

Master 2 ECAP
Séries Temporelles Multivariées

ETUDE DE L'INDICE DE PRIX DES LOGEMENTS SELON UN MODÈLE SVAR

**LE CAS DE LA FRANCE ENTRE 2001 ET 2019
AVEC DES DONNÉES TRIMESTRIELLES**

Marie KERHOAS & Yava VILAR VALERA

Février 2025

Sommaire

I - Introduction	3
II - Les données	5
III - Le modèle retenu	11
IV - Les résultats empiriques	12
V - Conclusion	18
Bibliographie	19
Annexes	20

I - Introduction

Le prix des logements a connu une forte augmentation tout au long des dernières décennies à une échelle globale. Depuis 1970, le taux de croissance des indices de prix des logements des pays de l'OCDE a été deux fois supérieur, en moyenne, à celui des indices des prix à la consommation (Bulletin de la Banque de France, 2005). De façon similaire, entre 1970 et 2022, le taux de croissance annuelle des prix réels de l'immobilier a été de 1.78% pour l'ensemble des pays de l'OECD. La France, quant à elle, dépasse ce chiffre avec un accroissement moyen annuel de 1.96%. Entre 1995 et 2003, les prix de l'immobilier ont augmenté de 50% dans six pays de l'OCDE, dont la France. Cette croissance globale n'a cessé de s'intensifier depuis l'entrée dans le 21^e siècle, avec la France passant d'un indice de prix 80,5 au premier trimestre 2020 à 131,7 au quatrième trimestre 2022 (OECD, 2024a). D'un autre côté, la part des dépenses destinées au logement n'est pas négligeable. En 2020, le service de logement représentait 28,5 % de la dépense de la consommation finale des ménages français, selon l'INSEE, occupant le premier poste de dépense, loin devant l'alimentation et les transports. De plus, les logements et les terrains bâtis sont passés de capturer un peu plus du 50% du patrimoine net des ménages français en 2002 à 76,1 % à la fin de 2022 (INSEE, 2022). Or, cette croissance continue risque d'entraîner, parmi d'autres, une augmentation des inégalités entre les personnes aisées économiquement et celles présentant des difficultés financières pour accéder aux logements; un coût de vie plus élevé et une diminution de la consommation des ménages; ainsi qu'un endettement plus fort de la population. Toutefois, certains auteurs soulignent également des effets positifs tels un investissement boosté dans l'immobilier, qui se traduit par la création de l'emploi dans le secteur de la construction et qui peut avoir un effet enchaîné multiplicatif sur l'ensemble de l'économie (Bulletin de la Banque de France, 2005). Dans le contexte de flambée des prix du logement et des implications économiques et sociales que ce phénomène entraîne, il devient pertinent de s'intéresser à comprendre quels mécanismes principaux façonnent sa dynamique.

Ainsi, beaucoup d'études antérieures ont cherché à comprendre quels mécanismes influencent les prix. Le pays du Canada semble avoir suscité un intérêt particulier. A titre d'exemple, Fortin *et al* (2002) ont étudié, avec un modèle structurel, ce sujet en se basant sur la période de 1956 à 2002 et ont trouvé un impact significatif du taux d'intérêt nominal, le revenu réel par adulte, ainsi que l'accroissement de la population âgée de 25 à 50 ans. Dans la même ligne, Fauvel (2005) a évalué avec un modèle VAR l'influence de certains déterminants clé, tels l'emploi, l'inflation, le coût de constructions immobilier ou encore le taux d'intérêt, sur la période de 1972 à 2003 pour ce même pays. Un exemple additionnel repose sur l'étude de Koukou (2008), qui a comparé la qualité prédictive des prix des logements de trois modèles: VAR, VECM et VAR Spatial. Ses résultats ont montré un impact positif d'un

choc sur l'emploi et un impact négatif d'un choc de politique monétaire (taux d'intérêt). Similairement, des études portant sur les pays de l'OCDE ont été largement menées. Tel est le cas d'Englund *et al* (1997), qui a analysé l'influence des facteurs explicatifs sur les prix des logements avec un échantillon de 15 pays de l'OCDE; et celui d'Andrews (2010) qui a analysé les déterminants du niveau et de la volatilité des prix réels de l'immobilier dans plusieurs pays de l'OCDE entre 1980 et 2005. Les conclusions montrent que la hausse des revenus réels des ménages entraîne une augmentation proportionnelle des prix des logements. De plus, une diminution du chômage structurel ainsi qu'une baisse des taux d'intérêt réels sont liées à une augmentation des prix immobiliers (OECD, 2024b). Toutefois, une littérature moins importante a été trouvée sur le pays de la France. L'étude de Micciche *et al* (2023) est l'une des rares analyses qui se concentre sur les facteurs économiques, démographiques et financiers influençant l'évolution des prix de l'immobilier dans les sous-marchés locaux en France entre 2010 et 2020. Or, il ne s'agit pas d'une étude à niveau national, d'où notre projet apporte une différence comparative (Carmelo et Michel, 2023). Un autre article examine la dynamique des prix des logements selon des caractéristiques internes des maisons et d'évolution interne du marché au niveau microéconomique, et non pas selon des facteurs macroéconomiques et conjoncturels (Radmila, 2013). En revanche, aucun article a examiné, à notre meilleure connaissance et selon les recherches menées, la façon dont des facteurs globaux de l'économie impactent les prix auxquels on s'intéresse à l'échelle nationale française. Par rapport à cela, notre projet de recherche se distingue et contribue à la littérature.

La problématique de notre étude vise à comprendre non seulement comment les dynamiques macroéconomiques globales influencent les prix du logement en France à l'échelle nationale, mais aussi comment les chocs structurels sur les variables qui seront sélectionnées affectent cette évolution. Pour cela, nous utilisons un modèle VAR Structurel (SVAR). Contrairement à un VAR standard, qui met en évidence les relations dynamiques entre les variables sans imposer de structure causale, le SVAR nous permet d'identifier l'impact causal des chocs économiques sur les prix du logement. Nous utilisons la décomposition de Cholesky pour identifier ces chocs en imposant une hiérarchie entre les variables, ce qui nous permet d'analyser la transmission des chocs macroéconomiques au marché immobilier français. Cette approche nous aidera à mieux anticiper les déséquilibres du marché et à formuler des recommandations pour les politiques publiques.

Pour répondre à cette problématique, nous commencerons par présenter nos données en justifiant leur intérêt économique, en présentant notre échantillon ainsi que les transformations appliquées à nos séries. Puis dans un second temps, nous présenterons de façon théorique le modèle SVAR retenu que nous appliquerons ensuite de façon empirique avant de terminer par la présentation des résultats.

II - Les données

L'ensemble des figures qui seront présentées à partir de cette section ont été réalisées par les auteures sur le logiciel R. De plus les informations contenues dans les tableaux proviennent de sorties de code R synthétisées par les auteures.

II.1 - Justification économique du choix des variables

Afin de déterminer les facteurs influençant les prix des logements, nous nous sommes basées sur la littérature économique. En effet, ce sujet a été largement étudié et de nombreux articles ont contribué à discerner les déterminants qui façonnent le cours de cette variable.

Parmi eux, le plus important semble être le taux d'intérêt, qui exerce une influence négative sur les prix des logements (Jack C., 1989; Alan K., 1990; Peter et Yannis, 1995; Fortin et Leclerc, 2002). Autrement dit, des valeurs faibles du taux d'intérêt ont tendance à augmenter le coût immobilier, tandis que plus ce taux augmente, plus le coût immobilier diminue. L'argument économique qui explique cette relation est basé sur l'hypothèse, souvent vérifiée, que la plupart des agents économiques financent l'achat de logements au travers d'emprunts. Or le montant qu'ils sont en mesure d'emprunter dépend du taux d'intérêt du prêt qui leur est accordé. Des taux d'intérêt faibles réduisent le montant à rembourser pour une même somme empruntée et facilitent donc l'accès à la propriété pour les ménages. Cela augmente la demande, étant donné que davantage de personnes ont accès au marché de l'achat immobilier. La conséquence de cette augmentation de demande se traduit par une hausse des prix, en particulier lorsque l'offre des logements est limitée et n'égalise pas la demande. Un raisonnement inverse découle lorsque les taux d'intérêts sont élevés: un coût de l'emprunt élevé, une réduction de la demande de logements, qui entraîne une réduction des prix de ceux-ci. Afin de capturer de la manière plus précise possible les coûts associés aux logements, nous avons choisi le taux spécifique appliqué aux prêts hypothécaires, plutôt que le taux d'intérêt général fixé par la Banque Centrale. Ceci se distingue d'études précédentes (Peter et Yannis, 1995; Fortin et Leclerc, 2002; Sutton, 2002) et donc permet de contribuer à la littérature utilisant une variable de taux de crédit peu explorée jusqu'à présent dans le contexte de la France.

La deuxième variable prise en compte dans cette étude est l'emploi, capturé par le revenu disponible brut des ménages. La théorie économique derrière cette variable est très similaire à celle qui explique la relation entre le taux d'intérêt et les prix des logements. En effet, lorsque la population a des revenus importants et que des taux élevés d'emploi prédominent, une plus grande partie de ces revenus pourront être destinés à l'achat de l'immobilier, se traduisant par une augmentation de la demande, qui impacte les prix les augmentant également. Ce déterminant garde donc une relation positive avec le coût de l'immobilier. Cette relation a

été défendue par différents auteurs, tant théoriquement qu'empiriquement (Alan K., 1990; Peter et Yannis, 1995; Fortura et Kushner, 2024).

Nous précisons que les deux déterminants retenus sont endogènes car les prix de l'immobilier les impactent également. D'une part, l'augmentation des prix peut générer des pressions inflationnistes, ce qui pourrait conduire à une augmentation des taux d'intérêt par la banque centrale, influençant ainsi les prêts hypothécaires. En outre, la hausse des prix peut accroître la demande de crédit, ce qui pourrait également exercer une pression à la hausse sur les taux d'intérêt. D'autre part, l'augmentation des prix des loyers peut également réduire le revenu brut disponible des ménages non propriétaires, et augmenter celui des propriétaires en raison de l'accroissement de leur patrimoine. Cela justifie l'utilisation d'un modèle SVAR où les variables sont traitées comme endogènes.

II.2 - Présentation de notre échantillon de données

Dans cette étude, nous avons travaillé avec des données trimestrielles qui, compte tenu de leur disponibilité, débutent au premier trimestre de l'année 2001. De plus, afin d'éviter les effets dû au Covid 19, nous avons choisi de nous concentrer sur une période se terminant au dernier trimestre de 2019. A préciser que chacune de nos 3 séries chronologiques comporte 76 observations.

La première de ces séries est l'indice de prix des logements neufs et anciens en France métropolitaine (IPL). Elle provient de l'INSEE¹ et il s'agit d'un indice exprimé en base 100 par rapport à la moyenne annuelle de 2015. Graphiquement, en niveau et en variation, elle se présente de la façon suivante :

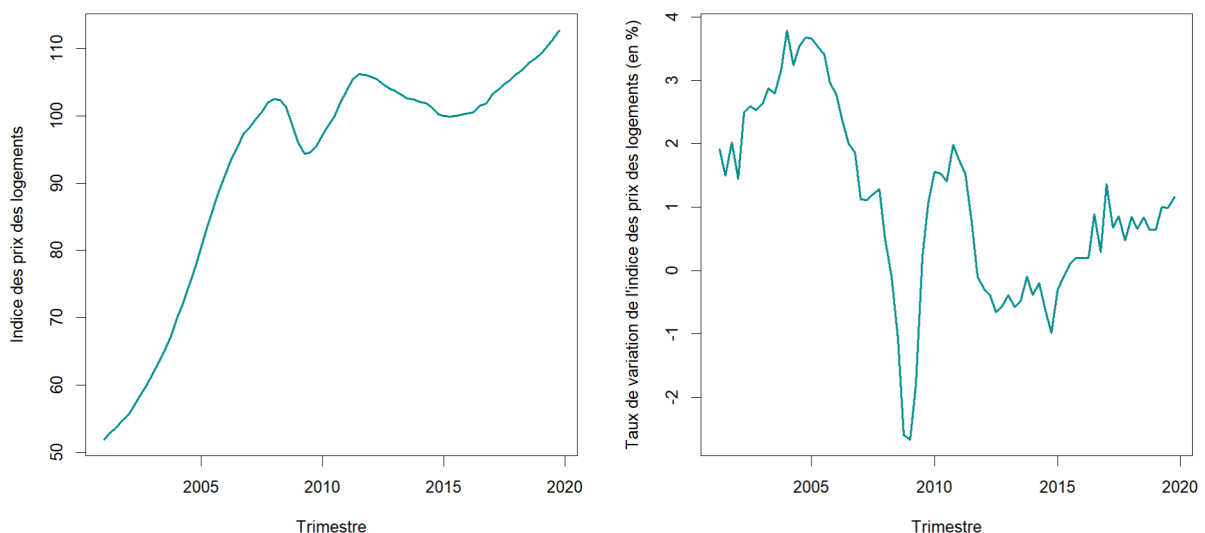


Fig. 1. – Évolution de l'indice des prix des logements en niveau et en variation

¹Données de l'IPL : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/serie/010751596#Telechargement>

On constate qu'entre 2001 et 2019, l'IPL a fortement augmenté, il est en effet passé de 51,9 à 112,7. Toutefois il est important de noter qu'au cours de cette période, on observe 2 creux qui se sont ensuite résorbés : un premier avec une phase de baisse importante des prix en 2009 puis une remontée en 2010 qui est liée à la crise des Subprimes, et un second, plus long qui a commencé en 2012 et dont un niveau des prix similaire n'a ensuite été atteint qu'en 2018. Ces 2 périodes sont particulièrement mises en évidence lorsque l'on observe la série en variation.

Notre seconde série est le taux moyen des crédits immobiliers accordés aux particuliers, exprimée en %. Elle est issue de données mise à disposition par l'Observatoire Crédit Logement/CSA² qui synthétisent les taux fixes des crédits immobiliers accordés aux particuliers pour l'accession dans le neuf et dans l'ancien. Il faut toutefois préciser que ces taux ne prennent ni en compte l'assurance ni le coût des sûretés des emprunts. Les représentations graphiques de la série en niveau ainsi qu'en variation sont les suivantes :

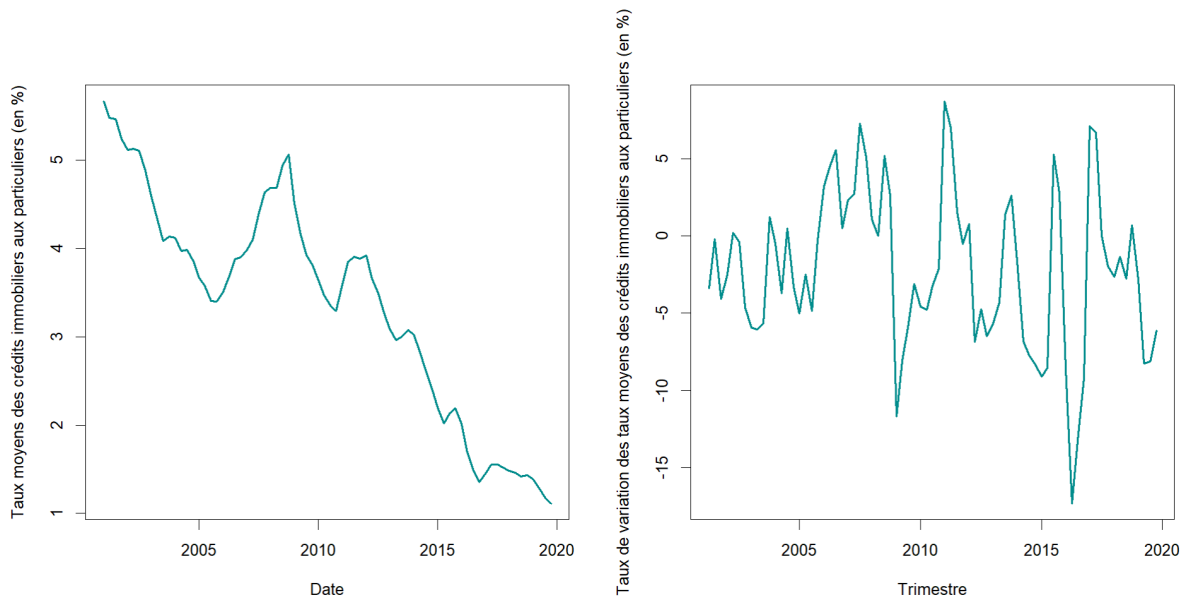


Fig. 2. – Évolution du taux moyen de crédit immobilier aux particuliers en niveau et en variation

On y observe, sur l'ensemble de la période prise en compte, qu'une tendance à la baisse des taux moyens de crédits se dessine. On constate également qu'à de nombreuses reprises ce taux a connu des rebonds, mais dont l'ampleur était relativement faible en comparaison des périodes de diminution plus longues qui les ont suivies. Toutefois, il est à noter qu'à partir de 2005 et jusqu'en 2009 une croissance notable du taux de crédit moyen a eu lieu.

²Données du Tx_CIP : <https://www.observatoirecreditlogement.fr/derniere-publication-trimestrielle>

Enfin, notre dernière série est le revenu disponible brut (RDB). Selon l'Insee, qui est à l'origine des données la composant³, il s'agit de « la part du revenu qui reste à la disposition du ménage pour consommer et épargner, une fois déduits les prélèvements sociaux et les impôts ». Le terme revenu comprend ici les revenus d'activité comme les salaires, mais également les revenus du patrimoine, les prestations sociales et les transferts courants (ex : indemnités d'assurance). Cette série étant agrégée à l'échelle nationale, il n'est donc pas surprenant qu'elle soit exprimée dans une unité conséquente, en l'occurrence en milliards d'euros.

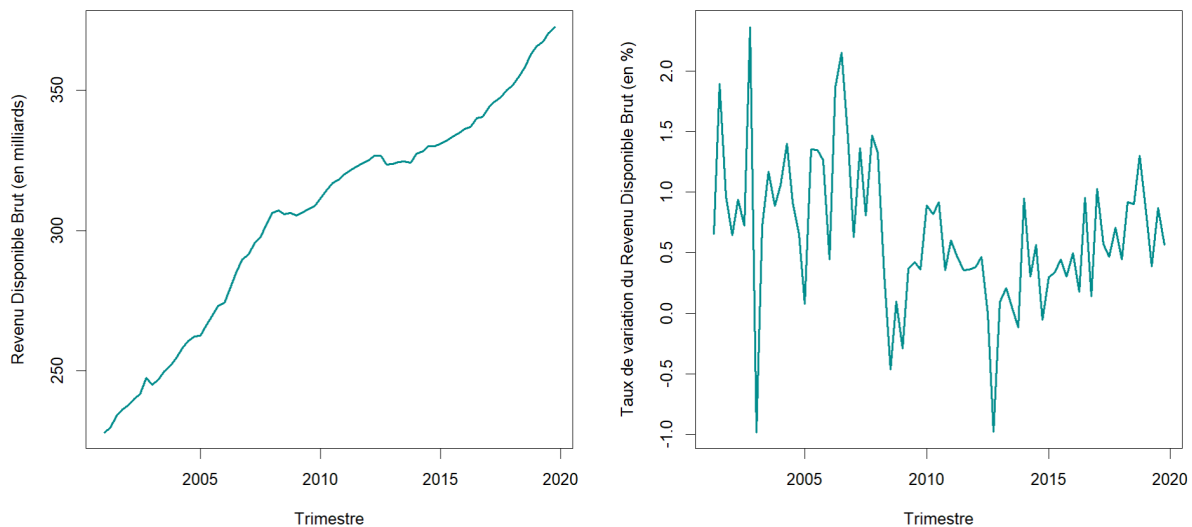


Fig. 3. – Évolution du revenu disponible brut en niveau et en variation

De façon graphique, on observe que sur la période de notre étude, la série du revenu disponible brut a connu une nette dynamique de croissance. Entre 2001 et 2019, la valeur de cette variable a en effet augmenté de 63 %. Cependant, le rythme de cette évolution a connu des variations avec des périodes de différentes intensités.

II.3 - Traitement des données

Afin de pouvoir utiliser les séries que nous venons de présenter dans une étude empirique, nous nous sommes au préalable intéressées à leur saisonnalité, aux potentiels outliers qu'elles pourraient contenir ainsi qu'à leur stationnarité.

En premier lieu, nous avons donc cherché à savoir si les 3 séries en niveau se répétaient au cours du temps de façon cyclique. Pour cela, nous avons effectué les tests Webel-Ollech et SeasonalDummies sur chacune de nos séries. L'ensemble des p-values obtenues, toutes bien supérieures à 10 %, nous ont donc permises de conclure à l'absence d'un comportement

³Données du RDB : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8281800?sommaire=8254943>

saisonnier dans nos séries. Ce résultat est en adéquation avec les informations fournies par l'INSEE qui indiquaient que les 2 séries provenant de cette source (IPL et RDB) étaient à l'origine corrigées des variations saisonnières.

Par la suite, nous nous sommes intéressées aux potentiels points atypiques dans nos séries. Tout au long de la période étudiée, un seul point atypique a été détecté au sein de la série des indices de prix des logements. Il s'agit d'un Additive Outlier (AO), représentant un pic isolé, au quatrième trimestre de l'année 2016. Dans la figure 1 montrée auparavant, on constate une nouvelle légère diminution à la date mentionnée des prix des logements après une reprise d'une forte chute. Etant donné qu'il s'agit d'une valeur qui fait partie de la dynamique des prix des logements, ou qui reflète des événements économiques qui ont influencé son comportement, il convient d'inclure cette valeur dans la modélisation. En effet, il ne s'agit pas d'une erreur de mesure. L'annexe 1 représente graphiquement le point atypique détecté dans la série à l'instant mentionné précédemment. Le tableau 1 résume de manière synthétique cette information, avec le coefficient et la t-statistique associés. Les variables *Taux de crédit* et *Revenu disponible*, quant à elles, ne présentent ni valeurs atypiques ni valeurs aberrantes.

Date	Type	Coefficient	T-statistique
Q4 2016	AO	-0.7822	-7.179

Tableau 1. – Point atypique des Indices des prix des logements

L'étape suivante du traitement de nos données à consister à étudier leur stationnarité. Pour cela, nous avons commencé par réaliser des tests ADF sur les 3 séries en niveau, en ayant au-préalable cherché les nombre de retards optimaux à prendre en compte.

Série	Nombre de retards	P-value
IPL	5	0.888
Tx_CIP	2	0.034
RDB	5	0.983

Tableau 2. – Test ADF de la stationnarité des séries en niveau

Au vu des résultats obtenus, nous constatons que la série du taux moyen de crédit immobilier au particulier est déjà stationnaire en niveau au seuil de risque de 5 %. Cependant, les 2 autres séries, ayant des p-values bien supérieures à 10 % lors de ce test, ne le sont pas. Afin qu'elles le deviennent, nous les transformons en taux de croissance en leur appliquant une transformation en logarithme puis en les différenciant. Nous pouvons alors effectuer de nouveaux tests de stationnarité.

Série	Nombre de retards	P-value
dl_IPL	4	0.084
dl_RDB	2	0.049

Tableau 3. – Test ADF de la stationnarité des séries en variation

Cette fois-ci, les résultats obtenus sont concluants. Respectivement aux seuils de 10 et 5 %, les séries des taux de croissance de l'IPL et du RDB sont donc stationnaires. Ainsi, parmi les 3 variables prises en compte dans notre étude, nous disposons d'une série intégrée d'ordre 0 et de deux autres intégrées quant à elles d'ordre 1.

II.4 - Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Écart-Type	Min	Max	Skewness	Kurtosis
IPL	92,77	17,16	51,9	112,7	-1,22	0,06
Tx_CIP	3,361	1,25	1,110	5,670	-0,26	-1,003
RDB	305,3	39,33	228,0	372,5	-0,39	-0,94

Tableau 4. – Principales statistiques descriptives

Nous nous intéressons à présent aux statistiques descriptives de nos séries en niveau. On observe qu'en moyenne l'indice de prix des logements est de 92 pts, que la moyenne des taux de crédit accordés aux particuliers est de 3,36 % et que le revenu disponible brut moyen est de 306 milliards d'€. Les données montrent une hétérogénéité notable qui est constatée par les valeurs minimales et maximales, ainsi que par celles des écarts-type. L'indice de prix des logements est compris entre 51,9 et 112,7 pts. Comme l'on a vu précédemment, ces valeurs reflètent la tendance d'augmentation des prix au cours du temps étudié. Le taux de crédit est compris entre 1,110 % et 5,670 %, une distribution davantage serrée, ce qui reste cohérent avec la nature de cette variable. Enfin, le revenu disponible s'étend de 228 milliards d'€ qui correspond à la valeur observée au premier instant de la série, à 373 milliards d'€, ce chiffre étant la dernière observation du quatrième trimestre 2019.

Lorsqu'on s'intéresse à la distribution des séries, nous pouvons déduire une asymétrie vers la gauche dans l'ensemble des variables à partir du skewness. Ce résultat nous indique que l'indice de prix des logements, le taux de crédit moyen et le revenu disponible brut ont des valeurs majoritairement élevées, avec un nombre faible d'observations présentant des indices de prix, des taux de crédit et des revenus moins élevés. Cela est encore plus vrai pour l'indice de prix des logements (-1,22) que pour le taux de crédit moyen (-0,26) et le revenu disponible brut (-0,39). De plus, les valeurs prises par le kurtosis dans ces 3 séries indiquent que leurs distributions sont plus aplaties que celle d'une loi normale et présentent donc moins de valeurs extrêmes.

III - Le modèle retenu

Au vu de notre questionnement économique et de nos données, le modèle approprié à notre étude est une régression auto-régressive vectorielle structurée (SVAR). Toutefois afin de le présenter, nous allons dans un premier temps introduire le modèle de régression autorégressive vectorielle (VAR).

Le VAR est un modèle statistique qui analyse la relation dynamique entre plusieurs variables dans le temps. Il s'agit d'un modèle de séries temporelles multivariées, se distinguant d'un modèle de séries univariées dans le sens où la valeur d'une variable est non seulement influencée par ses propres valeurs passées, mais également par les valeurs passées d'autres variables. Ce modèle a été développé par Christopher Sims en 1980 comme une méthode pour capturer les interactions entre les variables économiques basées sur des données sans imposer d'hypothèses restrictives sur la causalité ou des structures spécifiques. L'équation générale d'un modèle VAR(p) avec constante, où p représente le nombre de retards, ($t - p$) le nombre d'observations et où t est un instant temporel, se présente comme suit :

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{pour } t = 1, \dots, T$$

avec :

Y_t : un vecteur de séries temporelles,

Φ_0 : un vecteur de constantes,

Φ_i : (pour $i=1, \dots, p$) : des matrices de coefficients des retards,

ε_t : un vecteur de termes d'erreur à bruit blanc

Bien que le VAR capte la dynamique commune des variables à partir de leurs retards, ses résidus sont généralement corrélés entre eux, ce qui complique l'interprétation des chocs. Pour y remédier, il est nécessaire d'orthogonaliser les chocs. C'est à ce moment qu'intervient le modèle SVAR, qui permet d'identifier des chocs non corrélés en imposant des restrictions théoriques. Le SVAR(p) s'exprime de la manière suivante :

$$B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \eta_t$$

avec :

B_0 : la matrice des relations instantanées,

B_i (pour $i=1, \dots, p$) : des matrices de coefficients structurels associés aux retards,

η_t : le vecteur des chocs structurels du modèle.

A partir de cette équation, multiplier les 2 côtés du SVAR par B_0^{-1} revient à écrire un VAR sous sa forme réduite. Il est alors possible d'estimer les paramètres de ce modèle. Afin de s'assurer de sa robustesse, des tests de stabilité et d'analyse de résidus sont réalisés. Une fois

la forme réduite obtenue, nous pouvons procéder à l'identification du modèle structurel en imposant des restrictions. Ces restrictions peuvent être de nature temporelle : court terme ou long terme, ou reposer sur des hypothèses concernant le signe des chocs. Elles ont pour objectif de retrouver la structure du modèle établie par la théorie économique. Enfin, après avoir identifié les relations structurelles, un retour à la forme structurelle est alors possible. Cela permet d'analyser économiquement les chocs identifiés et d'évaluer leurs effets sur les variables du système. Ce processus aide ainsi à mieux comprendre les dynamiques économiques et à tirer des conclusions sur l'impact de différentes perturbations dans l'économie.

IV - Les résultats empiriques

IV.1 - VAR

IV.1.1 - Sélection du nombre de retard

Une étape cruciale dans l'estimation des modèles VAR consiste à déterminer le nombre de retards optimal. Pour rappel, les retards capturent le nombre de dépendances temporelles des variables au cours du temps. Afin de déterminer le nombre de retards, nous nous sommes basées sur plusieurs critères, notamment l'AIC (Akaike Information Criterion), HQ (Hannan-Quinn Criterion), SC (Schwarz Criterion, aussi connu sous le nom de Bayesian Information Criterion (BIC)) et FPE (Final Prediction Error), tel que montré dans le tableau 5.

Critère	AIC	HQ	SC	FPE
Retards	3	2	2	3

Tableau 5. – Sélection du nombre de retards

Selon l'AIC et le FPE, il conviendrait de sélectionner deux retards. Si on se base sur les critères HQ et SC, cependant, nous devrions déterminer trois retards. Compte tenu du critère de parcimonie, nous commençons par modéliser un VAR avec deux retards, et nous vérifions si les conditions nécessaires à ce type de modèle aboutissent. Ces dernières sont : la stabilité du VAR, ainsi que la normalité, l'absence d'autocorrélation et l'homoscédasticité de ses résidus.

Retards	Stabilité	Normalité des résidus	Absence d'autocorrélation	Homoscédasticité
2	Respectée	Non respectée	Respectée à $m = 6$ (à 10%)	Respectée (à 10%)
3	Respectée	Non respectée	Respectée à $m = 5$ (à 10%)	Respectée (à 1%)
4	Respectée	Non respectée	Respectée à $m = 5$ (à 5%)	Respectée (à 1%)
5	Respectée	Non respectée	Non respectée	Respectée (à 1%)
6	Respectée	Respectée (à 1%)	Non respectée	Respectée (à 1%)

Tableau 6. – Vérification du respect des conditions nécessaires à des modèles de type VAR

D'après les résultats du tableau 6, on observe que la stabilité du modèle, l'absence d'autocorrélation et l'homoscédasticité sont respectées avec deux retards. Toutefois, nous avons dû augmenter le nombre de retards au niveau des résidus, de 5 à 6, pour que l'hypothèse d'absence d'autocorrélation résiduelle soit respectée à un seuil de 10%. En revanche, la normalité des résidus semble ne pas être vérifiée, sa valeur critique étant inférieure à 10%. Avec une tentative d'atteindre cette hypothèse, ainsi que de vérifier l'absence d'autocorrélation des résidus à $m = 5$ et non pas 6, nous avons décidé d'augmenter le nombre de retards. Une fois cela fait, bien que cette dernière hypothèse soit respectée à $m = 5$, la normalité des résidus continue à être rejetée avec 3 retards. Il faut dépasser les 5 retards pour qu'elle soit validée, ce qui implique abandonner la validation d'absence d'autocorrélation. Or, celle-ci est bien plus importante et par conséquent doit être privilégiée. Compte tenu de cet aspect ainsi que du critère de parcimonie, nous considérons qu'un modèle VAR avec deux retards est le plus approprié à nos données. A titre indicatif, nous avons indiqué les résultats de l'estimation de dl_IPC selon ce modèle dans l'annexe 2. Même si nous n'aurons de résultats interprétables qu'après être revenus à la forme structurelle de notre modèle, ces derniers indiquent que le Tx_CIP et que le taux de croissance de l'ILP avec un retard d'une période influencent négativement et de façon significative au seuil de risque de 1 % le taux de croissance de l'IPL. De même, le Tx_CIP , avec un retard de 2 périodes, exerce lui une influence positive significative également au seuil de risque de 1 % sur notre variable.

IV.1.2 - Causalité

En outre des résultats précédemment décrits, il convient maintenant de s'intéresser aux relations entre les variables selon le test de causalité de Granger dans le VAR(2). (*Annexe 3*). Ce test évalue si une série temporelle aide à prédire une autre dans un modèle de régression autorégressive.

D'après les résultats de ce modèle, le taux de croissance de l'indice des prix des logements cause au sens de Granger le taux de crédit immobilier et le taux de croissance du revenu disponible brut. Il en est de même pour le taux de crédit immobilier, qui cause au sens de Granger les prix des logements et le revenu disponible brut. En effet, la p.value associée à ces deux tests est inférieure à 0.05. Toutefois, le revenu disponible brut des ménages s'est avéré ne pas causer les deux autres variables selon ce test, la p.value étant supérieure à 0.05.

Enfin, nous avons évalué si le taux de crédit et le revenu disponible causent conjointement les prix des logements. D'après le test de causalité de Granger, la réponse à cette formulation est affirmative, ayant obtenu une p.value inférieure à 0.05.

IV.2 - SVAR

IV.2.1 - Restrictions choisies

A présent, nous allons pouvoir modéliser le VAR Structurel, ou autrement dit, comme expliqué précédemment, une extension du modèle VAR qui permet d'identifier les relations de causalité entre les variables économiques en introduisant des restrictions basées sur la théorie économique. Pour identifier ce modèle, nous faisons le choix d'appliquer des restrictions de court terme qui nous ont paru être pertinentes au vu de notre sujet d'étude. Plus précisément, nous avons fait appel à la décomposition de Cholesky afin d'y parvenir. Nous avons ordonné les variables dans la matrice de Cholesky de la manière suivante: en premier lieu, on retrouve le revenu disponible brut; en deuxième lieu, le taux de crédit immobilier; et en dernier, les indices des prix des logements. Cet ordre est basé sur le classement des variables de la plus exogène à la plus endogène et est justifié par la théorie économique.

En effet, on s'attend à ce qu'un choc de revenu disponible affecte instantanément le taux de crédit immobilier et le prix des logements. Selon la théorie de la consommation de Keynes et Friedman, le revenu détermine la consommation et la demande de biens, y compris la demande de logement. Similairement, dans les modèles d'offre et de demande de logement, le revenu est traité comme une variable exogène qui affecte le pouvoir d'achat des ménages et donc la demande de logement. Tandis que lui-même, le revenu, est davantage déterminé par des facteurs macroéconomiques et fiscaux tels que les salaires, les impôts, les transferts gouvernementaux et l'activité économique générale, des facteurs qui ne sont pas inclus dans le modèle, ce qui justifie sa nature exogène.

D'autre part, un choc du taux de crédit affecte instantanément le prix des logements mais pas le revenu disponible, et est impacté par ce dernier. Cela s'explique parce que le taux des prêts hypothécaires est en partie déterminé par des facteurs exogènes tels que la politique monétaire (taux d'intérêt fixés par la banque centrale), mais il réagit également à des facteurs internes tels que la demande de crédit. Nous avons déjà vu qu'une augmentation du revenu disponible brut peut enchaîner une hausse de la demande de crédit.

Enfin, nous nous attendions à ce qu'un choc sur le prix de l'immobilier n'ait pas d'effet contemporain sur les autres variables, mais que celles-ci influencent ces prix. Effectivement, comme expliqué à la section II.1, le prix du logement est déterminé au sein du système, car il répond directement à l'interaction entre l'offre et la demande sur le marché du logement, qui sont à leur tour influencés sur les deux autres variables.

Avoir choisi ces restrictions nous a permis d'obtenir la matrice des estimation des coefficients présentée ci-dessous.

$$A = \begin{pmatrix} 1.95 & 0 & 0 \\ -0.08 & 7.49 & 0 \\ 0.43 & 0.23 & 2.15 \end{pmatrix}$$

A partir de cette dernière, nous allons être en mesure de proposer une interprétation structurelle à notre modèle à partir des fonctions de réponse aux chocs et à la décomposition de la variance des erreurs de prévision.

IV.2.2 - Fonctions de réponse aux chocs

Nous commençons par analyser les fonctions d'impulsion-réponse (IRF), elles nous informent sur la façon dont une variable d'un système économique réagit à un choc sur une autre variable, tout en contrôlant les interactions entre toutes les variables du système. Nous allons particulièrement nous intéresser à comprendre de quelle manière le taux de croissance du prix des logements réagit à des chocs sur le taux de crédit et le taux de croissance du revenu disponible brut.

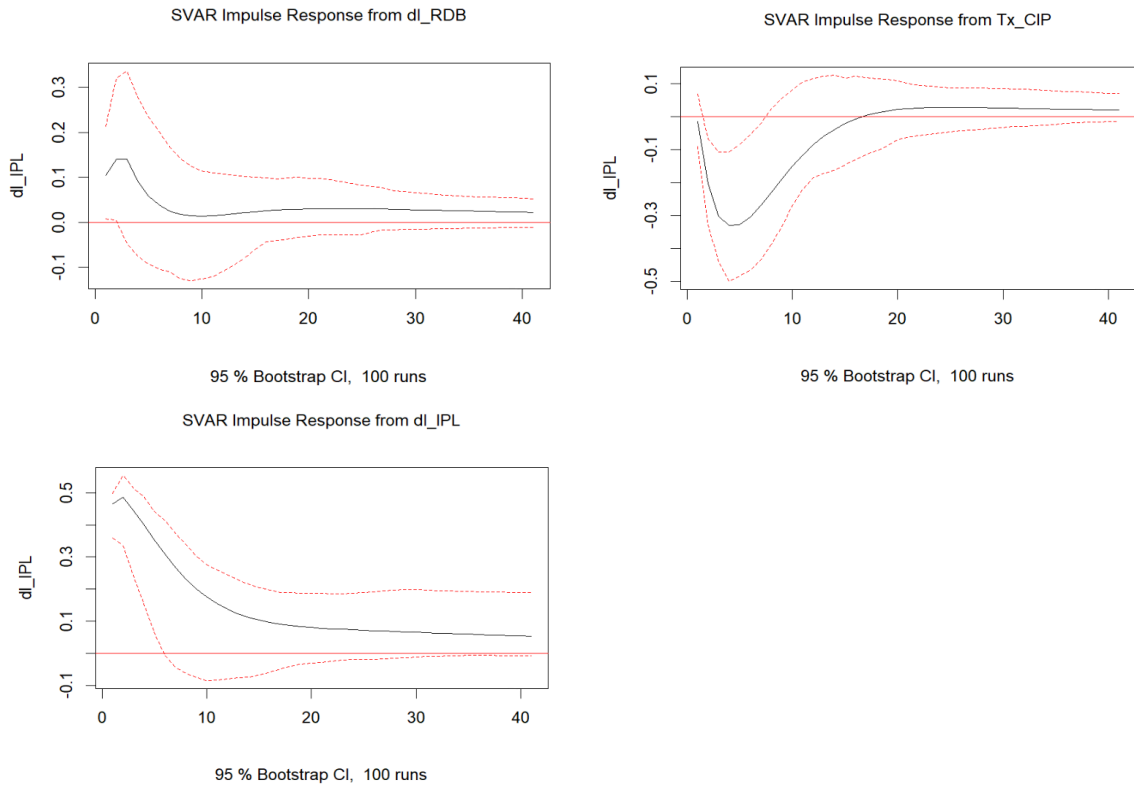


Fig. 4. – Fonctions d'impulsion-réponse

Dans les 3 fonctions de réponse aux chocs qui concernent le taux de croissance de l'IPL, on observe que les réactions obtenues ne sont significatives que sur quelques trimestres.

En effet, lorsque l'on choque le taux de croissance du revenu disponible brut, on constate que cela a un impact significatif et positif sur le taux de croissance de l'IPL uniquement pour

les 2 trimestres suivants. Au moment du choc, on observe donc une augmentation immédiate de 0,10 % du taux de croissance de l'IPL, puis de 0,14 % sur le trimestre suivant. Cette relation est en accord avec la littérature mais n'est valable qu'à court terme.

Quant à un choc du Tx_CIP, nous observons qu'il impacte de façon significative et négative le taux de croissance de l'IPL à partir du 2ème trimestre suivant le choc et ce jusqu'au 7ème trimestre. Sur cette période, on constate que l'impact de ce choc commence par causer une diminution de 0,2 % du taux de croissance de l'IPL, que l'amplitude de cet impact augmente jusqu'à 0,33 % avant de progressivement diminuer. Le sens de cette relation respecte donc la théorie économique.

Enfin, lorsque l'on choque le taux de croissance de l'IPL, on constate que cela a un impact significatif et positif sur cette même variable. Cela est vrai entre le 1er et le 5ème trimestre suivant le choc. Avec une réaction initiale de 0,47 %, la fonction de réponse augmente sa réaction au trimestre suivant avant qu'elle ne diminue progressivement sur les périodes suivantes.

Par ailleurs, il peut également être intéressant de visualiser les fonctions de réaction cumulées afin de mieux se rendre compte de l'impact de nos variables sur l'IPL en niveau au cours du temps.

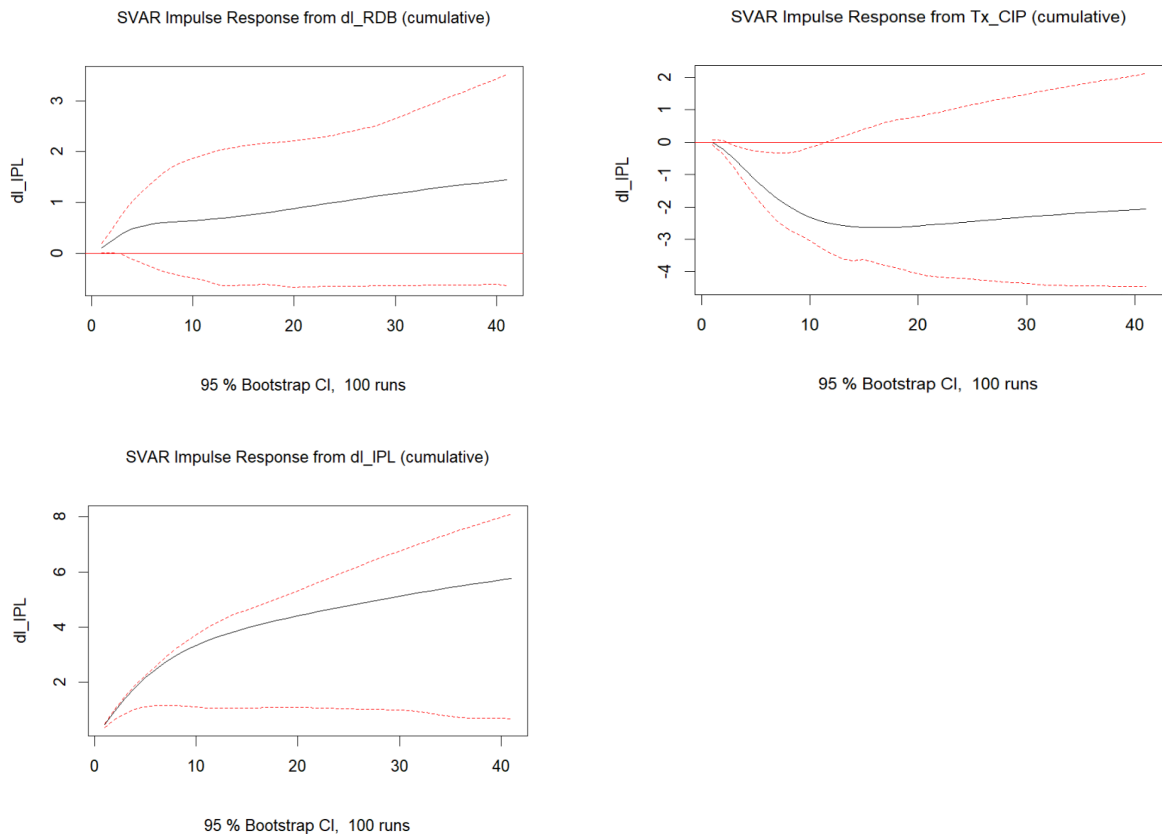


Fig. 5. – Fonctions d'impulsion-réponse cumulées

Cela nous permet ainsi de nous rendre compte de la trajectoire prise par l'IPL suite aux différents chocs possibles et nous constatons de façon empirique que les relations théoriques attendues sont respectées dans les intervalles significatifs.

IV.2.3 - Décomposition de la variance des erreurs de prévision

De notre modèle, nous obtenons également un second type de résultats. Nous sommes à présent en mesure de comprendre la part de la variation de nos variable dans la variance de l'une d'elles. En l'occurrence, nous nous intéressons donc particulièrement à la variance du taux de croissance de l'IPL.

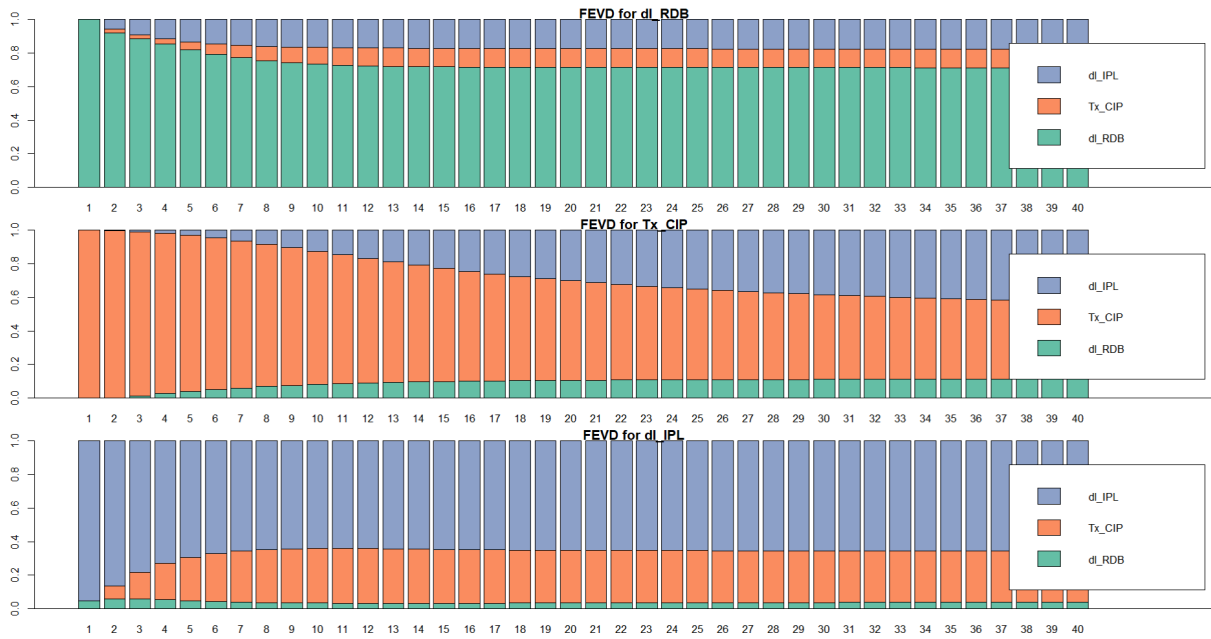


Fig. 6. – La décomposition de la variance des erreurs de prévisions (FEVD)

Nous constatons que le taux de croissance de l'IPL contribue à 95 % à la variation du taux de croissance de l'IPL en horizon 1. Ce poids diminue avec l'horizon jusqu'à l'horizon 10 puis reste relativement constant. Au fur et à mesure des 10 premiers horizons, on observe que le Tx_CIP augmente sa contribution à la variation du taux de croissance de l'IPL jusqu'à en atteindre 33 %. En revanche, cette variation n'est que très peu expliquée par le taux de croissance du RDB qui ne dépassera pas les 6 % de contribution. Cette décomposition de la variance met en avant l'impact du Tx_CIP sur le taux de croissance de l'IPL.

V - Conclusion

Cette étude a analysé l'évolution de l'indice des prix des logements en France à l'aide d'un modèle SVAR afin d'identifier les relations structurelles entre les variables macroéconomiques clés. A noter qu'un modèle SVAR a été privilégié face à un modèle VECM car celui-ci est utilisé lorsque toutes les variables sont intégrées d'ordre 1 et que de la co-intégration est détectée. Or notre variable du taux moyen de crédit immobilier accordé aux particuliers est stationnaire en niveau, et le test de Johansen montre qu'il n'existe pas de relation de co-intégration entre nos 2 autres variables.

Nos résultats ont mis en évidence l'impact significatif du taux d'intérêt, principalement, et du revenu disponible brut, dans une moindre mesure, sur les prix de l'immobilier en complément de l'impact qu'ont les retards de cette dernière sur elle-même. Cela confirme donc les conclusions de la littérature économique existante.

L'analyse des fonctions d'impulsion-réponse a révélé que les chocs sur le revenu disponible ont un effet positif et temporaire sur la croissance des prix des logements, tandis que les variations du taux de crédit exercent une influence négative plus persistante. De plus, la décomposition de la variance des erreurs de prévision a démontré que, sur le long terme, les taux d'intérêt expliquent une part importante de la dynamique des prix immobiliers.

Ces résultats soulignent l'importance de la politique monétaire et des conditions économiques générales dans la régulation du marché immobilier. Toutefois, certaines limites doivent être prises en compte. L'exclusion d'autres facteurs exogènes, tels que la réglementation du marché du logement ou l'évolution démographique, pourrait restreindre la portée des conclusions. Des recherches futures pourraient approfondir ces aspects en intégrant des modèles plus complexes.

Par ailleurs, dans cette étude, nous avons travaillé avec des données trimestrielles compte tenu de leur disponibilité. Il pourrait toutefois être intéressant de la réaliser sur des données mensuelles afin de mieux comprendre les impacts des chocs de nos variables sur l'indice des prix des logements au moment où ils sont significatifs, c'est-à-dire dans les premières périodes qui suivent ces chocs.

Bibliographie

Alan K., R. (1990) « The impact of interest rates, income, and employment upon regional housing prices ». Disponible sur: <https://doi.org/10.1007/BF00178859>.

BulletindelaBanquedeFrance (2005) « Housing prices ».

Carmelo, M. et Michel, B. (2023) « Determinants of housing price evolutions for the French sub-markets », *European Real Estate Society (ERES)*. Disponible sur: https://ideas.repec.org/p/arz/wpaper/eres2023_240.html.

Fortin, M. et Leclerc, A. (2002) « Déterminants du prix réel des logements au Canada », *L'actualité économique*. Disponible sur: <https://doi.org/10.7202/007254ar>.

Fortura, P. et Kushner, J. (2024) « Canadian Inter-City House Price Differentials », *Humanities and Social Sciences Communications volume*. Disponible sur: <https://doi.org/10.1057/s41599-024-02736-9>.

INSEE (2022) « Les comptes de la Nation en 2022 ».

Jack C., H. (1989) « The effect of real rates of interest on housing prices », *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. Disponible sur: <https://doi.org/10.1007/BF00161716>.

OECD (2024a) « Housing prices ».

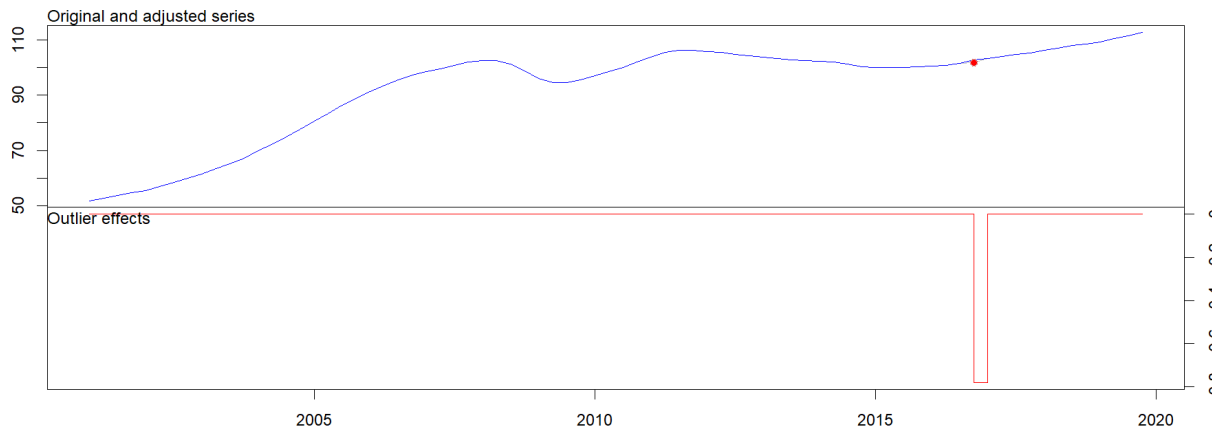
OECD (2024b) « Real House Prices in OECD Countries: The Role of Demand Shocks and Structural and Policy Factors ».

Peter, E. et Yannis, M.I. (1995) « House Price Dynamics: An International Empirical Perspective », *Journal of Housing Economics*. Disponible sur: <https://doi.org/10.1006/jhec.1997.0210>.

Radmila, D. (2013) « House Price Dynamics : The French Case », *International Conference*. Disponible sur: https://shs.hal.science/halshs-03373717v1/file/House_Price_Dynamics_The_French_Case_RDatsenko.pdf.

Sutton, G. (2002) « Prix du logement: déterminants », *Bank for International Settlements*.

Annexes



Annexe 1. – Points atypiques détectés dans la série *Indices des Prix à la Consommation*

<i>dl_IPL</i>	VAR(2)
dl_RDB_lag1	0,078
Tx_CIP_lag1	-1,405 ***
dl_IPL_lag1	-1,043 ***
dl_RDB_lag2	0,013
Tx_CIP_lag2	1,401 ***
dl_IPL_lag2	-0.109
R^2	0,904
R^2 ajusté	0.895

Note. *** : Significatif au seuil de 1 %

Annexe 2. – Résultats du modèle VAR(2)

Série	P-value
dl_IPL	0,002
Tx_CIP	0,001
dl_RDB	0,475
Tx_CIP & dl_RDB	0,009

Annexe 3. – Tests de causalité de Granger sur le VAR(2)

Table des matières

I -	Introduction	3
II -	Les données	5
II.1 -	Justification économique du choix des variables	5
II.2 -	Présentation de notre échantillon de données	6
II.3 -	Traitement des données	8
II.4 -	Statistiques descriptives	10
III -	Le modèle retenu	11
IV -	Les résultats empiriques	12
IV.1 -	VAR	12
IV.1.1 -	Sélection du nombre de retard	12
IV.1.2 -	Causalité	13
IV.2 -	SVAR	14
IV.2.1 -	Restrictions choisies	14
IV.2.2 -	Fonctions de réponse aux chocs	15
IV.2.3 -	Décomposition de la variance des erreurs de prévision	17
V -	Conclusion	18
	Bibliographie	19
	Annexes	20