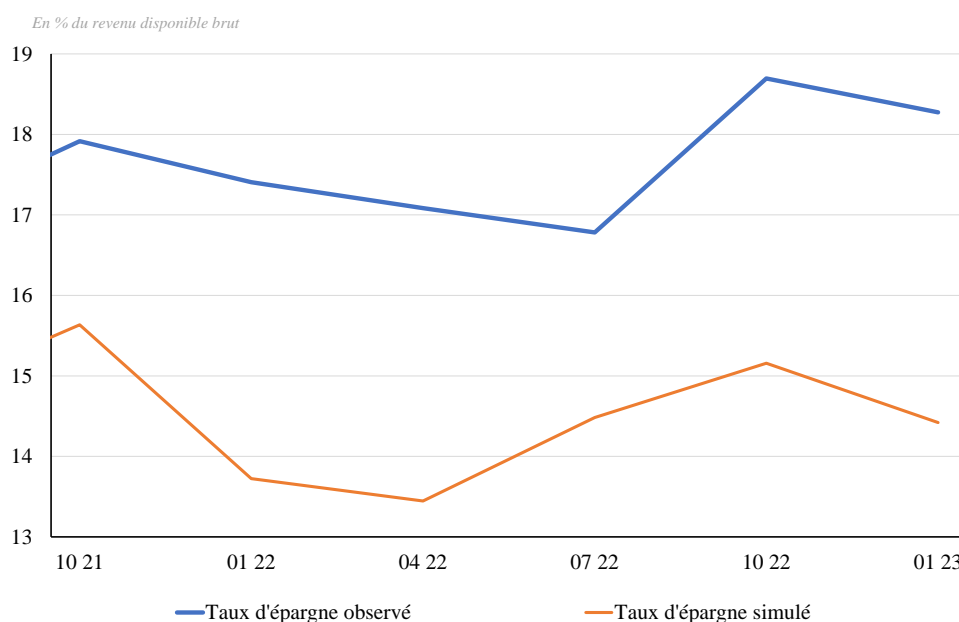
Écart-type de la régression	0,0049
R <sup>2</sup>	0,30
<b>Tests de spécification (p-values)</b>	
Autocorrélation des résidus (test du multiplicateur de Lagrange)	0,5
Hétéroscédasticité (test de Breush-Pagan)	0,7
Normalité (test de Jarque-Bera)	0,03
Test de stabilité (rupture au T2 1998)	0,2
Test de stabilité (rupture au T3 2015)	0,9

L'équation obtenue est logique sur le plan économique, notamment pour les deux variables nouvellement intégrées : une hausse du taux de chômage conduit à une baisse de la consommation des ménages en volume, ce qui confirme le comportement d'épargne de précaution ; une amélioration de la confiance des ménages les conduit à l'inverse à consommer davantage.

L'équation est également satisfaisante sur un plan économétrique : les résidus ne suivent pas une loi normale, mais sont homoscedastiques, non auto-corrélés et les coefficients sont stables.

Néanmoins, l'introduction de ces nouvelles variables conduit toujours à un effet de l'inflation en variation et non en niveau. Elle ne permet pas de réduire l'écart entre le taux d'épargne observé et celui simulé.

### Taux d'épargne observé et simulé



Sources : Insee, calculs de l'auteur