

## Comprendre et prévoir les différences entre l'IPC et le déflateur du PIB

Caroline Lebrun<sup>1</sup>

Note méthodologique n°2024 - 1

Septembre 2024

**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

*L'inflation, lorsqu'elle est mesurée avec l'indice des prix à la consommation (IPC), désigne plus précisément la hausse du prix des biens et services consommés par les ménages. Cependant, il existe un deuxième indicateur de l'évolution des prix, le déflateur du PIB, qui porte sur l'ensemble des biens et services produits en France, donc sur un champ différent de celui de l'IPC. Or, l'indice de prix le plus pertinent pour l'analyse des finances publiques est le déflateur du PIB car il entre dans le calcul des ratios de finances publiques (ratio de déficit sur PIB ou de dette sur PIB) ou de l'effort structurel de maîtrise de la dépense, utilisés dans le cadre de la gouvernance européenne. Plus fondamentalement, le PIB constitue un meilleur indicateur de l'assiette des prélèvements obligatoires que la consommation des ménages.*

*Si ces deux indicateurs ont longtemps évolué de la même façon, la crise sanitaire et économique de 2020 puis le regain d'inflation débutant en 2021 ont entraîné leur divergence. Afin de mieux comprendre ces écarts, nous proposons d'utiliser une décomposition comptable de la différence d'évolution entre IPC et prix de PIB qui met en lumière les principales sources d'écart possible entre ces deux indicateurs. Cette décomposition met ainsi en avant le rôle du prix des services d'intermédiation financières indirectement mesurés, de la revalorisation du point d'indice et du prix du baril de pétrole.*

*Utilisée avec les mêmes informations que celles dont disposait le Gouvernement au moment des projets de loi de finances (PLF) 2023 et 2024, cette modélisation conduit à des prévisions proches de celles du Gouvernement, mais légèrement plus précises relativement aux résultats des comptes trimestriels, ce qui montre son utilité pour expertiser les prévisions du Gouvernement.*

---

---

<sup>1</sup> Secrétariat permanent du Haut Conseil des finances publiques. L'auteur remercie Éric Dubois pour ses précieux conseils, et Pierre Benadjaoud, Guillaume Gilquin, Stéphane Guéné, Jean-Cyprien Héam, Pascal Helwaser, Axelle Lacan et Amélie Morzadec pour leur relecture.

Les prévisions de finances publiques s'appuient à la fois sur des prévisions de croissance en volume (du PIB, de la consommation, de l'investissement, etc.), mais aussi sur des prévisions de prix, qui sont des déterminants majeurs de l'évolution des recettes et de certaines dépenses des administrations publiques, et donc de la trajectoire de finances publiques.

L'indice des prix à la consommation (IPC) de l'Insee est l'indice de prix le plus largement utilisé, et est donc celui faisant l'objet du plus de prévisions des divers instituts économiques ; c'est d'ailleurs le seul indice de prix dont la prévision est recensée par la revue Consensus Forecasts, qui collecte les prévisions d'une vingtaine de prévisionnistes français. C'est pour ces raisons que le Haut Conseil des finances publiques s'attache dans ses avis à contre-expertiser la prévision de hausse des prix du Gouvernement mesurés par l'IPC.

Cependant, il existe un autre indice de prix jouant un rôle plus important que l'IPC pour les finances publiques : le prix du PIB. Ce dernier intervient dans le calcul de nombreux ratios de finances utilisés dans la gouvernance européenne : solde public en part de PIB, utilisé pour juger si un pays présente des déficits excessifs ; ajustement structurel en part de PIB potentiel ; déflateur des dépenses publiques dans le cadre des nouvelles règles européennes. C'est aussi un meilleur prédicteur des recettes issues des prélèvements obligatoires que l'IPC.

En règle générale, IPC et prix de PIB<sup>2</sup> ont des évolutions similaires (graphiques 1 et 2), ce qui justifie de s'intéresser prioritairement aux prévisions d'IPC pour lesquelles on peut s'appuyer sur des modélisations existantes et des prévisions de divers organismes.

Ces prix peuvent pourtant diverger ponctuellement : cela a été le cas notamment entre 2020 et 2023, avec l'apparition d'écarts allant jusqu'à 2,4 points entre leurs taux de croissance moyens annuels. L'analyse d'une prévision de finances publiques nécessite alors d'aller au-delà de l'expertise de la prévision d'IPC et d'expertiser aussi celle du prix du PIB.

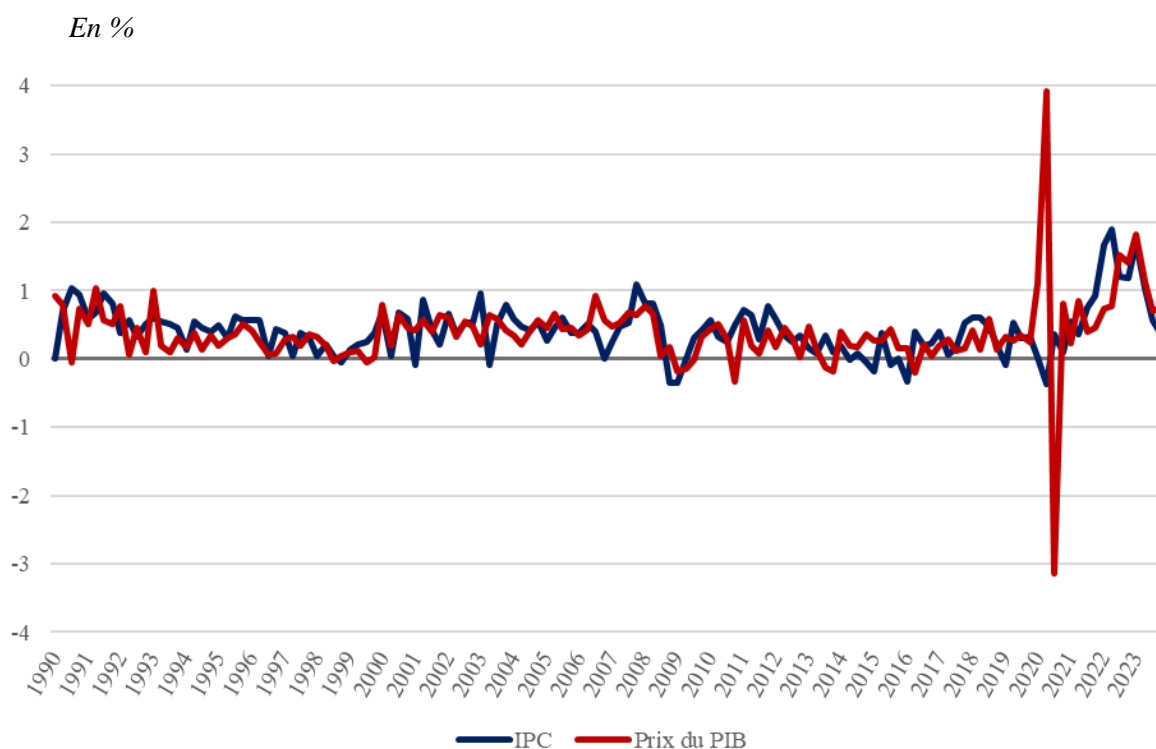
La présente note s'attache donc à construire un outil qui permette cette expertise. Plutôt que de chercher directement à prévoir les prix du PIB, ce pour quoi les modélisations existantes passent habituellement par celle de nombreux prix (de consommation, d'investissement des entreprises, des ménages ou des administrations publiques, d'exportation) en fonction des coûts salariaux, des prix d'importation et des concurrents étrangers, on s'attache ici à essayer de prévoir la différence entre le prix du PIB et l'IPC, en ne retenant que les variables explicatives les plus importantes et facilement prévisibles : cette approche, plus légère, permet en outre de continuer à s'appuyer sur l'expertise disponible concernant la prévision d'IPC.

La présente note conduit cette analyse grâce à une décomposition du ratio prix du PIB/IPC utilisant différents déflateurs menant de l'IPC au prix du PIB, puis vise à fournir au HCFP différents éléments de prévision pour expliquer et anticiper les fluctuations de ce ratio.

---

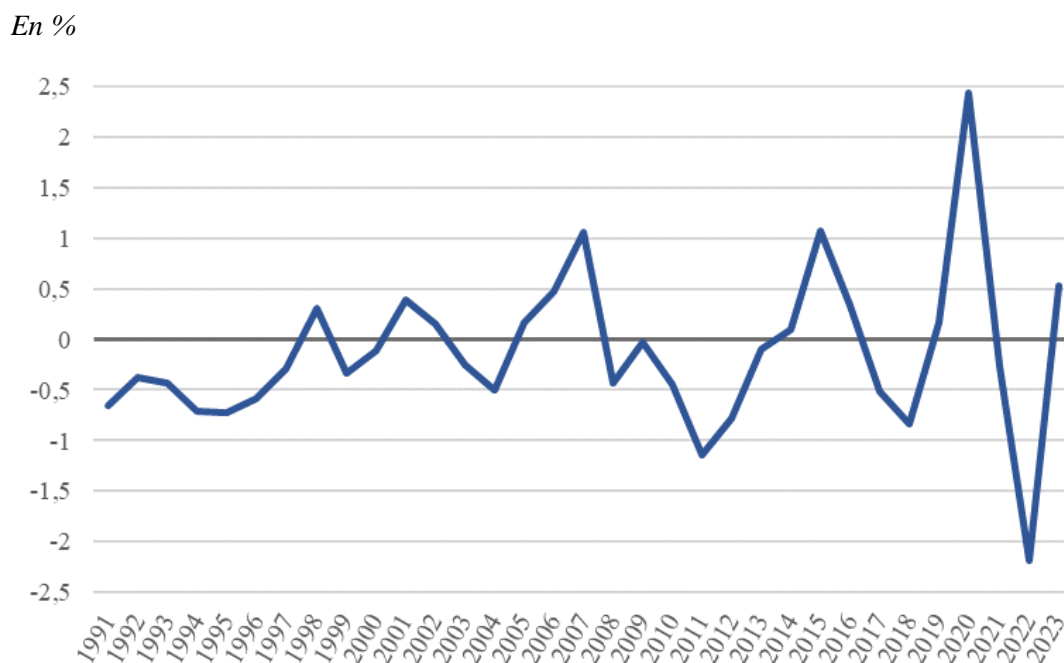
<sup>2</sup> Pour être plus précis, il faudrait parler d'indice de prix du PIB, car comme l'IPC, on l'utilise pour mesurer une évolution et non comme un niveau interprétable en soi. Pour des raisons de simplicité, on parlera de la même façon simplement de prix du PIB ou de déflateur du PIB.

**Graphique 1 : évolution trimestrielle de l'IPC et du prix du PIB**



Source : Insee (comptes trimestriels de mai 2024).

**Graphique 2 : évolution annuelle du ratio prix du PIB/IPC**



Sources : Insee (comptes trimestriels de mai 2024), calculs de l'autrice.

Note de lecture : l'évolution du ratio prix du PIB/IPC peut être approximée comme la différence entre l'évolution du prix du PIB et celle de l'IPC. Ainsi, en 2020, le prix du PIB a augmenté de 2,5 points de pourcentage de plus que l'IPC, soit le plus fort écart constaté sur la période 1991-2023.

## I. Les différences entre IPC et prix du PIB peuvent être décomposées en trois sources largement indépendantes

### a. Les différences conceptuelles

Le PIB en valeur, le PIB en volume (aux prix de l'année précédente chaînés) et le prix du PIB sont mesurés dans le cadre des comptes nationaux publiés par l'Insee. La relation entre ces trois variables est la suivante :

$$\text{Prix du PIB} = \frac{\text{PIB en valeur}}{\text{PIB en volume}} \times 100$$

Le prix du PIB correspond ainsi au prix de la valeur ajoutée de l'ensemble des biens et services, marchands et non marchands, produits sur le territoire national. Il peut s'interpréter de deux façons :

- C'est le prix de la valeur ajoutée, c'est-à-dire de la différence entre les biens produits et les consommations intermédiaires (les biens nécessaires à la production de ces biens produits) ;
- C'est la différence (pondérée) entre les prix de demande (intérieure et exportations) et les prix d'importations. En effet, la demande intérieure est égale à la somme de la production intérieure et des importations, à laquelle on retire les exportations.

À l'inverse, l'IPC mesure le prix moyen d'un panier de biens et de services consommés par les ménages, modifié chaque année pour s'adapter aux changements de consommation des ménages. Il est calculé par l'Insee à partir de relevés mensuels des prix dans divers points de vente ou sur internet, du suivi de données de caisses des grandes surfaces et de diverses autres sources (données de remboursements de l'assurance-maladie par exemple).

IPC et prix du PIB présentent donc plusieurs différences fondamentales :

- Tout d'abord, le prix du PIB porte sur l'ensemble de l'économie, alors que l'IPC porte sur la seule consommation des ménages ;
- Ensuite, l'IPC porte sur un champ plus étroit que les prix à la consommation de la comptabilité nationale : l'IPC exclut du champ les produits pour lesquels on ne peut pas observer de transactions (et donc pas faire de relevé de prix), comme les services rendus par les administrations publiques, les loyers dits « fictifs » correspondant au service que procure aux propriétaires occupants la jouissance de leur bien immobilier, les produits d'assurance-vie ou encore les services d'intermédiation financière indirectement mesurés (Sifim), qui désignent les « services » que procure l'activité d'intermédiation des banques ;
- Enfin, le déflateur du PIB permet de mesurer l'évolution des prix de ce qui est produit dans l'économie française (de la valeur ajoutée produite en France), tandis que l'IPC mesure la hausse des prix finaux des biens et services consommés en France quel que soit leur lieu de production (donc y compris importations mais hors exportations).

## b. Une décomposition utile du ratio déflateur du PIB/IPC

Les différences conceptuelles invitent à décomposer le ratio prix de PIB/IPC de la manière suivante utilisant le prix de la consommation des ménages (au sens de la comptabilité nationale) et le prix de la demande intérieure<sup>3</sup> :

$$\frac{\text{Prix du PIB}}{\text{IPC}} = \frac{\text{Prix conso ménages}}{\text{IPC}} \times \frac{\text{Prix demande int.}}{\text{Prix conso ménages}} \times \frac{\text{Prix du PIB}}{\text{Prix demande int.}}$$

En passant au logarithme puis en prenant la différence, on obtient des taux de croissance (notés  $g$ ) avec l'approximation au premier ordre suivante :

$$\begin{aligned} g_{\text{prix PIB}} - g_{\text{IPC}} &= (g_{\text{Défl conso ménages}} - g_{\text{IPC}}) \\ &+ (g_{\text{Défl dem int}} - g_{\text{Défl conso ménages}}) \\ &+ (g_{\text{prix PIB}} - g_{\text{Défl dem int}}) \end{aligned}$$

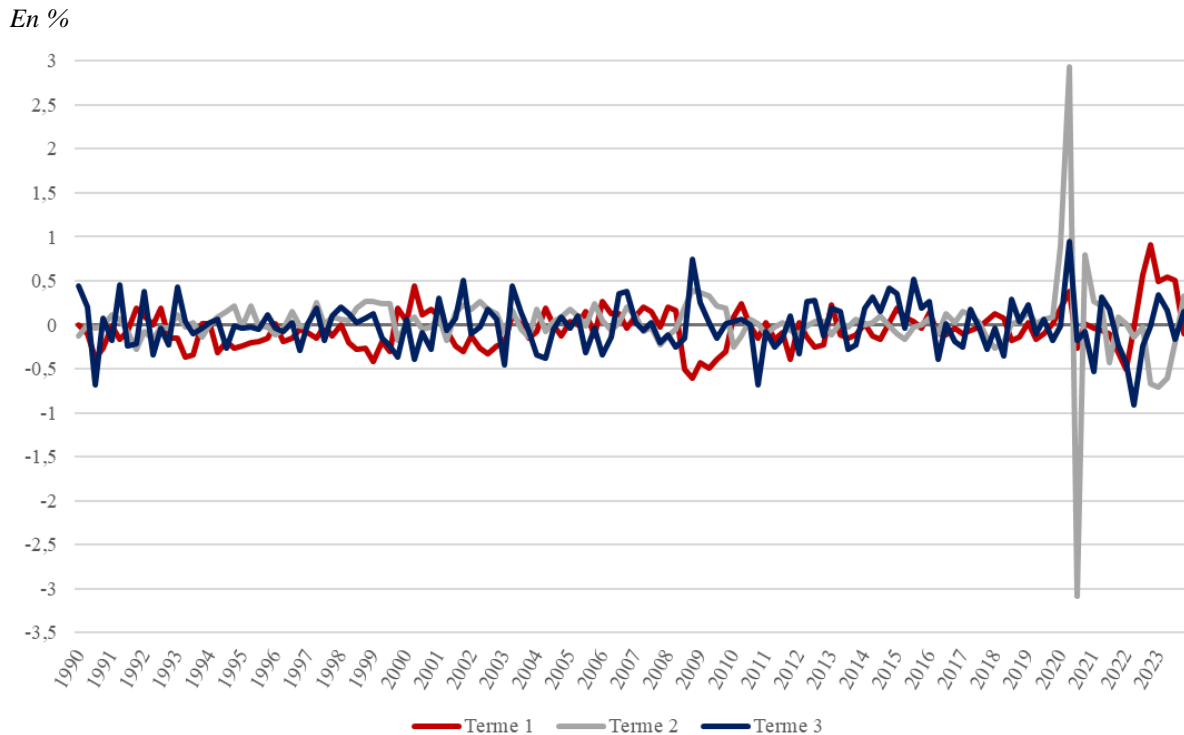
Une première représentation graphique met en évidence la divergence marquée depuis 2020 entre les évolutions de l'IPC<sup>4</sup> et du prix du PIB (graphique 3) et le rôle de chacune des composantes du ratio.

---

<sup>3</sup> Plus précisément, celui de la demande intérieure hors stocks. En effet, les variations de stocks sont notamment liées à la demande extérieure (voir les Cahiers de la DG Trésor, document de travail n°2017-06, mai 2017) ; il était donc logique de les rattacher plutôt au troisième terme. À des fins de simplification, nous parlerons par la suite toujours de demande intérieure sans préciser qu'il s'agit de la demande intérieure hors variations de stocks.

<sup>4</sup> En raison de la saisonnalité de l'IPC et pour être cohérent avec le prix de PIB, qui est publié par l'Insee corrigé des variations saisonnières, nous utilisons ici l'IPC mensuel corrigé des variations saisonnières (CVS) produit par l'Insee.

### Graphique 3 : évolution des trois termes de la décomposition du ratio prix du PIB/IPC



Source : Insee (comptes trimestriels de mai 2024).

On peut ainsi décomposer la différence entre prix du PIB et IPC en trois sources d'écarts de nature différente et donc largement indépendantes entre elles :

- La différence entre l'évolution du déflateur de la consommation des ménages et celle de l'IPC (premier terme de la décomposition, en rouge dans le graphique 3) est due au fait que le déflateur de la consommation des ménages inclut des prix non mesurés par l'IPC, mais intégrés à la consommation des ménages telle que définie par la comptabilité nationale (*cf. infra*) ; cela induit des champs et donc des pondérations différents. L'IPC étant la source utilisée par la comptabilité nationale pour une part importante des postes de la consommation, ce premier terme a une variance relativement faible (tableau 1), quelle que soit la période étudiée ;
- L'écart d'évolution entre le déflateur de la demande intérieure et celui de la consommation (deuxième terme de la décomposition, en gris dans le graphique 3) montre la différence de prix entre la consommation des ménages et celle de l'ensemble des postes de demande intérieure hors stocks. C'est cet écart qui explique les brusques divergences entre IPC et déflateur du PIB en 2020-2021, du fait des fluctuations exceptionnelles du prix de la consommation publique au cours de ces deux années : en raison de la crise du Covid et des confinements, de nombreux agents publics n'ont pu travailler, mais ont continué à être payés (n'étant pas concernés par le chômage partiel, car employés par les administrations publiques). La production de ces services publics étant largement non marchande, donc valorisée à la somme de coûts (notamment les salaires), la valeur de cette production est restée constante alors que son volume a diminué, entraînant mécaniquement une hausse du prix de la consommation publique ;
- La différence d'évolution entre le prix du PIB et le déflateur de la demande intérieure (troisième terme de la décomposition, en bleu dans le graphique 3) reflète pour

l'essentiel les variations des « termes de l'échange » (rapport entre les prix des exportations et celui des importations). En 2022, l'évolution de ce ratio reste nettement négative durant plusieurs trimestres, en raison de termes de l'échange très défavorables (hausse du prix du pétrole et du gaz, euro faible), et elle explique largement la forte baisse du ratio prix de PIB/IPC cette année-là. Ce troisième terme est également celui avec la plus forte variance sur la période pré-Covid (*cf.* tableau 1).

**Tableau 1 : variances de l'évolution du ratio prix de PIB/IPC et de ses trois composantes**

Variable (en taux de croissance)	Variance de la variable entre le T2 1990 et le T4 2019	Variance de la variable entre le T2 1990 et le T4 2023
Déflateur du PIB/IPC	0,09	0,35
Déflateur de la consommation des ménages/IPC	0,03	0,05
Déflateur de la demande intérieure/déflateur de la consommation des ménages	0,02	0,18
Déflateur du PIB /déflateur de la demande intérieure	0,06	0,07

Source : Insee (comptes trimestriels de mai 2024), calculs de l'auteurice.

Les différences entre les variances de la période 1990-2019 et celles de la période 1990-2023 sont particulièrement fortes pour le second terme. En effet, ce dernier (écart entre le déflateur de la demande intérieure et le déflateur de la consommation des ménages) a fortement augmenté en 2020, du fait de la forte hausse du prix de la consommation des administrations publiques durant le Covid évoquée *supra*. Cependant, les variances des évolutions des deux autres termes augmentent elles aussi lorsqu'on inclut les quatre dernières années, montrant que ce sont toutes les étapes entre IPC et déflateur du PIB qui ont été affectées par la crise Covid ou l'inflation qui a suivi.

Ces analyses permettent de comprendre *a posteriori* les divergences entre IPC et prix de PIB. Pour pouvoir contre-expertiser les écarts entre IPC et prix de PIB inscrits dans les prévisions du Gouvernement, il est nécessaire d'aller plus loin et de chercher plus précisément les déterminants de ces écarts ce à quoi s'attache la partie suivante.

## II. La décomposition de ce ratio met en avant l'influence de la crise sanitaire, de l'inflation importée, de l'évolution du point d'indice et des taux directeurs sur les divergences entre ces deux indicateurs

- a. L'écart entre déflateur de la consommation des ménages et IPC s'explique majoritairement par le prix des services d'intermédiations financières

Comme expliqué précédemment, l'écart entre déflateur de la consommation des ménages et IPC tient essentiellement à l'inclusion dans le déflateur de la consommation des

ménages de prix non mesurables par l'IPC. Ainsi, d'après une note de l'Insee<sup>5</sup>, « en 2014, les indices de prix à la consommation utilisés correspondant bien au champ des postes de la consommation des ménages représentaient 69 % de la dépense de consommation des ménages en valeur ». Cette note identifie quatre facteurs principaux de différences entre IPC et déflateur de la consommation des ménages : les loyers imputés, les services non marchands, les services d'intermédiaires financiers indirectement mesurés (Sifim) et l'assurance-vie :

- Les loyers imputés correspondent aux loyers que les propriétaires occupant leur bien se versent implicitement à eux-mêmes. Ces loyers sont calculés par le service statistique du ministère du logement, en s'appuyant sur les loyers effectivement payés.
- Les services non marchands payés et consommés par les ménages sont eux aussi exclus de l'IPC, car ils n'ont pas de prix relevables.
- Les services d'intermédiation financière indirectement mesurés (Sifim) représentent le coût de l'intermédiation financière des banques qui n'est pas directement facturé à leurs clients. Ces coûts sont prélevés par les banques sur les crédits ou sur les dépôts. Ils dépendent donc de la capacité des banques à se financer sur le marché interbancaire. Le prix des Sifim est calculé en s'appuyant sur le taux apparent moyen des opérations interbancaires.
- Enfin, les primes d'assurance mesurées par l'IPC contiennent uniquement les primes versées, alors que les règles de la comptabilité nationale stipulent que ces primes doivent être nettes des indemnités reçues.

En régressant<sup>6</sup> l'évolution du ratio déflateur de la consommation des ménages/IPC sur l'évolution des prix de ces quatre éléments (tableau 2) sur la période 1991-2021, on constate que seuls les coefficients des prix des Sifim et de l'assurance-vie sont nettement significatifs (régression n°1-1) et que l'évolution du prix des Sifim explique la majorité de la variance de l'évolution du premier terme de notre décomposition (régression n°1-3).

---

<sup>5</sup> Insee, note méthodologique du partage volume-prix (mai 2018).

<sup>6</sup> Toutes les régressions de la partie II ont été réalisées avec les comptes trimestriels d'août 2023.



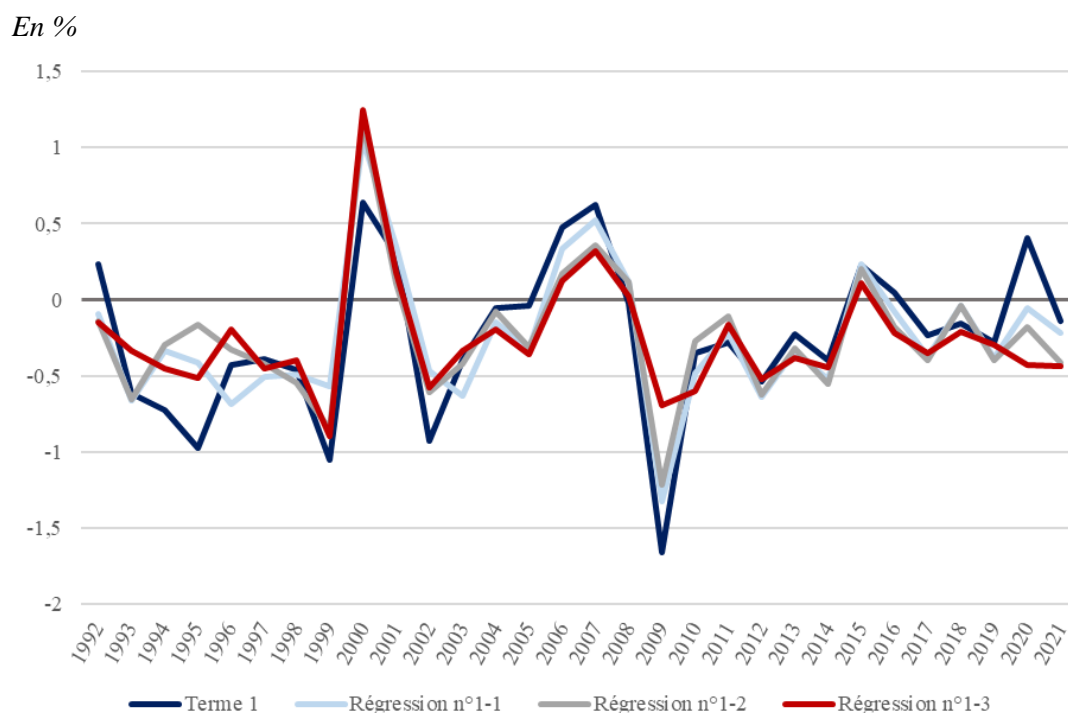
**Tableau 2 : modélisation de l'évolution du premier terme  
(déflateur de la consommation des ménages/IPC)**

Variables explicatives (évolution de leur prix)	Régression n°1-1	Régression n°1-2	Régression n°1-3
Constante	-0,015	-0,200**	-0,193**
Sifim	0,012***	0,012***	0,013***
Loyers imputés	0,073		
Assurance-vie	0,017***	0,014**	
Services non-marchands	-0,149.		
Sifim, retard 1	-0,183.		
Écart-type de la régression	0,28	0,30	0,34
R <sup>2</sup> ajusté	0,70	0,65	0,55
Autocorrélation des résidus (test de Breusch-Godfrey)	0,14	0,06	0,44
Hétéroscédasticité (test de Breusch-Pagan)	0,41	0,19	0,97
Normalité (test de Shapiro- Wilk)	0,01	0,25	0,32

*Lecture : \*\*\* désigne une valeur significative sous le seuil de 0,1 % (i.e. une p-value entre 0 et 0,001), \*\* au seuil de 1 % (p-value entre 0,001 et 0,01), \* au seuil de 5 % (p-value entre 0,01 et 0,05) et . au seuil de 10% (p-value entre 0,05 et 0,1). Les valeurs indiquées pour les tests sont les p-values. Les résultats des tests de Breusch-Godfrey, Breusch-Pagan et de Shapiro-Wilk permettent respectivement de montrer que les résidus des régressions ne sont pas auto-corrélés d'ordre 1 (sauf pour la régression n°1-2 au seuil de 5 %), qu'il n'y a pas d'hétéroscédasticité des résidus et que leur distribution suit une loi normale (sauf pour la régression n°1-1).*

Ces deux variables expliquent 65 % de la variance et ont un fort pouvoir prédictif (courbe en gris, graphique 4 ci-dessous). Utiliser uniquement le prix des Sifim permet d'expliquer plus de la moitié de la variance, mais implique de perdre en pouvoir explicatif à des moments particuliers, comme au moment de la crise de 2008 ou lors de la crise Covid (courbe en rouge), où le prix de l'assurance-vie a particulièrement joué sur cet écart. Ce dernier est cependant trop difficile à anticiper pour l'inclure à notre modèle ; nous nous concentrerons donc sur le prix des Sifim.

**Graphique 4 : comparaison du premier terme avec les valeurs ajustées des trois régressions**



Sources : Insee, calculs de l'auteurice.

Les prix des Sifim ne sont disponibles qu'annuellement, alors que les avis du HCFP doivent s'appuyer sur des données trimestrielles pour disposer des informations les plus récentes disponibles dans les comptes trimestriels. On utilise donc la méthode de Litterman<sup>7</sup>, qui permet de trimestrialiser une variable annuelle en utilisant une autre variable qui soit disponible à fréquence trimestrielle et très corrélée à la variable dépendante annuelle. Dans le cas du prix des Sifim, on cherche donc une ou plusieurs variables expliquant ce prix qui soit disponible trimestriellement, pour trimestrialiser le prix des Sifim et utiliser ce dernier dans une régression expliquant l'évolution trimestrielle du ratio déflateur de la consommation des ménages/IPC.

Les Sifim représentent la marge des institutions financières sur les dépôts et les crédits, c'est-à-dire l'écart entre le taux de refinancement interbancaire et les taux appliqués sur les crédits et les dépôts ; le prix des Sifim représente donc cette marge lorsque les encours réels sont stables. Or le taux de refinancement interbancaire est très lié aux taux directeurs, en évoluant quasi parallèlement à eux et pouvant donc changer aussi rapidement que les taux directeurs. À l'inverse, les taux apparents sur les crédits et les dépôts sont eux assez lents à changer : les taux sur les crédits sont assez inertes en raison de la masse des crédits déjà accordés, tandis que les dépôts, s'ils sont rémunérés, sont souvent des formes d'épargne réglementés et sont donc eux aussi beaucoup plus lents à s'ajuster, car ils dépendent de la réglementation ou de taux passés. Ainsi, une hausse des taux directeurs impliquant donc une hausse des taux interbancaires plus rapide que les taux de rémunération des dépôts conduit à augmenter la marge des institutions financières sur les dépôts, et à la réduire sur les crédits.

<sup>7</sup> La méthode de Litterman est une méthode de trimestrialisation de données annuelles s'appuyant sur des indicateurs trimestriels, adaptée au cas où les deux séries étudiées et utilisées ne sont ni stationnaires ni co-intégrées (comme ici).

De plus, les crédits logement ne rentrant pas dans les Sifim comptés dans la consommation finale des ménages<sup>8</sup>, la consommation en Sifim des ménages vient beaucoup plus des dépôts que des crédits, en raison d'encours beaucoup plus importants pour les dépôts que pour les crédits hors logement. La forte hausse des taux directeurs de 2022 augmente donc en moyenne les marges des institutions financières, et donc le prix des Sifim. Ainsi, du fait de leur lien avec les taux interbancaire, les taux directeurs doivent être de bonnes variables explicatives du prix des Sifim, ayant en sus l'avantage d'être partiellement prévisibles grâce à la communication de la Banque centrale européenne (BCE)<sup>9</sup>. Les résultats de ces régressions sont disponibles dans le tableau 3 ci-dessous<sup>10</sup>.

**Tableau 3 : coefficients des variables explicatives des régressions expliquant le prix des Sifim**

	Régression n°1-4	Régression n°1-5	Régression n°1-6
Constante	88,03***	63,31***	51,23**
Taux de rémunération des dépôts	64,16***		
Taux de refinancement		55,74***	
Taux de facilités marginales			47,42***
Prix des Sifim, retard 1	0,31***	0,28**	0,24*
Écart-type de la régression	23,8	26,9	30,3
R <sup>2</sup> ajusté	0,95	0,94	0,93
Autocorrélation des résidus (test de Breusch-Godfrey)	0,37	0,18	0,09
Hétéroscédasticité (test de Breusch-Pagan)	0,07	0,04	0,04
Normalité (test de Shapiro-Wilk)	0,03	0,28	0,83

*Note : la période d'estimation retenue est 2000-2021, en raison des taux directeurs disponibles à partir de 1999 et des prix des Sifim non disponibles pour 2022 du fait du changement de base.*

*Lecture : \*\*\* désigne une valeur significative sous le seuil de 0,1 % (i.e. une p-value entre 0 et 0,001), \*\* au seuil de 1 % (p-value entre 0,001 et 0,01), \* au seuil de 5 % (p-value entre 0,01 et 0,05) et . au seuil de 10 % (p-value entre 0,05 et 0,1). Les valeurs indiquées pour les tests sont les p-values. Les résultats des tests de Breusch-Godfrey permettent respectivement de montrer que les résidus des régressions ne sont pas auto-corrélés (d'ordre 1) ; le test de Breusch-Pagan conclut sur l'hétéroscédasticité des résidus ; enfin, le test de Shapiro-Wilk montre les distributions des résidus suivent une loi normale, sauf pour la régression n°1-4.*

Ces régressions confirment que les taux directeurs sont de bonnes variables explicatives du prix des Sifim ; on peut donc les utiliser pour trimestrialiser le prix des Sifim. On choisit donc le taux de rémunération des dépôts, qui est la variable permettant d'obtenir le meilleur ajustement (le R<sup>2</sup> ajusté le plus élevé). L'évolution des prix trimestriels des Sifim ainsi obtenus est ensuite utilisée comme variable explicative pour prévoir l'évolution trimestrielle estimée du premier terme. L'évolution annuelle estimée du premier terme est ensuite obtenue à partir des estimations des évolutions trimestrielles. La comparaison entre les évolutions annuelles du

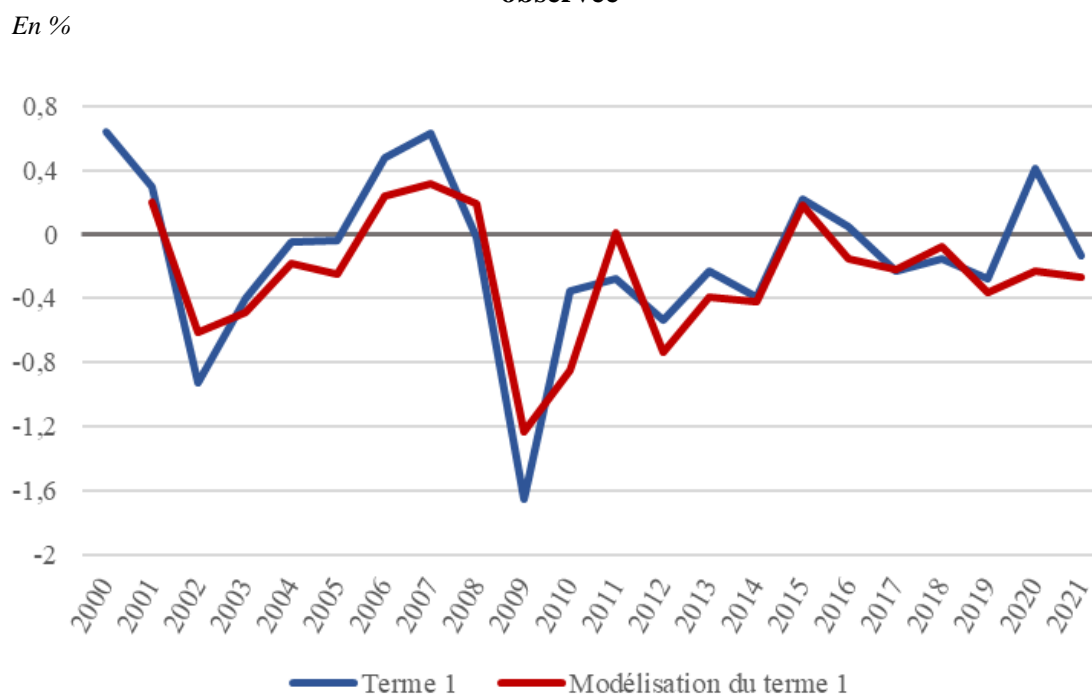
<sup>8</sup> Les Sifim des crédits logement sont comptés en consommation intermédiaire dans la production de services de logement des ménages, et non en consommation finale.

<sup>9</sup> Une autre possibilité aurait consisté à prendre d'autres taux comme l'Euribor ou l'€STR, mais le but de ce travail étant de fournir un instrument de prévision facile à utiliser, il a été jugé plus pratique d'utiliser les taux directeurs, plus linéaires et dont des prévisions sont disponibles.

<sup>10</sup> Le prix des Sifim est régressé sur chacun des trois taux séparément, puisque ces trois taux évoluent de façon strictement parallèle donc sont extrêmement colinéaires.

premier terme observées et les évolutions annuelles estimées est représentée ci-dessous (graphique 5).

**Graphique 5 : comparaison des évolutions annuelles du premier terme modélisée et observée**



Sources : Insee, calculs de l'auteurice.

*In fine*, ce passage par une trimestrialisation permet d'obtenir une prévision relativement proche des valeurs observées, comme illustré par le graphique 5 ci-dessus. L'évolution du prix des Sifim est donc une assez bonne variable explicative des divergences entre déflateur de la consommation des ménages et IPC, en ayant en plus l'avantage d'être elle-même fortement corrélée aux taux directeurs fixés par la BCE, pour lesquels des prévisions sont disponibles.

**b. La différence d'évolution entre prix de la demande intérieure et prix de la consommation des ménages doit être expliquée par l'évolution du prix de chaque poste de la demande intérieure**

La différence entre prix de la demande intérieure et prix de la dépense de consommation des ménages s'explique en théorie facilement, car comptablement : la demande intérieure hors variations de stocks s'obtient en ajoutant à la dépense de consommation des ménages i. les dépenses de consommation des administrations publiques (APU), ii. celles des institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM), et iii. l'investissement (la formation brute de capital fixe [FBCF]). C'est donc l'écart entre le déflateur de la consommation des ménages et les prix de ces autres agrégats de la demande intérieure hors stocks qui doit expliquer les variations du deuxième terme.

Un premier essai de modélisation a consisté à chercher à utiliser des éléments spécifiques aux prix de la consommation des APU et de la FBCF pour expliquer (puis prévoir) la différence d'évolution entre prix de la demande intérieure et prix de la consommation des ménages, sans succès. La modélisation du deuxième terme passe donc par un calcul explicite de l'évolution du prix de la demande intérieure via les évolutions des prix de ses composantes

pondérées par le poids du trimestre précédent de ces mêmes composantes dans la demande intérieure. Les évolutions des prix de ces composantes sont obtenues de la manière suivante :

- Le prix de la consommation des ménages est calculé grâce au premier terme de notre décomposition ;
- La consommation des ISBLSM ayant un poids très faible dans la demande intérieure (environ 2 %), l'évolution choisie a très peu d'influence sur l'évolution du prix de la demande intérieure. Nous utilisons donc sa dernière évolution connue ;
- Nous utilisons un modèle AR(2)<sup>11</sup> pour prévoir le prix de la FBCF<sup>12</sup> : en effet, nous n'avons trouvé aucune variable trimestrielle dont les retards permettraient d'expliquer ce prix, rendant nécessaire le recours à l'autocorrélation de cette variable pour prédire les trimestres suivants ;
- Le prix de la consommation des APU est potentiellement prévisible, ce qui est d'autant plus important que la consommation des APU représente 23 % de la demande intérieure hors stocks (soit près de la moitié de la demande intérieure hors consommation des ménages). Ce prix est partiellement prévisible, notamment parce que la principale source de coût pour la consommation des administrations est le salaire des agents publics, et les augmentations salariales du secteur public sont largement portées par les revalorisations du point d'indice de la fonction publique. Nous incluons également l'évolution du prix des médicaments.

Le tableau 5 ci-dessous regroupe les résultats de la modélisation du prix de la consommation des administrations publiques avec ces différentes variables sur la période 1999-2019 (régression n°2-4). L'estimation s'arrête en 2019 du fait des chocs des confinements/déconfinements et des fermetures d'institutions publiques (écoles, musées, etc) qui affectent fortement le prix des dépenses de consommation des administrations publiques en 2020 et 2021.

---

<sup>11</sup> C'est-à-dire une modélisation dans laquelle les deux valeurs précédentes permettent d'estimer la valeur suivante de la variable à prévoir.

<sup>12</sup> Le modèle AR(2) est celui qui obtient ici la meilleure performance ; il a été obtenu via la fonction `auto.arima` du package `forecast`, qui code l'algorithme de Hyndman and Khandakar (2008).

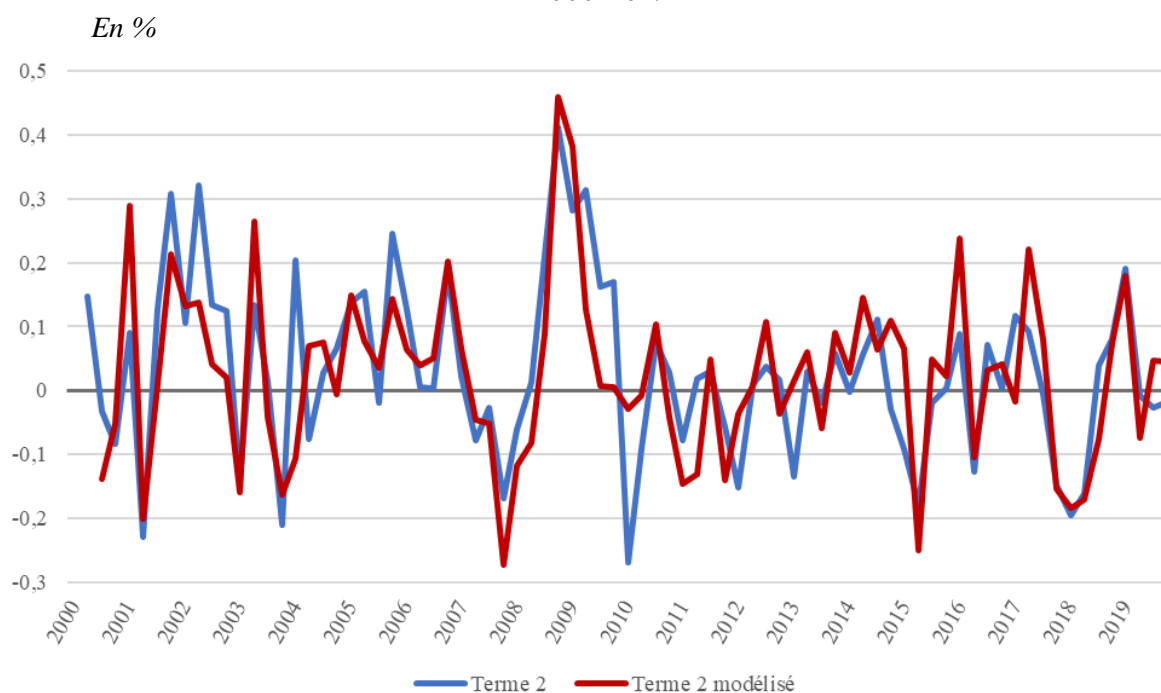
**Tableau 5 : coefficients des variables explicatives de la régression expliquant le prix de la consommation des administrations publiques**

Variables	Régression n°2
<i>Période d'estimation</i>	1990-2019
Constante	0,14***
Évolution du point d'indice	0,25***
Évolution du prix des médicaments	0,07 *
<i>Dummy</i> du passage aux 35h	0,63 ***
Retard du prix de la consommation des APU	0,57***
Écart-type de la régression	0,13
R <sup>2</sup> ajusté	0,77
Autocorrélation des résidus (test de Breusch-Godfrey)	0,59
Hétéroscédasticité (test de Breusch-Pagan)	0,13
Normalité (test de Shapiro-Wilk)	0,65

*Lecture : \*\*\* désigne une valeur significative sous le seuil de 0,1 % (i.e. une p-value entre 0 et 0,001), \*\* au seuil de 1 % (p-value entre 0,001 et 0,01), \* au seuil de 5 % (p-value entre 0,01 et 0,05) et . au seuil de 10 % (p-value entre 0,05 et 0,1). Les valeurs indiquées pour les tests sont les p-values. Le test de Breusch -Godfrey, de Breusch-Pagan et de Shapiro-Wilk permettent respectivement de montrer que les résidus ne sont pas autocorrélés, pas hétéroscédastiques et que leur distribution suit une loi normale.*

Une fois ces différents prix obtenus, ils sont chacun multipliés par le poids de leur agrégat dans la demande intérieure (en valeur) pour le trimestre précédent, ce qui permet d'obtenir l'évolution du prix de la demande intérieure, puis de calculer notre deuxième terme. Le résultat ainsi obtenu est comparé au deuxième terme dans le graphique 6 ci-dessous.

**Graphique 6 : comparaison du deuxième terme avec notre modélisation sur la période 2000-2019**



Sources : Insee, calculs de l'auteurice.

Cette modélisation permet de retracer de manière satisfaisante les évolutions du second terme, notamment via les déterminants du prix de la consommation des administrations publiques.

c. La différence entre prix de la demande intérieure et prix du PIB s'explique en grande partie par les variations du prix du baril de pétrole

Le troisième terme représente le ratio prix du PIB/prix de la demande intérieure, qui capte pour l'essentiel l'effet des termes de l'échange (rapport du prix des importations à celui des exportations) eux-mêmes largement déterminés par les prix internationaux. Nous cherchons alors les variables influençant ces prix d'importations et d'exportations. Plusieurs variables jouant classiquement un rôle dans les termes de l'échange sont testées :

- le prix du pétrole : très volatil, il détermine le prix des carburants pour les particuliers, mais se retrouve aussi en consommation intermédiaire de la majorité des produits ;
- le prix du gaz : du fait de la forte hausse du prix du gaz en 2022, cette variable est incluse pour déterminer si elle est significative sur la période 1990-2019 ;
- le taux de change<sup>13</sup> euro-dollar.

<sup>13</sup> Ont été testées deux taux de change : le *real narrow effective exchange rate* de la France, qui est composé de plusieurs taux de change pondérés par le poids des échanges effectués dans ces différentes monnaies, et le taux de change euro-dollar. Les deux taux ont relativement le même pouvoir explicatif ( $R^2$  ajustés très proches, avec quelques variations selon les périodes sur lesquelles sont faites les estimations). Nous avons finalement choisi le taux de change euro-dollar, pour des raisons d'interprétabilité et de disponibilité des données (taux de change euro-dollar disponible au jour le jour et faisant l'objet d'une prévision par le Gouvernement lors des PLF).

Afin de prendre en compte le délai de diffusion de la hausse du prix du pétrole ou du taux de change aux prix intérieurs, nous incluons des retards pour les différentes variables (tableau 7).

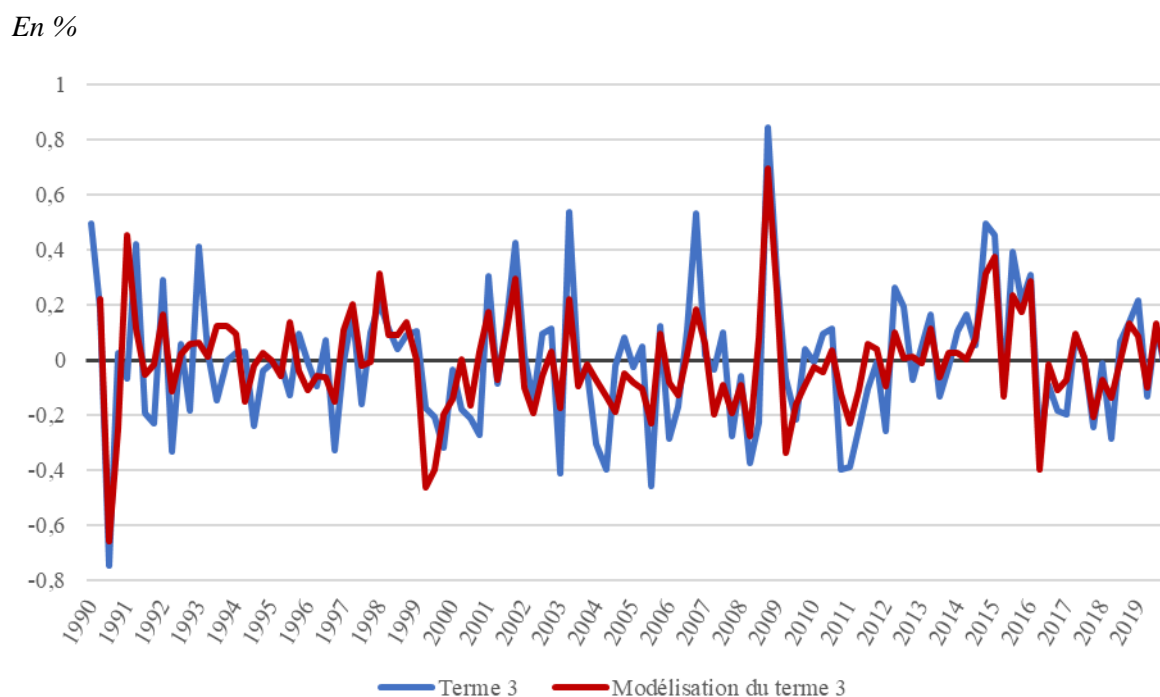
**Tableau 7 : coefficients des variables explicatives des régressions expliquant le troisième terme**

Variables explicatives	Régression n°3-1	Régression n°3-2
<i>Période d'estimation</i>	<i>1990-2019</i>	<i>1990-2019</i>
Constante	0,021	0,013
Prix du baril	-0,012***	-0,012***
Prix du baril, retard 1	0,000	
Taux de change	0,009*	0,010**
Taux de change, retard 1	0,007*	
Prix du gaz	-0,012*	
Écart-type de la régression	0,154	0,157
R <sup>2</sup> ajusté	0,58	0,56
Autocorrélation des résidus (test de Durbin-Watson)	0,97	0,96
Hétéroscédasticité (test de Breusch-Pagan)	0,04	0,21
Normalité (test de Shapiro-Wilk)	0,08	0,37

*Lecture : \*\*\* désigne une valeur significative sous le seuil de 0,1 % (i.e. une p-value entre 0 et 0,001), \*\* au seuil de 1 % (p-value entre 0,001 et 0,01), \* au seuil de 5 % (p-value entre 0,01 et 0,05) et . au seuil de 10 % (p-value entre 0,05 et 0,1). Les valeurs indiquées pour les tests sont les p-values. Les résultats des tests de Durbin-Watson et de Shapiro-Wilk permettent respectivement de montrer que les résidus des régressions ne sont pas auto-corrélés (d'ordre 1) et que leur distribution suit une loi normale au seuil de significativité de 0,05. Le test de Breusch-Pagan permet de montrer que seuls les résidus de la régression n°3-2 ne sont pas hétéroscédastiques.*



**Graphique 7 : comparaison du troisième terme et de ses valeurs ajustées avec la régression n°3-2**



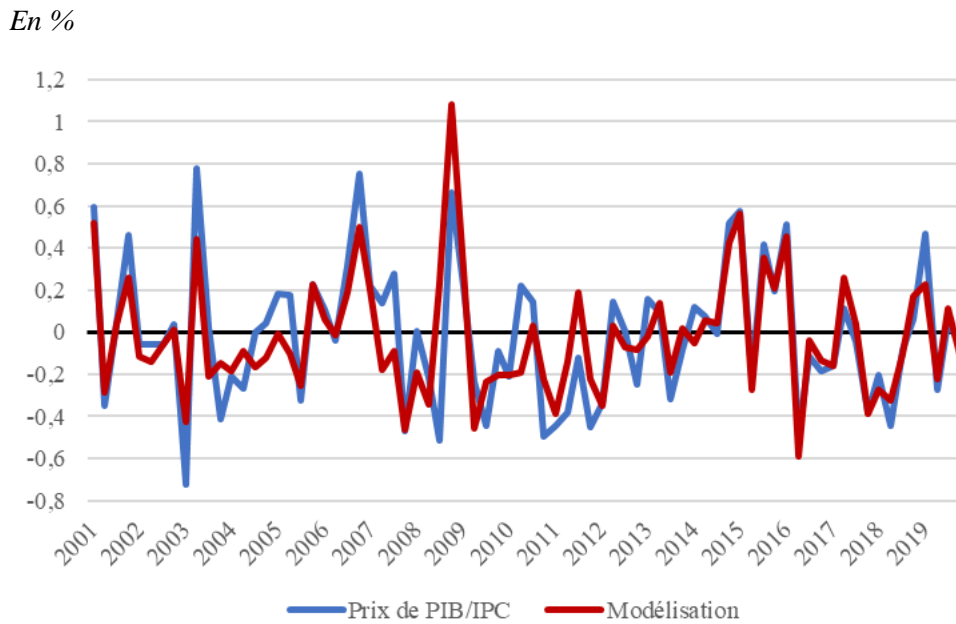
Source : Insee, calculs de l'auteurice.

Le prix du baril et le taux de change semblent donc être de plutôt bons prédicteurs des variations du troisième terme, avec cependant des difficultés à capter l'ampleur de plusieurs pics parmi ces variations (cf. graphique 7 ci-dessus).

#### d. Reconstruire le ratio prix du PIB/IPC à partir de ces estimations

En sommant les valeurs estimées par nos équations sur la période 1990-2021, on obtient l'évolution du ratio prix de PIB/IPC issue de ces modélisations : les résultats sont présentés sur les graphiques 8 et 9 ci-dessous.

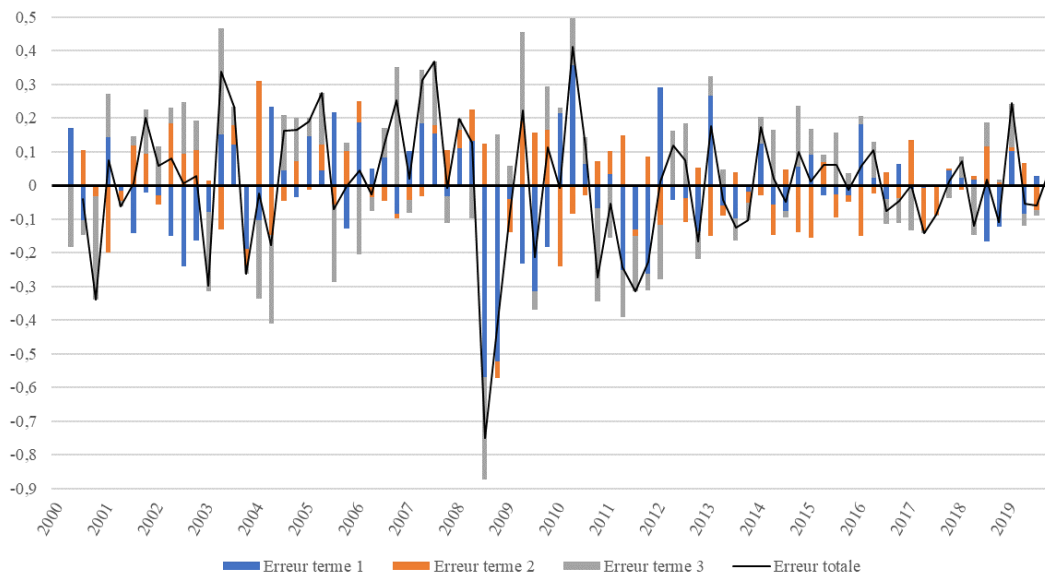
**Graphique 8 : comparaison du ratio prix du PIB/IPC avec sa valeur estimée via l'agrégation de ses trois composantes**



Sources : Insee, calculs de l'auteurice.

**Graphique 9 : décomposition de l'erreur d'estimation entre les trois termes**

En point de pourcentage



Sources : Insee, calculs de l'auteurice.

Les erreurs d'estimation restent ainsi contenues entre -0,4 et 0,4 point de pourcentage, (sauf lors de la crise de 2008, avec une erreur de 0,8 point au T3 2008) et ne sont pas auto-corrélées.

### III. Application aux prévisions des projets de loi de finances (PLF) de 2023 et 2024

Pour juger de l'apport de la modélisation, on examine les prévisions de la différence entre prix de PIB et IPC qu'elle aurait fournies au moment de l'examen par le Haut Conseil des PLF pour 2023 et 2024 et on les compare à celles du Gouvernement.

#### a. Prévisions des évolutions de chacun des termes

Grâce à la modélisation présentée dans la partie II, on peut prévoir un écart entre les évolutions du prix de PIB et de l'IPC pour l'année en cours et l'année suivante, à l'aide de nos modèles et de prévisions externes.

Pour le premier terme, la méthode de trimestrialisation de Litterman utilisée dans la partie précédente permet d'obtenir une prévision de prix des Sifim pour les trimestres manquants, en faisant des hypothèses sur l'évolution des taux directeurs à partir des évolutions de taux anticipées par divers prévisionnistes<sup>14</sup>. On peut ainsi estimer le premier terme.

Pour le deuxième terme, on suit la méthode exposée en II en utilisant une modélisation du prix de la FBCF et du prix de la consommation des administrations publiques. Pour cette dernière, la revalorisation ou non du point d'indice fait partie des informations connues au moment de la saisine. En revanche, le prix des médicaments n'est pas connu ; on utilise un modèle ARMA(2,3) pour prévoir leur évolution. Une dernière difficulté porte sur la disponibilité des données d'inflation en moyenne trimestrielle : en partie II, l'évolution du prix de la demande intérieure était calculée trimestriellement, en utilisant des données connues d'IPC trimestriel. Reproduire cette méthode en prévision aurait nécessité de faire des prévisions trimestrielles d'IPC à partir de la prévision annuelle du Gouvernement : on s'en exonère en calculant toutes les évolutions de prix en moyenne annuelle, pour ainsi calculer le prix de la demande intérieure directement en annuel, et donc également le deuxième terme en annuel<sup>15</sup>.

Pour le troisième terme, l'objectif étant d'évaluer la cohérence plus que la précision de la prévision du gouvernement, et en l'absence d'une meilleure source d'information, nous

---

<sup>14</sup> Il existe deux sources publiques principales pour connaître les anticipations des prévisionnistes sur les changements de taux directeurs décidés par la BCE ; les prévisions sur le niveau des taux directeurs sur les années en cours à suivante, collectées par la revue *Consensus Forecasts*, ; et le sondage des analystes monétaires de la BCE (*ECB survey of monetary analysts [SMA]*) réalisé par la BCE huit fois par an, avant chaque réunion de politique monétaire du Conseil des gouverneurs. Nous utilisons ici la médiane des prévisions de taux de la facilité de dépôts répertoriées dans le SMA de septembre 2022 (en intégrant cependant la hausse de taux de 75 points de base annoncée le 8 septembre), et celle des prévisions du SMA de septembre 2023.

<sup>15</sup> Cela nécessite une légère approximation : nos différents termes (les ratios d'un déflateur sur un autre) annuels peuvent être approximés par la moyenne de ces mêmes termes en trimestriel. Par exemple, le ratio annuel déflateur de la consommation des ménages/IPC est environ égal à la moyenne de ces ratios sur chacun des trimestres de l'année en question.

utilisons la prévision annuelle du Gouvernement du prix du baril<sup>16</sup> et on suppose une constance du taux de change (qui est aussi l'hypothèse faite en général par le Gouvernement<sup>17</sup>).

b. Comparaison avec les prévisions annuelles du gouvernement lors des PLF

i. PLF 2023

**Tableau 11 : comparaison de nos estimations avec celles du Gouvernement pour 2022 et 2023 lors du PLF 2023**

2022	Acquis <sup>18</sup>	Estimation de cette note	Estimation du Gouvernement	Valeur d'après les comptes trimestriels (avril 2023)	Valeur d'après les comptes nationaux annuels (mai 2023)
Terme 1	-0,4	0,0	-0,5	0,1	-0,4
Terme 2	-1,1	-1,4	-0,5*	-1,1	-0,6
Terme 3	-1,2	-1,1	-1,5*	-1,0	-1,3
Écart prix PIB - IPC	-2,7	-2,5	-2,5	-2,1	-2,2
2023	Estimation de cette note		Estimation du Gouvernement	Valeur d'après les comptes trimestriels (avril 2024)	Valeur d'après les comptes nationaux annuels (mai 2024)
Terme 1	0,9		0,0	1,5	2,1
Terme 2	-1,3		-1,2	-1,6	-1,7
Terme 3	0,1		0,6	0,6	0,1
Écart prix PIB - IPC	-0,3		-0,6	0,5	0,4

Sources : estimations de l'autrice, Gouvernement, Insee (comptes trimestriels d'avril 2023 et 2024, et comptes annuels publiés en mai 2023 et 2024)

\* L'évolution du déflateur de la demande intérieure hors stocks ne pouvait être calculée à partir des données reçues par le HCFP au moment de la saisine du PLF 2023. Elle a donc été recalculée à partir du déflateur de la demande intérieure fournie par le Gouvernement, à laquelle a été soustraite la différence d'évolution entre demande intérieure et demande intérieure hors stocks calculée à partir des comptes nationaux annuels 2022<sup>19</sup>.

<sup>16</sup> On fait l'hypothèse d'un prix du pétrole moyen en septembre égal au prix du pétrole moyen constaté début septembre avant l'avis, puis on calcule le prix moyen du pétrole au T4 tel qu'il permette d'atteindre le prix moyen annuel prévu par le Gouvernement. Les évolutions du prix de pétrole de l'année d'après sont calculées de telle sorte que l'évolution soit la même pour tous les trimestres et que ces évolutions permettent d'atteindre le prix moyen du baril prévu par le Gouvernement pour l'année en question.

<sup>17</sup> La meilleure prévision possible du taux de change est sa valeur au moment de la prévision (Meese et Rogoff, 1983).

<sup>18</sup> Un acquis (ou plus précisément, un acquis de croissance) est le taux de croissance de la variable étudiée entre l'année N et l'année N-1 que l'on obtiendrait si la variable en question demeurait à son dernier niveau trimestriel connu jusqu'à la fin de l'année N.

<sup>19</sup> On se permet cette approximation du fait qu'entre 1990 et 2022, l'écart maximum entre l'évolution du prix de la demande intérieure et l'évolution de la demande intérieure hors stock est de 0,3 point, et qu'il est la majorité du temps inférieur (en valeur absolue) à 0,1.

Plusieurs conclusions peuvent être tirées de cet exercice de simulation rétrospective pour le PLF 2023 en utilisant les seules informations disponibles alors :

- La prévision de l'écart prix de PIB-IPC issue de la modélisation présentée dans cette note et celle du Gouvernement sont identiques (en 2022) ou très proches (en 2023) de celles du Gouvernement.
- Ces prévisions sont *in fine* trop basses : la différence entre le prix de PIB et l'IPC réalisée est moins négative en 2022 que prévu, et elle est positive en 2023 alors la prévision présentée dans cette note et celle du Gouvernement la donnait négative. Toutes choses égales par ailleurs, elles conduisent ainsi à accroître les ratios de finances publiques par rapport à la réalisation ;
- La méthodologie proposée dans cette note se révèle légèrement meilleure pour 2023 que celle du Gouvernement, notamment sur la différence entre IPC et déflateur de la consommation des ménages.

## ii. PLF 2024

**Tableau 12 : comparaison de nos estimations avec celles du Gouvernement pour 2023 et 2024 lors du PLF 2024**

2023	<i>Acquis</i>	Estimation de cette note	Estimation du Gouvernement	Valeurs d'après comptes trimestriels (avril 2024)	Valeurs d'après les comptes nationaux annuels (mai 2024)
Terme 1	1,2	1,3	1,4	1,5	2,1
Terme 2	-1,4	-1,5	-1,4	-1,6	-1,7
Terme 3	0,7	0,7	0,8	0,6	-0,1
Écart prix PIB - IPC	0,5	0,5	0,8	0,5	0,4
2024	Estimation de cette note		Estimation du Gouvernement		
Terme 1	0,0		0,1		
Terme 2	-0,2		-0,1		
Terme 3	0,2		-0,1		
Écart prix PIB - IPC	0,0		-0,1		

*Sources : estimations de l'auteur, Trésor, Insee (comptes trimestriels publiés en avril 2024 et comptes annuels publiés en mai 2024).*

Une simulation dans le cadre du PLF 2024 conduit aux conclusions suivantes :

- La prévision du Gouvernement et celle issue de la méthodologie présentée dans cette note sont de nouveau assez proches pour les deux années (2023 et 2024) ;
- La méthodologie présentée dans cette note fournit de nouveau une prévision légèrement plus proche du réalisé que celle du Gouvernement pour 2023 ; mais l'écart ne provient cette fois plus de l'écart entre déflateur de la consommation et IPC. En surestimant l'écart prix de PIB – IPC, le Gouvernement s'est ainsi *in fine* révélé légèrement optimiste sur la prévision de prix de PIB (la réalisation de l'IPC ayant été égale à la prévision du PLF pour 2023), un prix de PIB plus bas que prévu conduisant à un PIB en

valeur également plus bas et donc à des ratios de finances publiques plus dégradés que prévu.

\*

*In fine*, la modélisation présentée dans cette note, relativement légère, semble constituer une évaluation comparative utile pour apprécier la prévision de prix de PIB du Gouvernement. Ce constat restera toutefois à confirmer lors des prochains exercices de prévision.

## Bibliographie

Billet de blog de l'Insee, « les déflateurs en comptabilité nationale » (septembre 2022), <https://blog.insee.fr/inflation-les-deflateurs-en-comptabilite-nationale/>

Note méthodologique du partage volume-prix (mai 2018), [https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/fichier/Tome\\_1\\_partage\\_volume\\_prix\\_base\\_2014\\_20181022.pdf](https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/fichier/Tome_1_partage_volume_prix_base_2014_20181022.pdf)

Méthodologie des comptes trimestriels, Insee méthodes n°126 (mai 2012), <https://www.insee.fr/fr/information/2571301>

Note de conjoncture de l'Insee, juin 2023, encadré page 47, « En 2023, le déflateur de la consommation des ménages (au sens de la comptabilité nationale) serait nettement plus dynamique que l'indice des prix à la consommation ».

Economie et statistiques n° 517-518-519, « L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ? L'expérience française », Aeberhardt, L., Hatier, F., Leclair, M., Pentinat, B. & Zafar, J.-D. (2020); Annexe en ligne C4 – De l'IPC au déflateur du PIB, [https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4770134/ES-517-518-519\\_Aeberhardt-et-al\\_Annexes\\_en\\_ligne.pdf](https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4770134/ES-517-518-519_Aeberhardt-et-al_Annexes_en_ligne.pdf)

Effet du traitement des Sifim sur le revenu disponible des ménages et leur pouvoir d'achat (juin 2013), <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2832834/effet-traitement-sifim-rev-disp-menages-pa.pdf>

A random walk, markov model for the distribution of time series, Robert B. Litterman (1983), federal reserve bank of Minneapolis

Empirical exchange rate models of the seventies, Meese et Rogoff (1983), Journal of International Economics