

Quel est le lien entre les prix de l'immobilier et le taux d'intérêt de long terme ?

Master 1 Data Analyst 2022-2023

Réalisé par :
Jacquet Enzo

Encadré par :
Ben Salem Melika

Sommaire

Résumé.....	3
I Introduction	
Problématique.....	4
Revue de la littérature.....	4
II Analyse empirique	
Etude des séries.....	6
Modèles Autorégressifs.....	10
Etude de la corrélation.....	13
Régressions entres séries stationnaires.....	15
Recherche de cointégration.....	18
Conclusion.....	19
III Annexe	
Tableau 1 : Test de Dickey-Fuller des séries temporelles des prix et des taux de chaque pays.....	20
Tableau 2 : Test de Dickey-Fuller des séries temporelles des prix et des taux de chaque pays en différence première.....	20
Tableau 3 : Tableau des retards significatifs des autocorrélations partielles à 95% des prix et des taux en différence première.....	20
Tableau 4 : Modèles autorégressifs des taux d'intérêt de long terme de l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni.	21
Tableau 5 : Modèles autorégressifs de l'indice des prix des logements pour l'Allemagne, La France et le Royaume-Uni.....	21
Tableau 6 : Test de portemanteaux des résidus de l'indice des prix du logement et des taux d'intérêt de long terme.	22
Tableau 7 : prévisions des taux d'intérêt de long terme selon le modèle AR de la France, l'Allemagne et du Royaume-Uni.....	22

Tableau 8 : prévisions de l'évolution de l'indice des prix selon le modèle AR de la France, l'Allemagne et du Royaume-Uni.....	23
Tableau 9: tableau de corrélation, des écarts types des prix et des taux d'intérêt en Allemagne...	23
Tableau 10: tableau de corrélation, des écarts types des prix et des taux d'intérêt en Allemagne en différence.....	23
Tableau 11 : tableau de corrélation, des écarts types des prix et des taux d'intérêt au Royaume-Uni.....	24
Tableau 12: tableau de corrélation, des écarts types des prix et des taux d'intérêt au Royaume-Uni en différence.	24
Tableau 13 : Régressions entre séries stationnaires en France.	25
Tableau 14 : régressions entre séries stationnaires au Royaume-Uni.....	26
Tableau 15 : Régressions entre séries stationnaires en Allemagne.....	27
Tableau 16: Régressions élasticité de long terme en France.....	28
Tableau 17: régressions élasticité de long terme au Royaume-Uni.	29
Tableau 18: Régressions élasticité de long terme en Allemagne.....	30
IV Bibliographie	31

Résumé

Nous avons étudié le lien entre les prix de l'immobilier et les taux d'intérêt de long terme. Nous trouvons une corrélation négative des prix et des taux en France et au Royaume-Uni en échantillon complet et après 1995. L'élasticité-prix des taux est élastique pour la France et l'Allemagne que ce soit en échantillon complet ou en sous-échantillon. Pour le Royaume-Uni, l'élasticité est élastique pour la période globale mais est inélastique à partir de 1995. Nous ne trouvons pas de cointégration entre les prix et les taux d'intérêt pour la France l'Allemagne et le Royaume-Uni.

Mots clefs : cointégration, corrélations, élasticité de long terme, modèle autorégressifs, prévisions, régressions, taux d'intérêt de long terme.

Abstract

We have studied the relationship between house prices and long-term interest rates. We find a negative correlation between prices and rates in France and the United Kingdom in the full sample and after 1995. The price elasticity of rates is elastic for France and Germany in both the full sample and the subsample. For the United Kingdom, the elasticity is elastic for the overall period but is inelastic from 1995 onwards. We find no cointegration between prices and interest rates for France, Germany and the United Kingdom.

Keywords : cointegration, correlations, long-term elasticity, autoregressive models, discounting, regressions, long-term interest rates.

I. Introduction

1. Problématique

« Le marché de l'immobilier est le cycle des affaires » selon l'économiste américain E.Leamer(2007). L'immobilier est un marché complexe influencé par de nombreux facteurs économiques, dont les taux d'intérêt. C'est un marché connu pour être en constante augmentation. Il est important pour les politiques macroéconomiques de comprendre l'évolution des prix de l'immobilier en fonction des taux d'intérêt afin d'assurer la stabilité financière et d'éviter les bulles immobilières comme celle du Japon en 1980 ou celle des Etats-Unis qui a déclenché la crise des subprimes en 2008. Dans le cadre de ce mémoire, nous chercherons à établir un lien entre les prix immobiliers et le taux d'intérêt de long terme avec comme cas d'étude principal la France et nous résumerons au cours de chaque étape les résultats pour nos pays voisins. Dans un premier temps, nous parlerons de la revue de la littérature en lien avec notre problématique. Dans un second temps, nous ferons une analyse préliminaire des séries que nous avons à disposition. Dans un troisième nous établirons des modèles autorégressifs de nos séries, Dans un quatrième temps nous ferons une étude de la corrélation entre les prix et les taux, dans un cinquième temps nous effectuerons les régressions entre séries stationnaires, et enfin nous chercherons l'existence d'une cointégration de nos variables.

2. Revue de littérature

De nombreux chercheurs ont ainsi étudié quels seraient les facteurs pouvant influencer les prix de l'immobilier. Tsatsanoris et Zhu (2004) expliquent selon la théorie les déterminants à long terme du prix de l'immobilier selon l'offre et la demande. Du côté de la demande, les prix peuvent être déterminés à long terme par l'augmentation des revenus disponibles des ménages. En effet l'augmentation du revenu permettrait aux individus d'obtenir des prêts bancaires plus facilement.

Les changements démographiques peuvent avoir une influence sur les prix. Plus la croissance démographique augmente, plus les besoins en logements sont importants. Si la population est vieillissante, il y a moins de logement disponible ce qui augmente les prix. Du côté de l'offre, les prix peuvent varier selon les coûts de constructions, le prix d'un terrain ainsi que la disponibilité de surface. Les auteurs ont mis en place un modèle VAR afin d'expliquer la hausse des prix du logement. Ils trouvent que l'inflation est à l'origine de la moitié de la variation totale des prix du logement sur 5 ans. Selon leurs analyses, les taux d'intérêt court auraient un pouvoir explicatif plus important que les taux d'intérêt de long terme, ce qui s'explique en partie par les anticipations des individus et les politiques monétaires mises en œuvre. Les taux d'intérêt jouent un rôle important sur la détermination des prix immobiliers. En effet selon la théorie économique, lorsque les taux d'intérêt augmentent, les ménages ont moins de pouvoir d'achat puisque le coût du crédit augmente, ce qui provoque une baisse de la demande et donc une baisse des prix immobiliers, toutes choses égales par ailleurs. Inversement, si les taux d'intérêt baissent, les prix immobiliers augmentent. Sutton et al. (2017) trouvent que les taux d'intérêt de court terme, liés à la politique monétaire, ont un rôle important sur les prix immobiliers. Leurs résultats montrent qu'une baisse des taux d'intérêt court aux Etats-Unis de 1% conduirait une baisse des prix de l'immobilier de 5% sur 3 ans et trouve un résultat similaire sur un an avec les taux d'intérêt de long terme. De plus, leurs recherches montrent que les taux d'intérêt des Etats-Unis ont un impact faible mais persistant des taux sur les prix. Afin de détecter une relation entre les prix immobiliers et les taux d'intérêt, des chercheurs ont effectué une analyse de cointégration. Le papier de CHOWDHURY et al(2004) trouvent une relation de long terme entre la croissance des prix, des taux d'intérêt et de l'emploi. CIHAK et al (2008) ont effectué une régression sur des données de panel en utilisant la méthode des 3SLS afin de calculer l'élasticité des taux d'intérêt de court terme sur les prix immobiliers sur plusieurs pays. Ils considèrent que leur meilleure estimation de l'élasticité est de -3.6% entre les prix et les taux courts. ADAM et al. (2020) ont écrit leurs papiers dans le but d'évaluer comment la baisse des taux d'intérêt naturel et la politique monétaire affecte la volatilité des prix immobiliers afin d'obtenir une cible d'inflation optimale. Leurs études montrent qu'une baisse des taux d'intérêt naturels déclenche une plus large volatilité des prix et du taux naturel lui-même. Ce résultat a été confirmé par leur modèle prenant en compte les croyances des agents sur les prix futurs de l'immobilier à l'aide d'une enquête qu'ils ont réalisée.

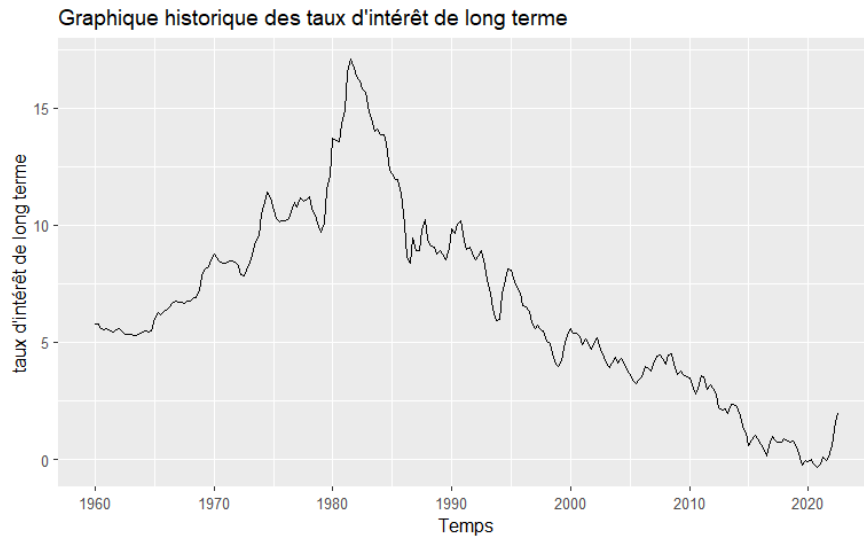
II. Analyse empirique

1. Etudes des séries

J'ai récupéré sur le site de l'OCDE les données trimestrielles des taux d'intérêt de long terme, des prix de l'immobilier réels sur 3 pays, la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni. Les séries ont été corrigées des variations saisonnières par l'OCDE. Le cas de la France sera notre fil conducteur au cours de ces analyses, notamment pour la présentation des graphiques.

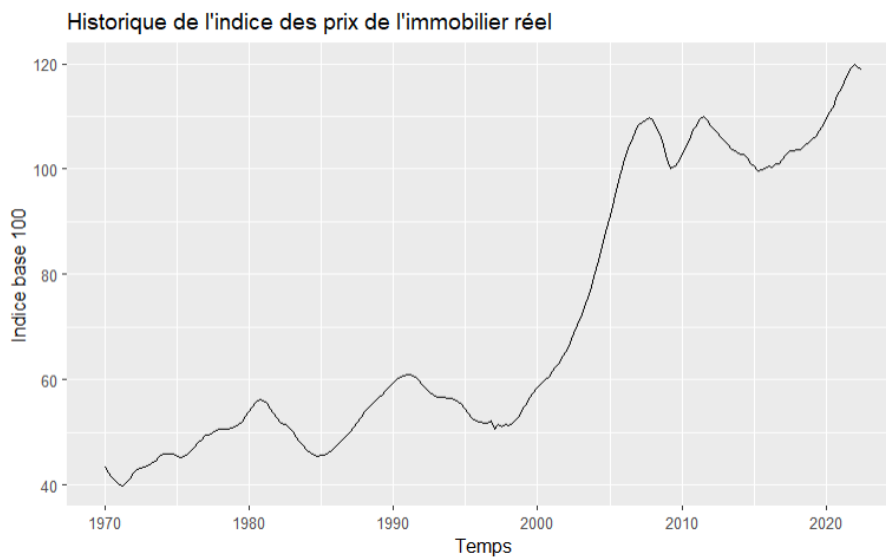
Voici un graphique représentant l'évolution du taux d'intérêt de long terme trimestriel en pourcentage de 1960 jusqu'en 2022. Les taux d'intérêt de long terme de l'OCDE représentent les taux d'obligations d'Etat à échéance de 10 ans. Nous avons au total 251 observations. Le taux d'intérêt maximum est de 17.07% et le minimum est de -0.32%. Nous avons un cycle haussier de 1960 jusqu'au troisième trimestre de 1981. A partir des années 70, on observe une forte augmentation des taux d'intérêt. Puis, à partir de 1980, on a une politique monétaire déflationniste qui induit une baisse des taux d'intérêt de long terme de 17% environ à 0% en 2020. La période de 1970 à 1980 a été caractérisée par une forte période d'inflation. En effet, En 1971, le système monétaire international reposant sur la convertibilité du dollar en or prend fin. Les chocs pétroliers de 1973 et 1979, marque la fin des périodes des trente Glorieuses. Cette tendance baissière des taux s'est poursuivie jusqu'à aujourd'hui, atteignant des valeurs négatives au troisième trimestre de 2019 jusqu'au premier trimestre de 2021. Cette tendance est mondiale et ne s'applique pas uniquement à la France.

Graphique 1 : Graphique des taux d'intérêt de long terme.



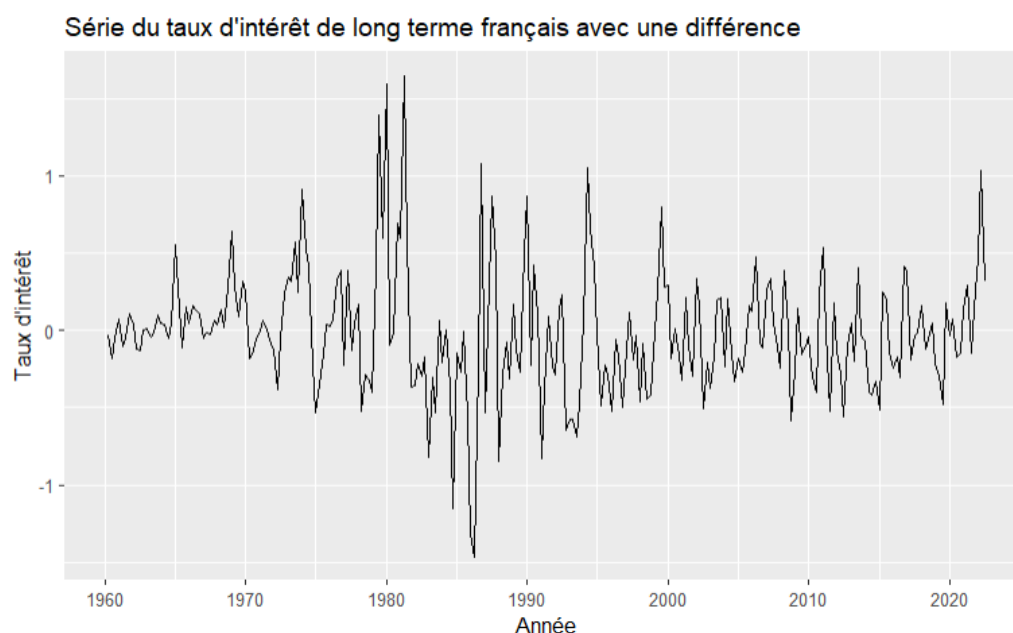
Voici un graphique de l'évolution de l'indice prix de l'immobilier réel trimestriel base 100 de 2015. Nous avons 211 observations. La série débute en 1970 et se termine au troisième trimestre de 2022. On remarque la bulle immobilière des années 1985-1991 qui a provoqué une légère baisse de l'indice, puis on voit l'augmentation importante de l'indice lors de la bulle immobilière de 2000-2008 qui a déclenché la Grande Récession.

Graphique 2 : Graphique de l'indice des prix de l'immobilier réel.



Afin d'étudier les comportements de nos deux séries, nous devons savoir si nos séries sont stationnaires. Pour cela nous allons appliquer le test de Dickey-Fuller. L'hypothèse nulle de ce test indique que la série possède une racine unitaire, ce qui implique que la série est non-stationnaire. L'hypothèse alternative indique que la série est stationnaire. On trouve pour la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni que l'hypothèse nulle de non stationnarité n'est pas rejetée au seuil de 1% pour les taux et les prix. On va donc effectuer des différences premières afin de rendre nos séries stationnaires (voir [Tableau 1](#)). Le graphique ci-dessous représente les taux français avec une différence première. La série semble stationnaire puisque sa moyenne et sa variance sont constantes dans le temps. Le test de Dickey-Fuller sur la série des taux en différence première ([Tableau 2](#)) montre que l'on rejette l'hypothèse nulle au seuil de 1%, donc notre série est stationnaire.

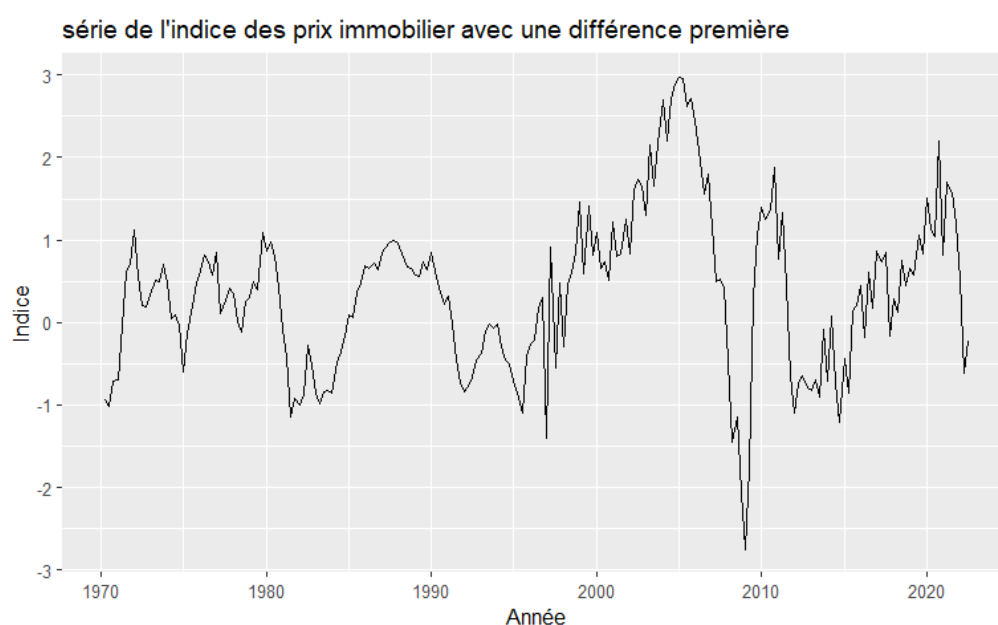
Graphique 3 : Série du taux d'intérêt de long terme avec une différence



Quant au prix du logement, j'ai fait une première différence, puis avec le test de Dickey-Fuller, on voit que l'on rejette l'hypothèse de racine unitaire au seuil de 1%. Lorsque l'on applique la différence première pour l'indice des prix immobilier, on distingue 2 périodes différentes. La période avant 1995 est caractérisée par une faible volatilité comparée à la période après 1995. Cette volatilité est due à la bulle spéculative au Japon qui a éclaté en 97. Renaud (1995) explique que le cycle de 1985-1994 est dû aux mouvements de capitaux japonais qui ont influencés certains facteurs internationaux comme l'abondance du crédit bancaire, l'appréciation des valeurs

boursières et l'envolée des prix internes du foncier. En effet, en 1989, plus de la moitié des investissements étrangers directs dans les pays du G7 provenaient du Japon. En 1991, le Japon devient un des principaux pays importateurs net de capitaux. La crise de 1990 affaiblit le Japon puisque d'un côté l'offre de crédit baisse en raison de l'attitude restrictive des banques et de l'autre la demande de crédit baisse parce que les emprunteurs ne peuvent pas honorer leurs engagements. La libéralisation financière a eu un rôle important dans la propagation de la crise immobilière au Japon sur les autres pays, ce qui explique l'augmentation de la volatilité.

Graphique 4 : différence première de la série de l'indice des prix immobilier

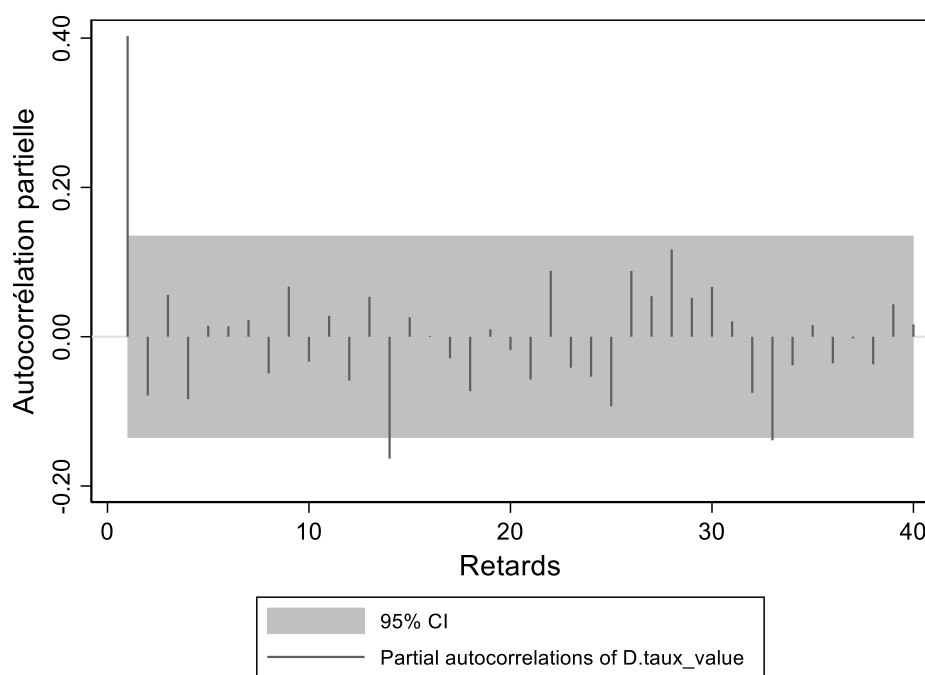


Concernant l'Allemagne et le Royaume-Uni, j'ai appliqué une différence première pour les séries des taux et des prix et les résultats du test de Dickey-Fuller ([Tableau 2](#)) montrent que l'on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les prix et les taux à 1%.

2. Modèle autorégressifs

Dans cette partie, nous allons effectuer des modèles autorégressifs afin de voir comment chacune de nos séries se prévoit à partir de ses valeurs passées. Afin de choisir le nombre de retard que nous devons appliquer au modèle autorégressif, nous allons regarder l'autocorrélation partielle de la série en différence ([Tableau 3](#)). L'autocorrélation partielle va nous permettre d'établir la relation entre une observation de la série avec son observation précédente sans prendre en compte l'autocorrélation des autres observations. Commençons par les taux d'intérêt. Le graphique ci-dessous montre l'autocorrélation partielle des taux d'intérêt de long terme du premier trimestre de 1970 au 3ème trimestre de 2022. Nous avons 210 observations. Nous voyons que la série différenciée présente 1 retard significatif à un intervalle de confiance de 95%. Nous ne prenons pas en compte le 14^{ème} retard puisque aucun retard n'est significatif entre le 1^{er} et le 14^{ème}.

Graphique 5 : Autocorrélation partielle des taux d'intérêt de long terme

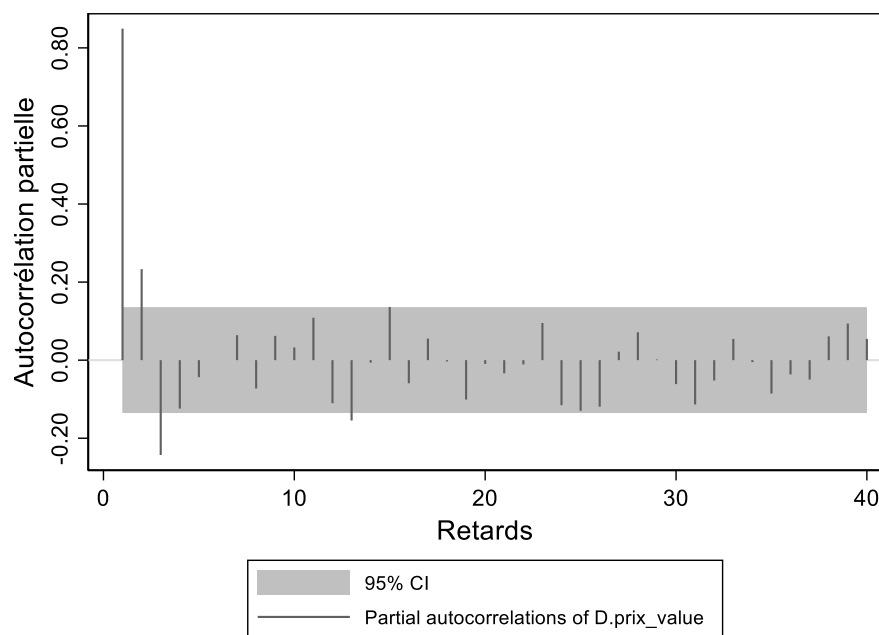


Nous allons donc effectuer une modèle AR avec un coefficient autorégressif ([Tableau 4](#)). Nous obtenons un coefficient de 0.40 significatif à 1%, ce qui indique une relation positive modérée entre les valeurs passées et la valeur récente des taux. Nous récupérons les résidus puis faisons un test de portemanteaux (

Tableau 6) afin de vérifier que les résidus se comportent comme un bruit blanc. L'hypothèse nulle signifie qu'il n'y a pas d'autocorrélation entre les résidus, donc ils se comportent comme un bruit blanc. L'hypothèse alternative signifie qu'il y a présence d'autocorrélations entre les résidus, donc ils ne se comportent pas comme un bruit blanc. Nous trouvons une p-value de 0.79 donc nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle au seuil de 1%.

Concernant les prix, le graphique des autocorrélations partielles ci-dessous nous montre que nous avons 3 retards significatifs à un intervalle de confiance de 95%.

Graphique 6 : Autocorrélation partielle de l'indice des prix du logement



Nous effectuons donc un modèle AR avec 3 coefficients autorégressifs ([Tableau 5](#)). Le coefficient associé à la première valeur passée (0.70) indique une forte relation positive entre cette valeur et la valeur courante, le coefficient associé à la deuxième valeur passée (0.39) indique une relation positive modérée et le coefficient associé à la troisième valeur passée (-0.24) indique une relation négative faible entre cette valeur et la valeur actuelle. Le test de portemanteaux sur les résidus du modèle AR(3) des prix nous indique que l'on ne rejette pas l'hypothèse nulle au seuil de 1%, donc les résidus se comportent comme un bruit blanc.

Concernant les autres pays sur les taux d'intérêt de long terme, nous voyons que pour l'Allemagne nous avons un modèle AR(2) le premier retard est significatif au seuil de 1%. Son coefficient est de 0,41 et indique une persistance positive et modérée de la valeur passée sur la valeur présente des taux d'intérêt. Le second retard (-0,16) indique une relation faible et négative avec leur valeur présente. Le taux d'intérêt du Royaume-Uni montre une faible persistance positive des taux d'intérêt pour le premier retard (0,217) et négative pour le second retard (-0,028). Les modèles autorégressifs sur le prix des logements montrent que l'ensemble des coefficients sont significatifs au seuil de 1%. Pour le Royaume-Uni, nous voyons une forte persistance positive du premier retard des prix (0,51). La persistance des prix est faible pour l'Allemagne, mais augmente au fur et à mesure jusqu'au 3^{ème} retards. Les tests de portemanteaux montrent que nous rejetons l'hypothèse nulle au seuil de 5% pour ces deux pays, donc leurs résidus se comportent comme un bruit blanc.

J'ai effectué les prévisions des taux d'intérêt et de l'indice des prix sur les 10 prochains semestres. Nous voyons sur le [Tableau 7](#) que les prévisions des taux d'intérêt de long terme indiquent une baisse des taux jusqu'au premier trimestre de 2025. Cependant, la situation économique actuelle avec la montée de l'inflation peut changer la tendance baissière des taux d'intérêt. Les derniers calculs de l'OCDE montrent que les taux d'intérêt devraient augmenter pour l'ensemble de notre échantillon jusqu'en 2024. En effet, en France pour le dernier trimestre de 2022, le taux d'intérêt est à 2.66% contre 2.04% pour notre prévision et l'OCDE indique que les taux devraient augmenter jusqu'à 4.8% en 2024. Quant aux prix, les prévisions des modèles AR du [Tableau 8](#) montrent une faible augmentation des prix en France et au Royaume-Uni à partir du premier trimestre de 2024 et une baisse continue pour l'Allemagne.

3. Etude de la corrélation :

Dans cette partie, nous allons étudier la corrélation entre l'indice des prix du logement et le taux d'intérêt de long terme. Ci-dessous ([Tableau texte 1](#)) nous avons la corrélation entre les prix et les taux français de 1970 à 1995. On a 101 observations en s'arrêtant au premier trimestre de 1995. Nous obtenons une corrélation de -0.01 pour cette période. Cependant cette corrélation n'est pas significative. En commençant à partir du premier trimestre de 1995, on a 111 observations on obtient une corrélation de -0.75 pour cette période. Concernant la période totale de notre échantillon, nous avons une corrélation négative de -0.81 entre les taux d'intérêt et les prix de l'immobilier, ce qui est donc en accord avec la théorie économique que nous avons vue dans la partie de la revue de littérature. L'écart-type de l'indice des prix a un peu plus que doubler quand on compare la période avant et après 1995, ce qui confirme l'augmentation de la volatilité des prix, que nous avons parlé lors de l'analyse du graphique des prix en différence. L'écart-type des taux d'intérêt a diminué de 0,49 point de pourcentage entre les deux périodes. L'étude de la corrélation entre les séries en différence (

[Tableau texte 2](#)) montre que sur l'échantillon complet, montre une corrélation significative au seuil de 10%, faible mais positive entre le taux d'inflation et le taux d'intérêt. Une augmentation du taux d'inflation serait corrélée avec une augmentation du taux d'intérêt en échantillon complet. Une explication possible serait l'action des banques centrales pour lutter contre l'inflation afin de maintenir l'objectif ciblé qui est de 2% sur le moyen terme. Lorsque l'inflation augmente, les banques centrales vont augmenter les taux d'intérêt afin de ralentir l'économie et baisser l'inflation. Concernant les écarts-types, nous avons une faible augmentation de 0,13 point de taux d'inflation après 1995 et une baisse de 0,24 point de taux d'intérêt après 1995. Concernant l'Allemagne, nous n'avons pas de corrélation significative entre les séries ([Tableau 9](#)), avec un écart-type faible de l'indice des prix qui a très peu évolué entre les deux périodes. L'écart type des taux d'intérêt ont presque doublé après 1995. L'étude des séries en différence ([Tableau 10](#)) pour l'Allemagne montre une corrélation non significative entre les deux périodes ainsi que pour l'échantillon complet. L'écart-type de l'inflation des prix a faiblement augmenté, de l'ordre de 0,43 entre les deux périodes tandis que l'écart-type des taux d'intérêt a faiblement baissé avant et après 1995 de l'ordre de 0,14 point. L'étude des corrélations pour le Royaume-Uni ([Tableau 11](#)) indique une faible corrélation significative avant 1995. Après 1995 cette corrélation négative est importante (-0,83) et significative. L'ensemble de l'échantillon est caractérisé par une corrélation négative forte de -0,88. L'écart-type des taux d'intérêt n'a pas changé entre les deux périodes. L'écart-type des taux d'intérêt en échantillon complet (4,23) est approximativement le même que celui de la France. L'étude entre les séries en différence montre une corrélation positive, significative mais faible pour la période après 1995. On observe une baisse de l'écart-type de l'inflation des prix et des taux d'intérêt entre les deux périodes.

Tableau texte 1: tableau de corrélation, des écarts types des prix et des taux d'intérêt en France.

Tableau de corrélation pour la France			
Période	Avant 95	Après 95	Echantillon complet
Corrélation log des prix/taux	0,01	-0,77	-0,81
P-value	(0,948)	(0,001)	(0,001)
Ecart-type de l'indice des prix	0,11	0,28	0,35
Ecart-type des taux d'intérêt	2,55	2,06	4,32
Observations	101	111	211

Tableau texte 2 : tableau de corrélation, des écart-types des prix et des taux d'intérêt en France

Tableau de corrélation pour la France entre les variables en différence			
Période	Avant 95	Après 95	Echantillon complet
Corrélation inflation/taux	0,15	0,11	0,11
P-value	(0,132)	(0,252)	(0,095)
Ecart-type de l'inflation des prix	1,23	1,36	1,32
Ecart-type des taux d'intérêt	0,54	0,30	0,43
Observations	100	111	210

4. Régression entre séries stationnaires

Dans cette partie, nous allons régresser en utilisant la méthode des MCO le taux d'inflation des prix sur les taux d'intérêt, ses retards et les retards de l'inflation des prix. J'ai obtenu le taux d'inflation en transformant l'indice des prix en logarithme puis j'ai effectué sa différence primaire en multipliant par 100. On considère que l'évolution du taux d'inflation actuel peut dépendre des valeurs passées du taux d'inflation et des taux d'intérêt de long terme.

Pour chaque pays, nous avons quatre modèles différents intégrés d'ordre 1. Le premier contient les retards sur les prix préalablement sélectionnés afin de sélectionner ceux qui sont significatifs et le taux d'intérêt. Dans le second modèle, on rajoute une « dummy » qui est égal à 0 si on se situe avant 1995 et 1 si on se situe après 1995. Dans le troisième modèle, on rajoute une variable d'interaction entre les taux et la dummy, et enfin le quatrième modèle reprend les mêmes variables que le premier modèle mais la régression est effectuée à partir de 1995. Deux tests d'hétéroscédasticité ont été effectués sur les premiers modèles afin de tester les résidus de la régression. L'hypothèse nulle du test de Breusch-Pagan signifie que les erreurs sont homoscédastiques. L'hypothèse alternative signifie que les erreurs sont hétéroscédastiques. Pour la France et le Royaume-Uni, le test montre que l'on rejette l'hypothèse nulle au seuil de 1%, donc les erreurs sont hétéroscédastiques, ce qui implique que les tests statistiques ne seront pas corrects. Pour l'Allemagne, on rejette l'hypothèse nulle au seuil de 10%. Le test du multiplicateur de Lagrange montre qu'il y a une hétéroscédasticité qui dépend du temps pour la France et le Royaume-Uni puisque l'on rejette l'hypothèse nulle respectivement au seuil de 1% et de 0,10%. Cependant pour l'Allemagne on ne rejette pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité au seuil de 10% donc il n'y a pas d'hétéroscédasticité qui dépende du temps pour ce pays. On va donc utiliser la matrice de variance-covariance de White robuste à l'hétéroscédasticité en l'appliquant sur toutes les régressions afin de contourner le problème d'hétéroscédasticité.

Tableau texte 3: test d'hétéroscédasticité sur les régressions multiples.

	Breusch-Pagan	test ARCH
Allemagne	0.0992	0.1260
France	0,0005	0
Royaume-Uni	0.0061	0.0726

Le [Tableau 13](#) montre les modèles pour la France :

Commençons par le modèle 1. une augmentation de 1% du premier retard des taux d'inflation conduirait à une hausse du taux d'inflation de 0,62%. Une augmentation d'1% du second retard du taux d'inflation induit une augmentation l'inflation actuelle de 0,47% du taux d'inflation actuel. Une augmentation d'1% du 3^{ème} retard de l'inflation induit une diminution de 0,24% 3 trimestres plus tard. Une augmentation d'un point des taux d'intérêt induit une augmentation du taux d'inflation de 0,15%. En incluant la dummy dans le second modèle, on voit que celle-ci n'est pas significative et que taux d'intérêt est toujours significatif à 10%. Le modèle 3 indique que la variable d'interaction entre les taux et la période avant / après 1995 n'est pas significative. Le 4^{ème} modèle indique qu'une augmentation d'un point des taux d'intérêt diminue le taux d'inflation de 0,43% au seuil de 10%, ce qui est plus élevé que sur l'échantillon complet (-0,15%). Le premier retard est significatif à 5%, une augmentation d'1% du taux d'inflation au dernier trimestre induit une augmentation de l'inflation de 0,42% au trimestre actuel. Cette augmentation est de 0,59% pour le second retard.

Le [Tableau 14](#) représente les modèles pour le Royaume-Uni :

Le modèle 1 indique que seul le premier retard à un effet significatif sur le taux d'inflation actuel. Une augmentation du taux d'inflation de 1% au trimestre précédent augmente le taux d'inflation de 0,64% au trimestre actuel. Le second modèle montre que la dummy n'est pas significative. Le troisième modèle indique que la variable d'interaction est significative, donc l'écart entre les taux d'intérêt avant et après 1995 est significatif. Le 4^{ème} modèle indique que le taux de long terme est significatif à 1%. Une augmentation d'un point des taux induit une augmentation de l'inflation de 0,9%. Comme dans l'échantillon complet, le premier retard est significatif et une augmentation d'1% des taux induit une augmentation de 0,6% du taux d'inflation actuel.

Enfin, le [Tableau 15](#) représente les modèles estimés pour l'Allemagne :

Le modèle 1 en échantillon complet indique qu'une augmentation des taux d'intérêt de 1 point induit une diminution du taux d'inflation de 0,06%. Une augmentation du second et troisième retard implique respectivement une augmentation de l'inflation actuelle de 0,25% et 0,26%. Le modèle 2 indique que la dummy est significative au seuil de 1%, donc qu'il y a une différence du taux d'inflation entre les deux périodes. Le modèle 3 indique que la variable d'interaction n'est pas significative donc il n'y aurait pas de différence entre l'écart des taux d'intérêt de long terme entre les deux périodes. Le 4^{ème} modèle en sous-échantillon à partir de 1995 montre que le taux de long terme est significatif au seuil de 1%.

Nous allons maintenant calculer les élasticités de long terme de chaque pays. J'ai ajouté les retards significatifs pour les taux d'intérêt et j'ai transformé l'ensemble des variables explicatives en logarithme. J'ai additionné les coefficients des taux d'intérêt significatifs afin d'obtenir l'élasticité de long terme. En France, une augmentation d'1% du taux d'intérêt de long terme induit une diminution du taux d'inflation de 2,15%. En Allemagne, cette diminution est de 1,3% et au Royaume-Uni une augmentation de 1% du taux d'intérêt induit une augmentation du taux d'inflation de 3,26%. L'élasticité-prix des taux est élastique pour la France et l'Allemagne que ce soit en échantillon complet ou en sous-échantillon. Pour le Royaume-Uni, l'élasticité est élastique pour la période globale mais est inélastique à partir de 1995.

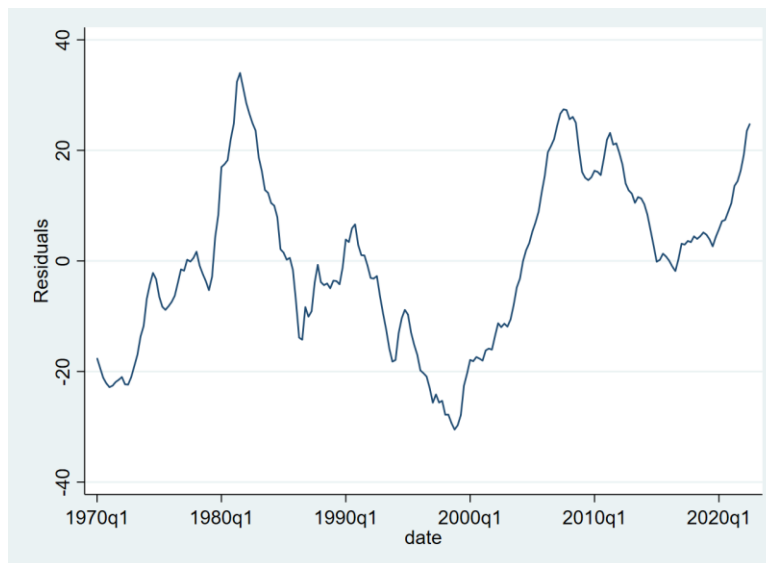
Tableau texte 4: Elasticité entre le taux d'inflation et le taux d'intérêt de long terme.

	Elasticité	A partir de 1995
France	-2.146	-2,171
Allemagne	-1,364	-1,358
Royaume-Uni	3,257	-0,084

5. Recherche de cointégration

Comme nous avons mis en évidence l'existence d'une corrélation entre les prix et les taux d'intérêt, nous allons chercher dans cette partie s'il y a cointégration entre la série de l'indice des prix du logement et les taux d'intérêt de long terme. Cette méthode va nous permettre de savoir s'il y a une relation entre les prix et les taux en cherchant l'existence d'une combinaison linéaire qui sera intégrée d'ordre inférieur. Premièrement, nos séries entre les prix et les taux sont intégrées de même ordre pour la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni. Sachant que nos séries sont intégrées d'ordre 1 pour la France, on effectue une régression simple entre les prix et les taux puis on récupère les résidus issus de la régression. Voici ci-dessous le graphique représentant les résidus. On voit que la série ne semble pas stationnaire.

Graphique 7 : Graphique des résidus de la régression simple de l'indice des prix du logement sur les taux d'intérêt.



On fait un test de Dickey Fuller afin de savoir si les résidus sont stationnaires. Si on rejette l'hypothèse nulle, la série est cointégrée. On utilise la table de MacKinnon (1991) afin d'avoir les valeurs critiques en rapport avec les résidus de la cointégration. On ne rejette pas l'hypothèse nulle de racine unitaire puisque le test statistique est inférieur à la valeur critique (-3,065) au seuil de

10%. En limitant les observations à partir de 1995, on rejette aussi l'hypothèse nulle, donc la série n'est pas intégrée sur ce sous-échantillon. Les tests sur l'Allemagne et le Royaume-Uni montrent qu'ils n'y a pas de cointégration entre les prix et les taux.

Tableau texte 5: Tableaux des tests sur la cointégration pour la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni.

	test stat	Valeur critique	Observations
France	-0.848	-3.065	210
	-0.709	-3.083	110
Allemagne	2.479	-3.065	210
	0.908	-3.083	110
Royaume-Uni	-2.176	-3.065	210
	-1.183	-3.083	110

6. Conclusion :

En conclusion, ce mémoire d'étude a pour objectif d'étudier le lien entre les taux d'intérêt de long terme et les prix de l'immobilier. Nous avons observé la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni. Nous avons effectué une analyse des séries afin de faire nos propres prédictions à l'aide de modèles autorégressifs, puis nous avons fait une étude de la corrélation entre les taux et les prix. Après avoir mis en évidence les corrélations, nous avons effectué les régressions entre séries stationnaires afin de quantifier la relation entre ces deux variables puis nous avons calculé l'élasticité-prix des taux. Nous avons poursuivi l'analyse par une recherche de la cointégration afin de voir s'il existait une relation de long terme entre les taux et les prix. Nous avons conclu qu'il n'y avait pas de combinaison linéaire possible entre nos séries. Les limites de cette recherche sont que cette étude peut être réalisée avec les taux d'intérêt naturel que j'ai trouvé tardivement sur le site de la réserve fédérale de la banque de New York. On peut aussi approfondir cette analyse en modifiant l'indice des prix par le prix des maisons et des appartements que l'on peut trouver sur le site « Europa » qui contient de nombreuses bases de données ou alors changer les taux d'intérêt de long terme par les taux de la zone euro ou de l'OCDE.

Annexe

Tableau 1 : Test de Dickey-Fuller des séries temporelles des prix et des taux de chaque pays.

Test des séries non stationnaires			
Pays	stat test	VA à 1%	Observation
Taux FR	-0.394	-3.473	210
Prix FR	1.836	-3.473	210
Taux RU	-0.805	-3.473	210
Prix RU	1.194	-3.473	210
Taux ALL	-0.594	-3.473	210
Prix ALL	2.866	-3.473	210

Tableau 2 : Test de Dickey-Fuller des séries temporelles des prix et des taux de chaque pays en différence première.

Test des séries en première différence			
Pays	stat test	VA à 1%	Observation
Taux FR	-9.371	-3.473	209
Prix FR	-4.158	-3.473	209
Taux RU	-11.649	-3.473	209
Prix RU	-5.571	-3.473	209
Taux ALL	-9.973	-3.473	209
Prix ALL	-9.316	-3.473	209

Tableau 3 : Tableau des retards significatifs des autocorrélations partielles à 95% des prix et des taux en différence première.

Pays	Taux	Prix
France	1	3
Allemagne	2	3
Royaume-Uni	2	1

Tableau 4 : Modèles autorégressifs des taux d'intérêt de long terme de l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni.

modèle AR des taux d'intérêt de long terme						
	France		Royaume-Uni		Allemagne	
Constante	-0,032 (0.048)		-0,028 (0.045)		-0,031 (0.031)	
Coefficient 1	0,401	***	0,217	***	0,415	***
	(0.055)		(0.060)		(0.070)	
Coefficient 2			-0,188	***	-0,160	**
			(0.060)		(0.062)	
Coefficient 3						
Number of observations	210		210		210	
*** p<.01, ** p<.05, * p<.1						

Tableau 5 : Modèles autorégressifs de l'indice des prix des logements pour l'Allemagne, La France et le Royaume-Uni.

Modèle AR des prix de logement						
	Royaume-Uni		France		Allemagne	
Constante	0,510	*	0,303	***	0,176	***
	(0.265)		(0.233)		(0.235)	
Coefficient 1	0,725	***	0,710	***	0,192	***
	(0.034)		(0.047)		(0.053)	
Coefficient 2			0,393	***	0,250	***
			(0.072)		(0.056)	
Coefficient 3			-0,242	***	0,256	***
			(0.076)		(0.056)	
Number of observations	210		210		210	
*** p<.01, ** p<.05, * p<.1						

Tableau 6 : Test de portemanteaux des résidus de l'indice des prix du logement et des taux d'intérêt de long terme.

Test de portemanteau des erreurs			
	France	Allemagne	Royaume-Uni
Taux	0,78	0,09	0,61
Prix	0,83	0,47	0,19

Tableau 7 : prévisions des taux d'intérêt de long terme selon le modèle AR de la France, l'Allemagne et du Royaume-Uni

Prévisions des taux selon le modèle AR			
date	France	Allemagne	Royaume-Uni
2022q4	2,04	1,24	3,08
2023q1	2,07	1,14	2,78
2023q2	2,06	1,09	2,61
2023q3	2,04	1,06	2,60
2023q4	2,01	1,04	2,60
2024q1	1,98	1,01	2,58
2024q2	1,95	0,98	2,54
2024q3	1,91	0,95	2,51
2024q4	1,88	0,92	2,49
2025q1	1,85	0,88	2,46

Tableau 8 : prévisions de l'évolution de l'indice des prix selon le modèle AR de la France, l'Allemagne et du Royaume-Uni

Prévisions de l'indice des prix selon le modèle AR			
Date	France	Allemagne	Royaume-Uni
2022q4	118,50	140,53	124,78
2023q1	118,25	139,52	126,99
2023q2	117,98	138,31	128,74
2023q3	117,85	137,65	130,15
2023q4	117,75	137,01	131,31
2024q1	117,74	136,47	132,29
2024q2	117,77	136,09	133,14
2024q3	117,85	135,77	133,90
2024q4	117,96	135,53	134,59
2025q1	118,11	135,37	135,23

Tableau 9: tableau de corrélation, des écarts types des prix et des taux d'intérêt en Allemagne.

Tableau de corrélation pour l'Allemagne			
Période	Avant 95	Après 95	Echantillon complet
Corrélation log des prix/taux	0,37	-0,43	-0,06
P-value	(0,001)	(0,000)	(0,357)
Ecart-type de l'indice des prix	0,04	0,13	0,10
Ecart-type des taux d'intérêt	1,20	2,17	3,05
Observations	101	111	211

Tableau 10: tableau de corrélation, des écarts types des prix et des taux d'intérêt en Allemagne en différence.

Tableau de corrélation pour l'Allemagne entre les variables en différence			
Période	Avant 95	Après 95	Echantillon complet
Corrélation inflation/taux	0,11	-0,10	-0,01
P-value	(0,261)	(0,277)	(0,938)
Ecart-type de l'inflation des prix	0,84	1,27	1,09
Ecart-type des taux d'intérêt	0,43	0,29	0,36
Observations	100	111	210

Tableau 11 : tableau de corrélation, des écarts types des prix et des taux d'intérêt au Royaume-Uni.

Tableau de corrélation pour le Royaume-Uni			
Période	Avant 95	Après 95	Echantillon complet
Corrélation log des prix/taux	-0,25	-0,83	-0,88
P-value	(0,012)	(0,000)	(0,000)
Ecart-type de l'indice des prix	0,24	0,34	0,54
Ecart-type des taux d'intérêt	2,22	2,11	4,23
Observations	101	111	211

Tableau 12: tableau de corrélation, des écarts types des prix et des taux d'intérêt au Royaume-Uni en différence.

Tableau de corrélation pour le Royaume-Uni entre les variables en différence			
Période	Avant 95	Après 95	Echantillon complet
Corrélation inflation/taux	0,09	0,23	0,12
P-value	(0,378)	(0,017)	(0,087)
Ecart-type de l'inflation des prix	3,16	2,07	2,65
Ecart-type des taux d'intérêt	0,80	0,37	0,61
Observations	101	111	210

Tableau 13 : Régressions entre séries stationnaires en France.

	France			
	Reg multiple	Avec dummy	Interaction	A partir de 1995
Taux long terme	-0.155 [*] (0.0899)	-0.150 [*] (0.0899)	-0.101 (0.0922)	-0.430 [*] (0.222)
1er retard inflation	0.626 ^{***} (0.125)	0.626 ^{***} (0.125)	0.621 ^{***} (0.125)	0.425 ^{**} (0.167)
2ème retard inflation	0.471 ^{***} (0.0981)	0.469 ^{***} (0.0979)	0.483 ^{***} (0.0983)	0.589 ^{***} (0.0893)
3ème retard inflation	-0.245 ^{***} (0.0658)	-0.246 ^{***} (0.0658)	-0.250 ^{***} (0.0663)	-0.125 (0.111)
Avant/Après 1995		0.0451 (0.0978)		
Taux*Av/Ap 1995			-0.224 (0.241)	
Constante	0.0772 (0.0578)	0.0548 (0.0616)	0.0716 (0.0576)	0.0584 (0.0985)
<i>N</i>	207	207	207	111
<i>R</i> ²	0.725	0.725	0.726	0.709
adj. <i>R</i> ²	0.719	0.718	0.719	0.698

Tableau 14 : régressions entre séries stationnaires au Royaume-Uni

	Royaume-Uni			
	Reg multiple	Avec dummy	Interaction	A partir de 95
Taux long terme	0.0188 (0.236)	0.0249 (0.235)	-0.199 (0.262)	0.883 ^{**} (0.382)
1er retard inflation	0.638 ^{***} (0.0835)	0.637 ^{***} (0.0834)	0.622 ^{***} (0.0848)	0.643 ^{***} (0.127)
2ème retard inflation	0.137 (0.0875)	0.136 (0.0881)	0.160 [*] (0.0875)	0.0435 (0.117)
Avant/Après 1995		0.122 (0.262)		
Taux*Av/Ap 1995			1.066 ^{**} (0.473)	
Constante	0.188 (0.127)	0.125 (0.200)	0.207 (0.126)	0.376 ^{**} (0.173)
N	208	208	208	111
R^2	0.554	0.555	0.564	0.498
adj. R^2	0.548	0.546	0.555	0.483

Tableau 15 : Régressions entre séries stationnaires en Allemagne.

Allemagne				
	Reg multiple	Avec dummy	Interaction	A partir de 95
Taux long terme	-0.0679 ^{***} (0.0228)	-0.207 ^{***} (0.0344)	0.00468 [*] (0.00239)	-0.257 ^{***} (0.0606)
2ème retard inflation	0.253 ^{***} (0.0754)	0.177 ^{**} (0.0758)	0.0281 ^{***} (0.00698)	0.0918 (0.114)
3ème retard inflation	0.260 ^{***} (0.0730)	0.196 ^{***} (0.0719)	0.0342 ^{***} (0.00633)	0.116 (0.107)
Avant/Après 1995		-0.934 ^{***} (0.192)		
Taux*Av/Ap 1995			0.0577 (0.0379)	
Constante	0.410 ^{**} (0.167)	1.655 ^{***} (0.287)	4.614 ^{***} (0.0171)	0.905 ^{***} (0.258)
N	207	207	207	111
R^2	0.264	0.317	0.286	0.314
adj. R^2	0.253	0.303	0.272	0.295

Tableau 16: Régressions élasticité de long terme en France

Elasticité en France		
	Elasticité globale	Elasticité Après 95
Log taux	-0.374 ^{**} (0.151)	-0.330 ^{**} (0.155)
2ème retard Log taux	-0.376 [*] (0.192)	-0.358 [*] (0.190)
3ème retard Log taux	-0.750 ^{***} (0.189)	-0.728 ^{***} (0.173)
4ème retard Log taux	-0.647 ^{***} (0.191)	-0.755 ^{***} (0.202)
1er retard inflation	0.617 ^{***} (0.132)	0.410 ^{**} (0.181)
2ème retard inflation	0.478 ^{***} (0.102)	0.579 ^{***} (0.0916)
3ème retard inflation	-0.237 ^{***} (0.0687)	-0.0955 (0.120)
Constante	0.0520 (0.0594)	0.0385 (0.105)
N	193	98
R^2	0.739	0.735
adj. R^2	0.729	0.714

Tableau 17: régressions élasticité de long terme au Royaume-Uni.

Elasticité Royaume-Uni		
	Elasticité	Elasticité après 95
Log taux	1.097 [*] (0.592)	1.389 ^{***} (0.526)
2ème retard log taux	-2.160 ^{***} (0.636)	-1.473 ^{**} (0.692)
1er retard inflation	0.618 ^{***} (0.0815)	0.633 ^{***} (0.127)
2ème retard inflation	0.165 [*] (0.0860)	0.0793 (0.121)
Constante	0.163 (0.124)	0.289 [*] (0.169)
N	208	111
R^2	0.575	0.517
adj. R^2	0.567	0.499

Tableau 18: Régressions élasticité de long terme en Allemagne

Elasticité Allemagne		
	Elasticité	Elasticité à partir de 95
Taux long terme	-0.643 ^{**} (0.305)	-0.653 [*] (0.342)
1er retard log taux	-0.721 ^{***} (0.199)	-0.705 ^{***} (0.211)
2ème retard inflation	0.310 ^{***} (0.0763)	0.308 ^{***} (0.112)
3ème retard inflation	0.274 ^{***} (0.0703)	0.276 ^{***} (0.101)
Constante	-0.00165 (0.0679)	-0.0190 (0.113)
N	191	95
R^2	0.242	0.229
adj. R^2	0.226	0.195

Bibliographie

ADAM, Klaus, PFÄUTI, Oliver, REINELT, Timo, *et al.* Falling natural rates, rising housing volatility and the optimal inflation target. *University of Mannheim, mimeo*, 2020.

BOURBONNAIS Régis, « Chapitre 11. La cointégration et le modèle à correction d'erreur », dans : , *Économétrie*. sous la direction de BOURBONNAIS Régis. Paris, Dunod, « Éco Sup », 2021, p. 327-350. URL : <https://www-cairn-info.univ-eiffel.idm.oclc.org/econometrie--9782100822089-page-327.htm>

CHOWDHURY, Mamta et MALLIK, Girijasankar. Effects of housing allowances on housing prices in Australia: a cointegration analysis. *Economic analysis and policy*, 2004, vol. 34, no 1, p. 37-51.

CIHAK, Mr Martin, IOSSIFOV, Mr Plamen, et SHANGHAVI, Amar. *Interest rate elasticity of residential housing prices*. International Monetary Fund, 2008.

LEAMER, Edward E. Housing is the business cycle. 2007.

RENAUD, Bertrand. Le cycle global de l'immobilier 1985-1994: Ses causes et ses leçons. *Revue d'économie financière*, 1995, p. 187-215.

SUTTON, Gregory D., MIHALJEK, Dubravko, et SUBELYTE, Agne. Interest rates and house prices in the United States and around the world. 2017.

TSATSARONIS, Kostas et ZHU, Haibin. Dynamique des prix immobiliers: étude sur 17 pays. *Rapport trimestriel BRI*, 2004.