

L'impact de l'évolution des prix immobiliers sur les coûts salariaux Comparaison France-Allemagne

Juan CARLUCCIO

Direction des Études microéconomiques et structurelles

Service des Analyses microéconomiques

Si les salaires et le coût du logement ont augmenté en France et en Allemagne au cours des années deux mille, d'importantes différences apparaissent dans ces évolutions : en France, l'augmentation des salaires et du prix de l'immobilier a été très rapide (41 et 250 points de pourcentage cumulés respectivement pendant la période du quatrième trimestre de 1996 au même trimestre de 2012), tandis que le rythme a été beaucoup plus lent en Allemagne (22 et 107 points de pourcentage cumulés respectivement). Ces évolutions suggèrent que les différences constatées au niveau des prix immobiliers ont pu contribuer aux différences des taux de croissance salariale entre l'Allemagne et la France. Dans cet article, l'auteur apporte des éléments en faveur de cette thèse. Son analyse procède en deux temps. Dans un premier temps sont développés des indices de prix qui tiennent compte des prix de l'immobilier. Dans un second temps, ces indices de prix corrigés sont utilisés pour quantifier l'impact de la dynamique du marché de logement sur les différences de croissance salariale entre les deux pays. En tenant compte d'une indexation unitaire des salaires au niveau des prix, l'auteur conclut que les indices de prix corrigés peuvent expliquer jusqu'à 70 % de l'écart de croissance des salaires entre les deux pays.

Mots clés : salaires, coût du logement, économie française, économie allemande, IPC

Codes JEL : J3, R21

NB : L'auteur remercie Laurent Baudry pour son excellent travail d'assistant de recherche. Il remercie également Gilbert Cette, Olivier Chatal, Filippo Ferroni, Rémy Lecat, Matthieu Lemoine, Hervé Le Bihan, Matteo Mogliani, Katja Schmitt, Pierre Sicsic, Jacek Suda, Romain Wolf et les participants aux ateliers DEMS où l'article a été présenté. Les erreurs ou omissions restent siennes.

La rémunération salariale a augmenté à un rythme beaucoup plus rapide en France qu'en Allemagne sur la période 1996-2012 (cf. graphique 1). On observe également des trajectoires très différentes du prix du logement : une très forte augmentation en France et une quasi-stagnation des prix en Allemagne (cf. graphique 2). La différence de dynamique du coût du logement est moins marquée en ce qui concerne les loyers (cf. graphique 3). Cette tendance est toutefois à nuancer au regard des évolutions récentes. À partir de 2008, on observe en effet un rebond des salaires et des prix de l'immobilier en Allemagne et une stagnation en France. Néanmoins, la tendance de long terme montre une dynamique haussière plus importante en France que de ces deux indicateurs.

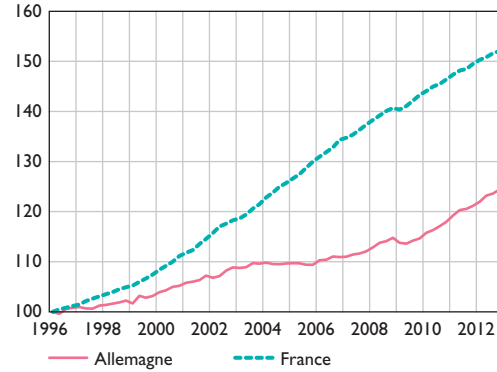
L'objectif de cette étude est d'analyser la relation entre l'évolution du coût du logement et celle des salaires en France et en Allemagne, afin de déterminer dans quelle mesure les écarts de taux de croissance des prix immobiliers¹ entre la France et l'Allemagne durant les années deux mille pourraient être responsables des écarts de croissance des salaires. Étant donné que le coût du travail est un des déterminants importants de la compétitivité des entreprises françaises et allemandes, la dynamique des prix immobiliers pourrait être un des facteurs explicatifs de la détérioration de la compétitivité des entreprises françaises vis-à-vis de leurs concurrentes allemandes. Il n'est donc pas fortuit que la question de l'« inflation immobilière » ait suscité un intense débat et de fortes préoccupations en France².

Nous nous intéressons dans cette étude au mécanisme de transmission de la dynamique du coût du logement à la croissance salariale au travers de son impact sur le niveau général des prix. En effet, dès lors que le logement représente une part importante des dépenses des ménages, les variations du coût du logement sont susceptibles d'avoir un impact important sur le coût de la vie, qui peut notamment influencer les revendications salariales.

Pour analyser ces mécanismes, notre étude procède en trois temps. Nous présentons tout d'abord brièvement les canaux de l'impact des prix immobiliers sur les salaires, tels qu'identifiés par la littérature économique récente. Dans un deuxième temps, nous développons des indices des prix à la consommation tenant

Graphique 1 Salaire moyen par tête, valeurs nominales

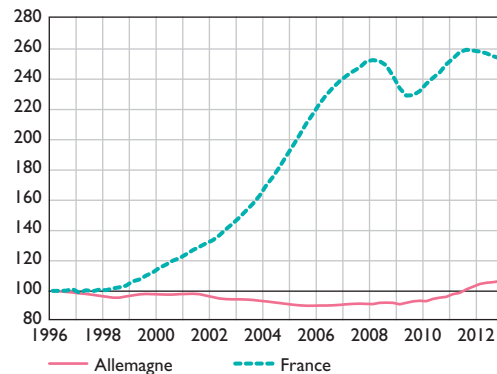
(indice 1996T1 = 100)



Sources : Insee (France), OCDE (Allemagne).

Graphique 2 Évolution du prix du logement ancien

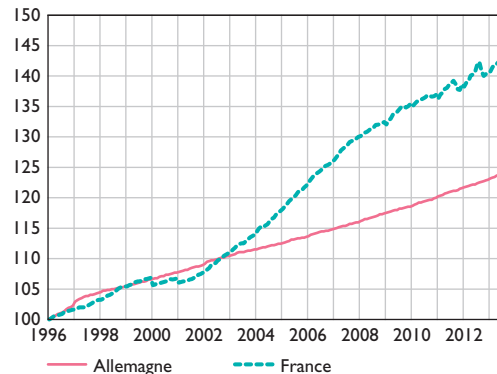
(indice 1996T1 = 100)



Sources : Insee (France), Deutsche Bundesbank (Allemagne).

Graphique 3 Évolution de la composante « loyers » de l'IPCH

(base 1996T1 = 100)



Sources : OCDE, Insee, Deutsche Bundesbank.

1 Notre analyse se focalise sur l'évolution du coût du logement. Les données existantes suggèrent que les niveaux des prix du logement sont supérieurs en France, avec une différence de l'ordre de 30%-40% en 2012. Jusqu'en 2002, les prix moyens à l'achat étaient plus élevés en Allemagne. (Cf. « House prices in France and Germany », note interne DGEI-DCPM-DIACONJ de juillet 2013).

2 Par exemple, la loi des finances 2013 et la note CAE n° 2 « Comment modérer les prix de l'immobilier ? » rédigée par Alain Trannoy et Étienne Wasmer (février 2013).

compte, de façon comparable, de l'évolution du prix du logement dans les deux pays, nous permettant de corriger certaines limites des indices traditionnels. Ce faisant, nous serons en mesure de mieux comprendre comment l'évolution des prix sur le marché immobilier affecte le pouvoir d'achat des ménages. Enfin, dans une troisième partie, nous utilisons ces indices des prix corrigés pour tenter de quantifier l'impact de la dynamique des prix du coût du logement sur la croissance des salaires entre les deux pays.

I | Marché de l'immobilier et salaires : principaux canaux identifiés par la littérature économique

La littérature économique a identifié différents mécanismes par lesquels l'évolution du marché de l'immobilier peut affecter le marché du travail en général, et l'évolution des salaires en particulier. Nous discutons ici ces mécanismes de façon simple et intuitive, en nous focalisant sur ceux qui peuvent permettre d'expliquer, au niveau macroéconomique, une relation entre salaires et coût du logement. Le lecteur intéressé par un approfondissement de ces mécanismes pourra consulter Bover *et al.* (1989). Un premier mécanisme passe par l'effet des augmentations du coût du logement sur le coût de la vie supporté par les ménages (*cost-of-living effect*). En effet, dès lors que le logement représente une part importante des dépenses des ménages, des chocs sur le marché de l'immobilier dans une région donnée, se traduisant par une augmentation des prix à l'achat ou à la location, ont un impact direct sur le niveau de vie des salariés (locataires ou propriétaires) et peuvent donc conduire à des demandes de salaires plus élevés. Une relation positive entre les prix de l'immobilier et les salaires a été démontrée par de nombreux travaux empiriques (voir références ci-dessous). Il est raisonnable de s'attendre à ce que cet effet soit d'autant plus présent lorsque le pouvoir syndical est fort et les salaires négociés collectivement.

Un deuxième mécanisme susceptible d'induire une relation positive entre prix de l'immobilier et salaires concerne les effets de richesse dont les ménages propriétaires bénéficient lorsque le prix de marché de leur logement augmente. Ces effets de richesse peuvent se traduire par une hausse de la consommation de ces ménages, qui peut s'analyser comme un choc de demande, induisant une hausse de la demande de travail et des effets potentiellement positifs sur l'évolution des salaires³.

Un troisième mécanisme concerne les effets du coût du logement sur la structure des coûts de fonctionnement des entreprises (autres que les salaires). Des augmentations des coûts immobiliers dans une région donnée ont un effet négatif sur les profits des entreprises localisées dans la région en question, impactant négativement les salaires et l'emploi dans ces entreprises. Des chocs importants sur les prix immobiliers peuvent dissuader l'implantation des nouvelles entreprises et provoquer la migration des entreprises déjà présentes vers d'autres régions. Cet effet relatif aux coûts d'implantation se traduit par une relation négative entre prix de l'immobilier et salaires, contrebalançant les effets positifs mentionnés dans les paragraphes précédents⁴.

L'ensemble de ces mécanismes est ainsi susceptible d'expliquer l'impact des évolutions du marché immobilier sur le marché du travail. Néanmoins, la causalité peut être inverse : les évolutions sur le marché du travail peuvent également affecter la dynamique du marché immobilier. En effet, si des chocs de productivité se traduisent par des augmentations de salaires et un excès de demande sur le marché immobilier, cette augmentation des salaires peut induire, au moins à court terme, des hausses des prix du logement. Des travaux réalisés dans le domaine de l'économie géographique suggèrent que la productivité est plus élevée dans les grandes agglomérations, ce qui expliquerait les décisions des entreprises de s'implanter en priorité dans les grandes villes, alors même que les coûts du logement et les salaires y sont plus élevés.

³ Les travaux disponibles pour la France montrent que ces effets existent mais sont quantitativement faibles (Arrondel, Savignac et Tracol, à paraître ; Chauvin et Damette, 2010). Des études utilisant des données microéconomiques ont montré des effets de richesse positifs au Royaume-Uni (Campbell et Cocco, 2007) et de nombreuses études ont trouvé des effets positifs dans le cas des États-Unis, venant en appui du constat macroéconomique (cf. Gale et Sabelhaus, 1999).

⁴ Un quatrième mécanisme par lequel le marché de l'immobilier peut affecter le marché du travail, souvent évoqué dans la littérature, concerne la mobilité interrégionale des propriétaires. En effet, il a été montré que les propriétaires sont moins enclins à émigrer de leur zone de résidence face à des chocs négatifs sur l'emploi, ce qui engendrerait une relation positive entre la part des propriétaires occupant leur logement et le chômage structurel, et un impact négatif sur les salaires. Ainsi, Blanchflower et Oswald (2013) montrent que les augmentations des taux de propriétaires-occupants aux États-Unis sont corrélés avec des taux moindres de mobilité, de plus grandes durées de déplacement pour accéder au travail, et des taux plus faibles de création d'entreprise. Cf. également Oswald (1997, 1999).

De ce fait, l'identification d'une relation de causalité allant du marché immobilier vers les salaires est une tâche empiriquement compliquée. Mais elle a pu toutefois être mise en évidence par plusieurs études. Par exemple, Bover *et al.* (1989), dans le cas du Royaume-Uni, montrent que les salaires sont affectés positivement par les prix de l'immobilier retardés d'un an. D'autres études réalisées sur les données anglaises ont trouvé des résultats similaires, mais au niveau régional cette fois-ci. Par exemple, Blackaby et Manning (1992) et Cameron et Muelbauer (2000) concluent que l'augmentation des prix de l'immobilier dans une région donnée induit une augmentation des salaires des travailleurs manuels. Des études similaires pour les États-Unis, comme par exemple Winters (2009), sur la base d'un test de la théorie du coût de la vie, identifient un effet positif des prix de l'immobilier sur les salaires au niveau régional. Ces dernières études ont recours à la méthodologie des variables instrumentales qui permet d'établir une causalité allant des prix de l'immobilier aux salaires.

Étant donnée la complexité de la relation entre marché de logement et salaires, la présente étude ne prétend pas démontrer un lien de causalité. Elle se donne pour objectif de fournir des éléments descriptifs sur le sujet, permettant une quantification (approximative) de ces éléments.

2| Marché de l'immobilier et niveau général des prix : des indices des prix corrigés

Prise en compte des services de logement différente selon les pays

L'indice des prix à la consommation (IPC) reflète l'évolution du niveau moyen des prix des biens et services consommés par les ménages, pondérés par leur part dans leur consommation moyenne. Les services de logement constituent une partie

importante de la consommation de ménages, mais leur prise en compte est complexe, en particulier pour les ménages propriétaires de leur logement. Ces ménages consomment en effet des services de logement sans contrepartie monétaire – et donc ceux-ci ne sont pas directement mesurables.

La prise en compte des services de logement est traitée différemment selon les pays de la zone euro, ce qui crée des difficultés pour les comparaisons internationales. Par exemple, l'IPC français ne considère que les loyers effectifs, c'est-à-dire les dépenses effectivement réalisées par des locataires, et ne prend donc pas en compte les propriétaires-occupants. Or, la proportion de ces derniers est estimée à 58 % en 2010⁵. Au contraire, l'IPC allemand impute des loyers fictifs aux propriétaires-occupants, sur la base des caractéristiques de leurs logements⁶.

De même, l'indice harmonisé au niveau européen – l'IPCH – ne prend en considération que les loyers effectifs, pour aboutir à un indice comparable entre pays. Cette solution n'est pas satisfaisante, ce qui a conduit la Commission européenne à proposer un traitement harmonisé des propriétaires-occupants dans l'IPCH⁷. Les bases méthodologiques de ces nouveaux IPCH sont en cours de discussion, et le *Technical manual on owner-occupied housing* est en cours d'élaboration⁸. La date de mise en œuvre de ces indices reste toutefois encore indéterminée.

D'un point de vue pratique, l'omission des dépenses des propriétaires-occupants dans l'indice réduit le poids du poste logement, ayant pour conséquence une minoration de l'impact des prix de logement sur le niveau général des prix mesuré. Ce biais apparaît nettement lorsque l'on compare les IPC et IPCH allemands (ce dernier exclut les loyers imputés). Le tableau 1 donne les pondérations du poste « Loyers d'habitation » (04.1) pour les deux indices. La part de propriétaires-occupants est d'environ 44 % en Allemagne (source : réseau HFCN⁹), ce qui conduit à une pondération des dépenses de logement double de celle de l'IPCH. La taille du biais induit par l'omission des dépenses des propriétaires-occupants croît en

5 Selon que les usagers sont inclus ou non dans la définition, le pourcentage de ménages propriétaires est évalué à 58 % ou à 55 % en France en 2010. Pour cette étude, nous incluons les usagers dans le groupe de propriétaires car ils bénéficient des services de logement sans une contrepartie monétaire. Sources : Enquête Patrimoine 2010 (Insee) et Eurosystem Household Finance and Consumption Network (2013).

6 Cf. Lecat (2003).

7 Cf. le règlement de la Commission européenne n° 93/2013 du 11/2/2013.

8 Eurostat (2012). La version de mars 2012 est disponible à l'adresse suivante : http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/hicp/documents_meth/OOH_HPI/Detailed_Technical_Manual_on_Owner-Occupied_Housing-v2.pdf

9 Cf. Eurosystem Household Finance and Consumption Network (2013).

Tableau 1 Pondération des dépenses de logement dans l'IPC et l'IPCH allemands

(en %)

	2000	2005	2010
IPC	212	203	210
IPCH	115	109	104

Sources : Destatis et Eurostat.

proportion du nombre total des ménages que ces derniers représentent.

Deux méthodes pour traiter les services de logement sont proposées dans le manuel d'Eurostat : les *loyers imputés* et la méthode *des acquisitions nettes*¹⁰. Nous les commentons successivement en donnant leurs principales caractéristiques et nous fournissons des IPCH corrigés selon les deux méthodes. Ces estimations doivent être considérées comme approximatives, l'ensemble des données nécessaires à ce calcul n'étant pas disponibles. Nous travaillons à partir des IPCH pour aboutir à des séries comparables entre les deux pays. Étant donné leur proximité méthodologique, l'évolution de l'inflation mesurée par les deux types d'indices est presque identique dans les deux pays pendant la période en question¹¹.

Selon la méthode des loyers imputés

Cette méthode consiste à imputer des loyers fictifs aux ménages propriétaires-occupants de leur logement. Les loyers fictifs sont calculés sur la base des loyers payés pour des logements similaires, sous l'hypothèse que ceux-ci sont une bonne mesure du coût d'opportunité d'habiter son propre logement. En d'autres termes, le ménage est considéré comme se versant un loyer à lui-même. Un point faible de cette méthode est qu'elle se base sur des valeurs imputées et non pas sur les prix de transactions effectives.

Nous utilisons la part des foyers propriétaires-occupants pour corriger les pondérations associées aux services de logement (cette part était de 58 % en France et de 44 % en Allemagne en 2010 – sources : Insee et enquête HFCN). Nous utilisons également les loyers imputés fournis par les comptes de consommation des ménages de la Comptabilité nationale (« poids CN »).

Tableau 2 Évolution des pondérations selon la méthode des loyers imputés

(en %)

	France		
	Poids originaux	Poids corrigés CN	Poids corrigés taux propriétaires
1996	141	315	253
1997	145	322	258
1998	147	327	262
1999	154	348	279
2000	151	340	271
2001	146	330	258
2002	140	323	250
2003	143	329	256
2004	144	335	260
2005	145	335	261
2006	147	338	263
2007	148	341	267
2008	146	341	265
2009	147	344	266
2010	150	348	271
2011	155	352	275
2012	158	352	276

	Allemagne	
	Poids originaux	Poids corrigés taux propriétaires
1996	213	324
1997	215	327
1998	216	328
1999	216	328
2000	217	350
2001	217	347
2002	216	346
2003	216	346
2004	218	347
2005	218	346
2006	224	350
2007	227	351
2008	231	352
2009	236	356
2010	230	351
2011	233	353
2012	239	359

Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.

10 Une troisième méthode est celle du « paiements ». Selon cette méthode, il faut inclure toutes les dépenses monétaires réalisées par les ménages lors de l'achat d'un logement, notamment les intérêts et les remboursements en capital des prêts immobiliers. Ces dernières peuvent difficilement être considérées comme des dépenses de consommation, raison pour laquelle Eurostat ne recommande pas cette méthode.

11 L'aide au logement (APL, ALF, ALS) réduit le coût du logement « net », défini comme le prix payé après déduction des remboursements pris en charge par l'État. Les allocations logement sont considérées comme des revenus (tout comme par exemple les bourses scolaires) et ne sont pas déduites des prix (aussi bien dans l'IPC que dans l'IPCH, cf. Barret et al., 2003). Dans la mesure où ces prestations sociales sont plus importantes en France qu'en Allemagne, elles ont pour effet une réduction de l'écart du coût du logement dans les deux pays qui ne sera pas capturée par les indices de prix.

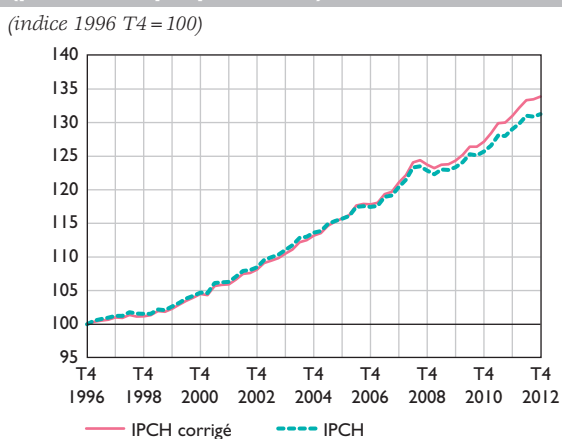
Tableau 3 Résultats obtenus avec la méthode des loyers imputés

(en %)

1996T4 – 2012T4	France (base 2005 T4 = 100)			Allemagne (base 2005 T4 = 100)	
	IPCH	IPCH corrigé		IPCH	IPCH corrigé
		Poids CN	Poids taux propriétaires		
Inflation cumulée	31,27	35,33	33,88	28,65	29,41
Inflation trimestrielle moyenne	0,43	0,48	0,46	0,39	0,40
Inflation annuelle moyenne	1,72	1,91	1,84	1,59	1,63

Sources : Insee, calculs de l'auteur.

Graphique 4 IPCH France corrigé selon la méthode des loyers imputés (poids taux propriétaires)



Sources : Insee, calculs de l'auteur.

Les loyers imputés des propriétaires-occupants sont évalués sur la base de loyers quittancés pour des logements similaires dans le parc locatif privé. Ils sont assimilés à des loyers du secteur libre¹².

Pour la France, ces pondérations ajustées sont jusqu'à deux fois plus grandes que celles d'origine. Elles ont augmenté de 12 points au cours de la période analysée. L'évolution trimestrielle des IPCH est présentée dans le tableau A2 de l'annexe, ainsi que les formules utilisées et leur dérivation¹³.

Il apparaît alors que l'inflation cumulée pendant la période 1996-2012 en France, telle que mesurée par les indices corrigés selon la méthode de calcul (cf. tableau 3) est jusqu'à 4 points supérieure

à la mesure initiale. La différence entre l'indice corrigé et l'IPCH devient très significative à partir de 2005 (cf. graphique 4). Pour l'Allemagne, la différence est seulement de 1 point.

Une façon alternative de mesurer le coût de la vie est fournie par les déflateurs de la consommation, qui incluent en effet les loyers imputés. L'inflation cumulée, mesurée par la croissance des déflateurs de la consommation, a été de 26 points en France (contre 22 points en Allemagne). Le différentiel France-Allemagne est de 4,45 points, très proche de celui obtenu par la méthode des loyers imputés (4,47).

Selon la méthode des acquisitions nettes

La méthode des acquisitions nettes traite le logement comme un bien durable et se base sur les mêmes principes appliqués à d'autres biens durables, notamment les véhicules. Plus proche du concept économique de logement, cette approche a la faveur d'Eurostat (elle est recommandée par le *Technical manual on owner-occupied housing*)¹⁴. Selon ces principes, les dépenses liées à l'acquisition du logement sont calculées à la valeur de marché du bien immobilier, et imputées entièrement au moment de l'acquisition. L'avantage principal de cette méthode est qu'elle tient compte des changements des prix des transactions effectuées, en cohérence avec les principes appliqués aux autres composantes des indices des prix à la consommation.

Cette méthode requiert l'inclusion d'une composante additionnelle prenant en compte les dépenses liées à l'acquisition des logements. Comme le préconise Eurostat (2012), nous utilisons le rapport entre les dépenses

12 Ils excluent donc les loyers payés dans le parc social (HLM). Les loyers imputés sont déflatés par l'indice de loyer du secteur libre en moyenne annuelle de l'enquête « Loyers et charges ». Cet indice incorpore les taxes, notamment le droit au bail (sauf exception, les loyers ne sont pas assujettis à la TVA). Cf. Note méthodologique sur la révision des loyers dans le compte satellite du logement et les comptes nationaux, CGDD/SOeS, Références, Comptes du logement, Premiers résultats 2010 et compte 2009 mars 2011.

13 Une méthode alternative qui transpose les poids du logement dans l'IPC allemand à l'IPCH français a également été développée, que nous ne reportons pas ici par souci de brièveté. Les résultats obtenus sont similaires à ceux présentés.

14 La publication d'un indice des prix spécifique aux propriétaires-occupants est prévue pour septembre 2014. La Commission européenne s'est fixé un délai de cinq ans à partir de septembre 2014 pour la préparation d'un rapport analysant l'utilité de ces indices pour l'application de la méthode d'acquisitions sur les IPCH (Règlement de la Commission 93/2013 du 11/2/2013).

en logement des ménages et les dépenses en loyer pour calculer les pondérations de cette composante¹⁵, à partir des données des comptes nationaux (cf. les détails de leur construction en annexe¹⁶).

La prise en compte des dépenses effectuées lors de l'achat de logement dans les indices des prix à la consommation entraîne une complication additionnelle par rapport aux autres biens de consommation durable. En effet, l'achat d'un bien immobilier constitue à la fois une décision de consommation des services de logement et une décision d'investissement. En d'autres termes, le logement est à la fois un bien de consommation et un actif. Or, seules les dépenses liées à la consommation doivent contribuer au calcul d'un indice de prix à la consommation. Un logement est composé d'une structure bâtie sur un terrain. Une solution possible à ce problème, retenue ici, consiste à considérer que le prix du terrain représente la part de l'investissement, et le coût de la structure reflète la composante consommation¹⁷.

En pratique, il est toutefois compliqué de distinguer ces deux aspects, les indices des prix du logement ne distinguant pas le prix du terrain et le prix de la structure. Compte tenu de cette difficulté, nous avons utilisé alternativement des indices de prix de logement (qui incluent la valeur des terrains) et des

Tableau 4 Évolution des pondérations selon la méthode des acquisitions nettes

(en %)

	France		Allemagne	
	Poids originaux	Poids corrigés	Poids originaux	Poids corrigés
1996	141	247	213	338
1997	145	254	215	337
1998	147	258	216	339
1999	154	279	216	337
2000	151	272	217	341
2001	146	263	217	327
2002	140	256	216	314
2003	143	262	216	314
2004	144	269	218	313
2005	145	272	218	310
2006	147	281	224	319
2007	148	289	227	325
2008	146	288	231	323
2009	147	271	236	320
2010	150	274	230	318
2011	155	283	233	327
2012	158	282	239	330

Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.

indices de l'évolution du coût de la construction (qui ne tiennent pas compte de la valeur des terrains). Les résultats obtenus peuvent être interprétés comme des bornes maximales et minimales respectivement. Les séries ainsi obtenues sont fournies dans l'annexe.

Tableau 5 Résultats obtenus avec la méthode des acquisitions nettes

(base 2005T4 = 100)

	Inflation cumulée	Inflation trimestrielle moyenne	Inflation annuelle moyenne
France			
IPCH	31,27	0,43	1,72
IPCH corrigé			
Anciens logements	40,02	0,53	2,13
Nouveaux logements	38,62	0,51	2,07
Coût de construction	34,65	2,07	1,88
Indice des prix du logement utilisé			
Anciens logements	150,81	1,45	6,09
Nouveaux logements	56,83	0,73	2,88
Coût de construction	101,95	1,13	4,55
Allemagne			
IPCH	28,65	0,39	1,59
IPCH corrigé			
Anciens logements	23,23	0,32	1,32
Coût de construction	26,00	0,35	1,46
Indice des prix du logement utilisé			
Anciens logements	7,57	0,11	0,48
Coût de construction	22,40	0,31	1,29

Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.

15 L'indice de prix spécifique pour les propriétaires-occupants inclurait, outre la valeur du bien, les frais d'acquisition, de réparation, de maintenance et d'assurance. Le site d'Eurostat fournit des détails sur ces indices.

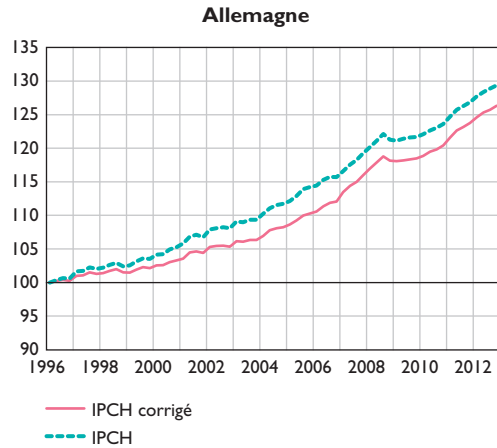
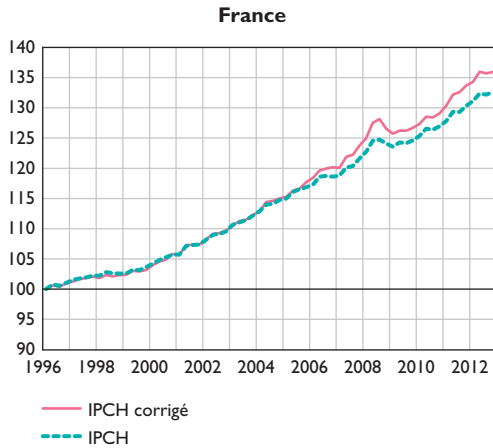
16 Comme dans le cas des autres biens durables, les pondérations doivent être calculées en utilisant les dépenses nettes de ménages (achats moins ventes entre ménages). Les ventes des ménages sont en effet considérées comme des dépenses « négatives », qui réduisent les poids (Cf. ILO, FMI, OCDE, Eurostat, Nations unies, Banque mondiale, 2004).

17 Cf. ILO, FMI, OCDE, Eurostat, Nations unies, Banque mondiale (2004).

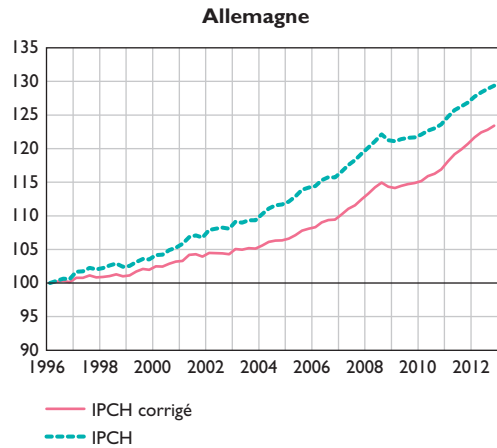
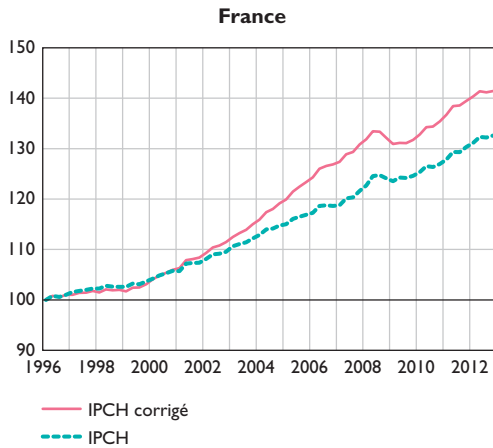
Graphique 5 IPCH corrigé selon la méthode des acquisitions nettes

(indice 1996T1 = 100)

a) Indice de coût de la construction



b) Indice des prix des logements anciens



Sources : Insee (France), Deutsche Bundesbank (Allemagne) et calculs de l'auteur.

Nous présentons l'évolution des pondérations dans le tableau 4 et l'évolution de ces indices dans le tableau 5.

Les résultats sont qualitativement similaires à ceux obtenus par la méthode des loyers imputés, mais quantitativement plus importants. En raison de l'augmentation très rapide des prix du logement en France sur la période considérée, l'utilisation de ces prix par la méthode des acquisitions nettes conduit à des corrections des prix plus prononcées¹⁸. Dans le cas de la

France, les IPCH ainsi corrigés (colonne 2 du tableau 5) montrent une inflation cumulée jusqu'à 10 points supérieure à celle mesurée par l'IPCH non corrigé. La correction affecte l'inflation mesurée pour l'Allemagne en sens inverse : compte tenu de la faible augmentation des prix de l'immobilier, l'IPCH corrigé évolue plus lentement que celui non corrigé. Les différences sont moins marquées lorsqu'on utilise les indices de coût de la construction, mais néanmoins plus importantes que celles obtenues avec la méthode des loyers imputés¹⁹.

18 Le manuel d'Eurostat préconise l'utilisation des indices des prix des logements nouveaux, car ils excluent les transactions entre les ménages. Nous utilisons des indices des prix des logements anciens car ils sont disponibles sur une période plus longue pour les deux pays. Les calculs réalisés avec les indices des prix des logements nouveaux pour la France donnent des résultats similaires.

19 Pendant la période 1996T4-2012T4, le coût de la construction a augmenté de 57 % en France et de 22 % en Allemagne. Les raisons souvent évoquées concernent la multiplication de normes qui réglementent l'activité en France pendant la période récente, ainsi que le possible manque de concurrence dans le secteur (A. Trannoy et E. Wasmer, note CAE n° 02 « Comment modérer les prix de l'immobilier ? » de février 2013).

3| Évolution du coût du logement et des salaires en France et en Allemagne

Nous étudions à présent la relation entre l'évolution du coût du logement en France et en Allemagne et celle des rémunérations salariales entre les deux pays (cf. encadré).

Les résultats sont présentés dans le tableau 6. Pendant la période allant du dernier trimestre de 1996 jusqu'au dernier trimestre de 2012, la différence cumulée des taux de croissance des salaires entre la France et l'Allemagne a été de 25,64 points de pourcentage :

$$\frac{\Delta w_{FRt}}{w_{FRt}} - \frac{\Delta w_{ALLt}}{w_{ALLt}} = 25,64. \text{ En supposant des élasticités}$$

unitaires $a_{ALL} = a_{FR} = 1$, la différence cumulée des taux de croissance des IPCH (non-corrigés) a été de

$$2,61 \text{ points de pourcentage : } \frac{\Delta IPC_{FRt}}{IPC_{FRt}} - \frac{\Delta IPC_{ALLt}}{IPC_{ALLt}} = 2,61.$$

Ceci représente à peine 10 % de l'écart des salaires. La part expliquée par le niveau de prix passe à 18 % avec l'IPCH corrigé selon la méthode des loyers imputés.

Lorsqu'on considère les IPCH corrigés par la méthode des acquisitions nettes, on observe que ces indices expliquent une part plus élevée de l'évolution différentielle des salaires : 34 % en considérant l'indice du coût de la construction, contre 65 % en s'appuyant sur l'indice des prix des logements anciens. L'inclusion des prix des logements dans les indices de prix se traduit par une différence plus marquée des dynamiques des prix entre les deux pays. Néanmoins, comme nous l'avons souligné, ces estimations surestiment l'impact des prix immobiliers du fait de l'incorporation dans ces indices de la dimension d'investissement associée à l'achat de logements. Elles doivent donc être interprétées comme une borne maximale. Les colonnes du milieu et de droite montrent les résultats obtenus pour les différentes valeurs des coefficients d'indexation. On remarque que des différences plus grandes entre ces coefficients accentuent les effets étudiés²⁰.

Tableau 6 Écart cumulé des taux de croissance des salaires France-Allemagne sur la période 1996T4-2012T4

Coefficient d'indexation	Part expliquée par l'IPCH, en retenant les coefficients d'indexation suivants :					
	1,00		0,60 0,20		0,50 0,33	
	en points de pourcentage	en %	en points de pourcentage	en %	en points de pourcentage	en %
IPCH non-corrigé	2,61	10	13,03	51	6,18	24
IPCH corrigé (taux propriétaires)	5,05	20	14,80	58	7,53	29
IPCH corrigé (indice du coût de la construction)	8,65	34	15,59	61	8,75	34
IPCH corrigé (indice des prix logements anciens)	16,79	65	19,37	76	12,34	48

Note : Le tableau présente des simulations obtenues à partir de l'équation (2) (cf. encadré). L'effet total est donné par l'effet cumulé pendant la période allant du dernier trimestre 1996 au dernier trimestre 2012. Les IPCH corrigés suivent les méthodes développés dans la section 3. Source : Calculs de l'auteur.

20 Une partie importante des dépenses liées au logement concerne les dépenses d'énergie. Le coût de l'énergie a augmenté beaucoup plus rapidement en Allemagne pendant la période : le poste « Électricité, gaz et autres combustibles » a connu une augmentation de 32 % en Allemagne et de 12 % en France. Les dépenses énergétiques sont comprises dans les IPCH originaux. Elles affectent l'évolution tant des IPCH originaux que des IPCH corrigés. La différence entre les lignes du tableau 6 est donnée par la variation additionnelle expliquée par l'incorporation des dépenses en services de logement par les propriétaires-occupants.

ENCADRÉ

Modèle utilisé pour l'étude de la relation entre l'évolution du coût du logement et celle des rémunérations salariales

Nous adoptons un modèle standard de la littérature économique en faisant l'hypothèse que les salaires dans chaque pays sont affectés par le niveau des prix :

$$\frac{\Delta w_t}{w_t} = a \frac{\Delta IPC_t}{IPC_t} + \mu_t \quad (1)$$

où w_t représente la rémunération par tête, IPC_t représente le niveau général des prix et le terme μ_t inclut les autres variables affectant le salaire par tête au niveau macroéconomique (productivité, chômage, etc.). L'opérateur Δ indique une différence première. Les variables sont donc exprimées en termes de taux de croissance. Le paramètre a est un coefficient d'indexation, en pratique une élasticité : il mesure l'impact de la variation du niveau de prix sur la variation des salaires (par exemple, une élasticité unitaire correspond à une indexation totale, ce qui signifie qu'une augmentation de 10 % des prix induirait une augmentation de 10 % des salaires). Nous pouvons exprimer le différentiel des taux de croissance des salaires en France et en Allemagne en fonction du différentiel des taux de croissance des prix, pondérée par le coefficient d'indexation, de la façon suivante :

$$\frac{\Delta w_{FRt}}{w_{FRt}} - \frac{\Delta w_{ALLt}}{w_{ALLt}} = \left(a_{FR} \frac{\Delta IPC_{FRt}}{IPC_{FRt}} - a_{ALL} \frac{\Delta IPC_{ALLt}}{IPC_{ALLt}} \right) + (\mu_{FRt} - \mu_{ALLt}) \quad (2)$$

Le premier terme représente l'impact de l'évolution du niveau général des prix sur les salaires. Le deuxième représente l'évolution différentielle des variables telles que la productivité ou le chômage. Dans notre cadre théorique, ces derniers sont traités comme un résidu statistique (c'est-à-dire, dans la partie de la variation de salaires qui n'est pas expliquée par le niveau de prix).

Cet exercice nous permet de quantifier l'impact de l'évolution différentielle des prix sur l'évolution différentielle des salaires. Nous allons utiliser les différents indices que nous avons construits et comparer les résultats obtenus avec les indices sans correction, ce qui nous permettra d'avoir une idée des biais induits par la non-inclusion des propriétaires-occupants dans la construction de l'indice des prix. Les résultats obtenus nous fournissent des ordres de grandeurs approximatifs.

Pour mener à bien cet exercice, nous devons choisir des valeurs pour les coefficients d'indexation a_{FR} et a_{ALL} . Notre modèle de base utilise des élasticités unitaires, c'est-à-dire $a_{FR} = a_{ALL} = 1$, ce qui correspond à une élasticité de long terme. Néanmoins, pour mieux comprendre le rôle de l'indexation, nous utilisons également des élasticités de moyen terme, qui correspondent à une période d'un an. Pour fixer la valeur de ces paramètres, nous nous appuyons sur les résultats obtenus par des études existantes analysant le rapport entre le niveau général des prix et les salaires dans les deux pays. Dans le cas de la France, il existe de nombreuses études qui mettent en évidence une relation statistique entre niveau général des prix et salaires par tête. Par exemple, Cette, Chouard et Verdugo (2012), sur la base de données trimestrielles, obtiennent un coefficient d'indexation (cumulé sur un an) de 60 % pour la période 1982-2009 (le niveau d'indexation étant sensiblement réduit à partir de 1982 ; voir aussi Desplatz, Jamet, Passeron et Romans, 2003). Dans l'annexe, nous répliquons cette étude en utilisant des données pour la période 1982-2012, et nous trouvons des résultats similaires, c'est-à-dire une élasticité de 0,57. Ceci nous amène à choisir comme référence une valeur de 0,6 pour a_{FR} .

Les études sur l'indexation des salaires sur les prix en Allemagne sont moins nombreuses¹, mais les études réalisées par Peeters et den Riejer (2008, 2014) en fournissent une évaluation. Les auteurs estiment une équation des salaires sous une forme structurelle, qui donne des élasticités des salaires aux prix d'environ 0,2. Nous prenons cette valeur comme valeur de référence pour a_{ALL} .

Nous avons également recours à des élasticités dérivées des estimations des équations des salaires des modèles macroéconomiques. Pour l'Allemagne, l'estimation du bloc allemand du modèle de la BCE fournit une valeur de 0,33. Dans le cas de la France, le modèle MASCOTTE fournit une valeur de 0,5. Nous utilisons ces deux valeurs également².

¹ Dans le cas de l'Allemagne, l'estimation d'une équation des salaires (équivalente à celle présentée dans l'annexe pour la France) est rendue difficile par l'indisponibilité des séries trimestrielles longues, permettant d'estimer les relations de long terme, ainsi que pour le changement de régime qui est susceptible d'avoir eu lieu suite aux politiques de modération salariale appliquées dans la première moitié des années deux mille.

² Cf. Vetlov (I.) et Warmendinger (T.) (2006).

4| Conclusion

La compétitivité de l'économie française, dont la rémunération salariale est un élément décisif, est au cœur des préoccupations des pouvoirs publics et suscite un intense débat en France. Les dernières années ont montré des dynamiques fortement contrastées des rémunérations salariales en France et en Allemagne. Le coût du logement, qui a connu une forte augmentation en France contrairement à la relative stagnation observée en Allemagne, est une raison souvent évoquée pour expliquer les écarts d'évolution des salaires. Par son impact sur le coût

de la vie et le pouvoir d'achat des ménages, le coût du logement peut notamment créer des tensions salariales. Nous avons dans cet article testé cette hypothèse, en construisant des indices de prix à la consommation qui intègrent de façon plus large que les indices standards l'évolution des dépenses et des prix du logement. Sur cette base, il apparaît que les évolutions des prix immobiliers sont un déterminant important de l'évolution différentielle des salaires en France et en Allemagne. Dans la réflexion en cours sur les politiques économiques visant à renforcer la compétitivité de la France, cet article confirme l'importance qui doit être accordée à la politique du logement.

Bibliographie

Arrondel (L.), Savignac (F.) et Tracol (K.) (à paraître)

« *Wealth and consumption : French households in the crisis* », *International Journal of Central Banking*.

Barret (C.), Bonotaux (J.) et Magnien (F.) (2003)

« La mesure des prix dans les domaines de la santé et de l'action sociale : quelques problèmes méthodologiques », *Économie et Statistique*, n° 361.

Blackaby (D.) et Manning (A.) (1992)

« *Regional earnings and unemployment – A simultaneous approach* », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 481-501.

Blanchflower (D.) et Oswald (A.) (2013)

« *Does high home-ownership impair the labor market?* », *Working Paper Series WP13-3*, *Peterson Institute for International Economics*.

Bover (O.), Muellbauer (J.) et Murphy (A.) (1989)

« *Housing, wages and UK labour markets* », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51 (2), 97-136.

Cameron (G.) et Muellbauer (J.) (2000)

« *Earnings, unemployment, and housing: evidence from a panel of British regions* » CEPR Discussion Papers 2404.

Campbell (J.) et Cocco (J.) (2007)

« *How do house prices affect consumption? Evidence from micro data* », *Journal of Monetary Economics*, vol. 54(3), p. 591-621.

Cette (G.), Chouard (V.) et Verdugo (G.) (2012)

« Les effets du SMIC sur le salaire moyen », *Économie et Statistique*, n° 448-449.

Chauvin (V.) et Damette (O.) (2010)

« Effets de richesse : le cas français », *Économie et Statistique*, n° 438-440.

Desplatz (R.), Jamet (S.), Passeron (V.) et Romans (F.) (2003)

« La modération salariale en France depuis le début des années 1980 », *Économie et Statistique*, n° 367.

Eurostat (2012)

« *Detailed technical manual on owner-occupied housing for harmonised index of consumer prices* ».

Eurosystem household finance and consumption network (2013)

« *The Eurosystem household finance and consumption survey* », *ECB Statistics Paper Series*, n° 2.

Gale (W.) et Sabelhaus (J.) (1999)

« *Perspectives on the household saving rate* », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, (1999), p. 181-224.

ILO, FMI, OCDE, Eurostat, Nations unies, Banque mondiale (2004)

« *Consumer price index manual: theory and practice* », Genève.

Lecat (R.) (2003)

« La prise en compte des services de logement dans l'indice des prix à la consommation : une comparaison internationale », *Bulletin de la Banque de France*, n° 115.

Oswald (A.) (1997)

« *Thoughts on NAIRU* », *Journal of Economic Perspectives*, Correspondence, 227-228.

Oswald (A.) (1999)

« *The housing market and Europe's unemployment: a non-technical paper* », mimeo.

Peeters (M.) et den Reijer (A.) (2008)

« *On wage formation, wage development and flexibility: a comparison between european countries and the United States* », *Applied Econometrics and International Development*, *Euro-American Association of Economic Development*, vol. 8(1), p. 59-74.

Peeters (M.) et den Reijer (A.) (2014)

« *Coordination versus flexibility in wage formation: A focus on the nominal wage impact of productivity in Germany, Greece, Ireland, Portugal, Spain and the United States* », *Applied Economics*, vol. 46(7), p. 698-714.

Vetlov (I.) et Warmedinger (T.) (2006)

« *The German block of the ECB model* », *ECB Working Paper series*, n° 654.

Winters (J.) (2009)

« *Wages and prices: are workers fully compensated for cost of living differences?* », *Regional Science and Urban Economics*, septembre, 39(5), p. 632-643.

Annexe

I | Construction des indices corrigés : formules

Méthode des loyers imputés

On utilise les dépenses des locataires pour calculer les dépenses imputées des propriétaires, en supposant que la structure des loyers pour les propriétaires et pour les locataires est la même.

On observe une pondération de X dans l'IPC non-corrigé, qui est calculée uniquement à partir des dépenses des locataires, et est égale à : $X = \text{dépenses totales} \times \text{part de locataires}$
où $\text{dépenses totales} = \text{dépenses locataires} + \text{dépenses propriétaires}$.

On peut donc estimer les dépenses totales à partir de la formule suivante : $\text{dépenses totales} = X / \text{part de locataires}$.

Pour obtenir la valeur agrégée des indices corrigés, nous recalculons les poids des dépenses associées à chaque poste, en prenant en compte l'augmentation du poste logement, pour ensuite appliquer l'évolution de la valeur de l'indice associée à chaque poste.

Les corrections « comptabilité nationale » utilisent le ratio entre les dépenses en loyers effectifs et les loyers imputés obtenus des données de consommation finale des ménages des comptes nationaux, selon la formule suivante : $\text{pondération corrigée} = \text{pondération originale} + \text{pondération originale} \times (\text{loyers imputés} / \text{loyers effectifs})$

Méthode des acquisitions

Nous suivons la méthode proposée par Eurostat (2012, p. 36). Le poids de l'item acquisitions de logement p_{AQC} est défini selon la formule suivante :

$$P_{AQC} = \frac{IMAQC}{DMLY} * P_{LOY}$$

où $IMAQC$ est l'investissement des ménages en nouveaux logement et $DMLY$ sont les dépenses en loyers des ménages. On utilise l'investissement des ménages (secteur institutionnel S. 14 + S. 15) en capital fixe (poste P. 51) pour approximer $IMAQC$. Ces données proviennent de la comptabilité nationale. p_{LOY} est le prix des logements, mesuré avec les prix des logements à l'achat (ancien ou nouveaux) ou avec l'indice du coût de la construction.

Pour obtenir la valeur agrégée des indices corrigés, nous recalculons les poids des dépenses associées à chaque poste, en prenant en compte ce nouveau poste, pour ensuite appliquer l'évolution de la valeur de l'indice associée à chaque poste.

2 | Source des données utilisées

Détails sur les indices des prix des logements

France

- Ancien : indice trimestriel des prix des logements anciens – France métropolitaine – Ensemble – Série CVS – Insee.

- Nouveaux : enquête commercialisation logements neufs (ECLN), prix des appartements – France entière – Commissariat général au Développement durable.
- Indice de coût de la construction : indice des prix de la construction neuve à usage d'habitation – Base 2010 – Insee.

Allemagne

- Indice des prix des logements – appartements occupés par leurs propriétaires dans sept villes – Deutsche Bundesbank – Diffusé par l'OCDE, publication « *House Prices Indexes* ».
- Indice de coût de la construction : Baupreisindizes: Deutschland, Berichtsmonat im Quartal – Destatis. Ce sont des indices Laspeyres hédoniques couvrant le territoire allemand.

Détails sur les indices des prix harmonisés

Nous utilisons des séries mensuelles des IPCH disponibles sur le site d'Eurostat, que l'on agrège au niveau trimestriel. Les séries des IPCH agrégés sont corrigées des variations saisonnières.

Détails sur les données utilisées dans l'équation de salaires

Les données proviennent des comptes nationaux. La mesure des salaires est un salaire moyen par tête intégrant toutes les composantes de la rémunération salariale. La productivité du travail, le chômage et la durée du travail sont calculés au niveau de l'ensemble de l'économie et disponible dans les perspectives économiques de l'OCDE. Les séries utilisées ont été corrigées des variations saisonnières par les organismes producteurs de ces données.

3 | Indexation salariale en France

Nous présentons des estimations des coefficients d'indexation pour le cas de la France. Ces coefficients sont obtenus grâce à l'estimation des équations de salaire, c'est-à-dire des relations entre le salaire moyen par tête dans l'économie et des variables explicatives que la théorie économique a identifiées comme ayant un effet sur les salaires. Nous répliquons ici un des modèles retenus par Cette, Chouard et Verdugo (2011), que nous estimons avec les données les plus récentes (1970-2012). Ce modèle adopte une relation linéaire entre les salaires et ces variables et autorise un effet autorégressif de la variable dépendante :

$$\Delta w_t = a + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \Delta w_{t-j} + \sum_{j=0}^3 a_j \Delta IPC_{t-j} + \beta_1 \text{chômage}_t + \beta_2 \Delta \text{chômage}_t + \varphi \Delta \text{productivité}_t + \partial \Delta \text{durée}_t + \text{TRIM} + \mu_t$$

où w est le salaire moyen par tête, IPC , l'indice des prix à la consommation, chômage , le taux de chômage, productivité , la productivité du travail, $\Delta \text{durée}_t$ la croissance de la durée du travail. TRIM sont des variables dichotomiques qui prennent en compte des spécificités trimestrielles récurrentes dans les évolutions des salaires. μ_t est un terme d'erreur. Les variables sont exprimées en logarithme (à l'exception du taux de chômage) et transformées en différences premières : pour la variable x , la différence première est définie par $\Delta x_t = x_t - x_{(t-1)}$. Nous autorisons un impact dynamique des variations de prix, en incluant trois retards des variations de prix¹. Les résultats obtenus sont utilisés pour calculer une élasticité de long terme des salaires par rapport au niveau général des prix, définie par :

$$\varepsilon = \frac{\sum_{j=0}^3 a_j}{1 - \sum_{j=1}^3 \gamma_j}$$

¹ Nous l'avons expérimenté avec des spécifications incluant des retards de la variable dépendante et de toutes les variables explicatives, obtenant des résultats similaires à ceux présentés.

Les résultats sont donnés dans le tableau A1. La colonne 1 donne les résultats sur la période 1970-2012, et la colonne 2 pour 1982-2012. Les élasticités de long terme sont respectivement de 0,75 et 0,57. Nos estimations confirment une désindexation progressive en France à partir de 1982. Ces résultats sont en phase avec d'autres travaux, et corroborent le choix de paramètres effectué dans la section 4.

Tableau A1 Équations de salaires en France

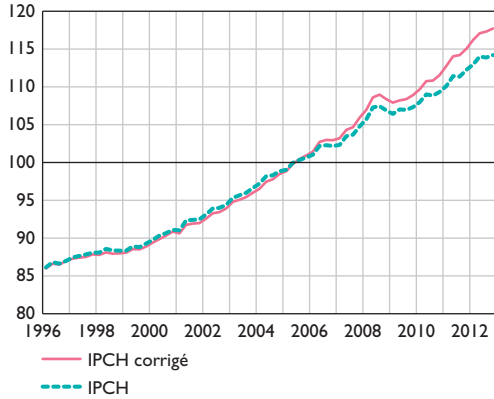
	1970-2012		1982-2012			1970-2012		1982-2012	
	1	2	1	2		1	2		
d_salaire_(t-1)	0.476*** (0.078)	0.456*** (0.085)	d_chômage	- 0.158 (0.113)	- 0.155* (0.091)				
d_salaire_(t-2)	- 0.151* (0.085)	- 0.094 (0.093)	d_productivité	0.113** (0.049)	0.206*** (0.052)				
d_salaire_(t-3)	0.037 (0.068)	- 0.023 (0.075)	d_durée	- 0.003 (0.055)	- 0.045 (0.057)				
d_ipc_t	0.226*** (0.055)	0.152** (0.061)	T==2	- 0.000 (0.001)	- 0.000 (0.001)				
d_ipc_(t-1)	0.237*** (0.062)	0.133** (0.066)	T==3	- 0.001 (0.001)	0.000 (0.001)				
d_ipc_(t-2)	0.006 (0.064)	0.040 (0.065)	T==4	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)				
d_ipc_(t-3)	0.012 (0.062)	0.053 (0.062)	constante	0.012*** (0.002)	0.010*** (0.003)				
chômage	- 0.110*** (0.021)	- 0.085*** (0.026)	Nombre d'observations R2	169 0.976	125 0.956				

Les nombres entre parenthèses correspondent aux écarts-types des coefficients estimés. ***, ** et * à côté d'un coefficient indiquent que ce dernier est significatif au seuil respectif de 1 %, 5 % et 10 %. w est le salaire moyen par tête, IPC est l'indice des prix à la consommation, chômage est le taux de chômage, Productivité représente la productivité du travail, durée la croissance de la durée du travail, et TRIM sont des variables dichotomiques qui prennent en compte des spécificités trimestrielles récurrentes dans les évolutions des salaires. Les variables précédés par « d_ » indique une différenciation première, et l'expression entre parenthèses (t-x) signifie le nombre x des retards.

Source : Calculs de l'auteur.

**IPCH France, corrigé poids CN
Loyers imputés**

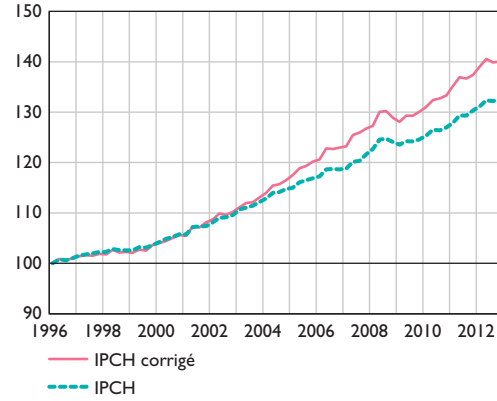
(indice 1996T1 = 100)



Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.

**IPCH France, corrigé méthode acquisitions
Nouveaux appartements**

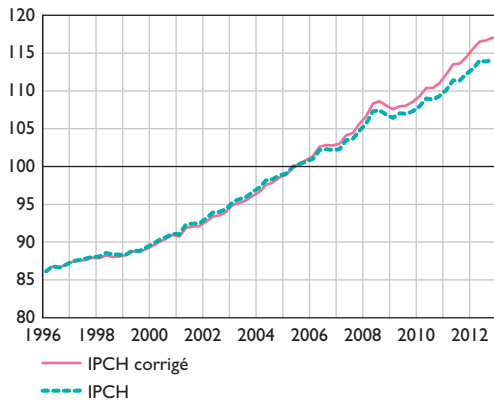
(indice 1996T1 = 100)



Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.

**IPCH France, corrigé poids Allemagne
Loyers**

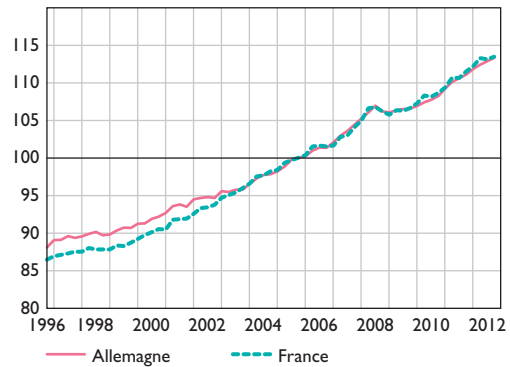
(indice 1996T1 = 100)



Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.

Évolution des IPCH français et allemands

(base 2005T4 = 100)



Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.

Tableau A2 Évolution des IPCH corrigés selon la méthode des loyers imputés

(base 2005T4 = 100)

		France			Allemagne				France			Allemagne	
		IPCH	IPCH corrigé		IPCH	IPCH corrigé			IPCH	IPCH corrigé	IPCH	IPCH corrigé	
			Poids CN	Poids taux propriétaires								Poids CN	Poids taux propriétaires
1996	T1	85,57	85,98	85,47	87,57	87,76	2004	T3	97,67	97,78	97,21	97,69	97,23
1996	T2	86,26	86,63	86,15	87,86	88,04	2004	T4	98,19	98,48	97,81	97,82	97,45
1996	T3	86,06	86,50	85,98	88,13	88,27	2005	T1	98,39	98,85	98,13	98,18	97,90
1996	T4	86,43	86,97	86,41	88,06	88,32	2005	T2	99,31	99,78	99,05	98,84	98,62
1997	T1	86,89	87,29	86,73	89,02	89,16	2005	T3	99,69	100,45	99,58	99,74	99,59
1997	T2	87,09	87,40	86,88	89,09	89,26	2005	T4	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1997	T3	87,26	87,52	86,99	89,55	89,73	2006	T1	100,35	101,42	100,44	100,20	100,41
1997	T4	87,49	87,83	87,27	89,35	89,62	2006	T2	101,51	102,73	101,68	100,96	101,16
1998	T1	87,49	87,78	87,21	89,52	89,74	2006	T3	101,62	102,97	101,87	101,36	101,57
1998	T2	87,98	88,11	87,59	89,85	90,03	2006	T4	101,52	102,96	101,82	101,32	101,55
1998	T3	87,81	87,93	87,41	90,11	90,26	2007	T1	101,63	103,19	102,02	102,08	102,38
1998	T4	87,78	87,97	87,43	89,68	89,84	2007	T2	102,79	104,31	103,15	102,94	103,18
1999	T1	87,78	88,07	87,58	89,78	89,85	2007	T3	102,99	104,66	103,44	103,57	103,75
1999	T2	88,32	88,55	88,10	90,31	90,46	2007	T4	104,08	105,93	104,64	104,43	104,62
1999	T3	88,24	88,51	88,02	90,71	90,85	2008	T1	104,99	106,95	105,58	105,23	105,65
1999	T4	88,69	88,86	88,39	90,64	90,74	2008	T2	106,58	108,59	107,21	106,05	106,68
2000	T1	89,18	89,39	88,93	91,20	90,94	2008	T3	106,74	108,97	107,51	106,94	107,55
2000	T2	89,73	89,86	89,41	91,27	91,07	2008	T4	106,18	108,39	106,93	106,18	106,88
2000	T3	90,07	90,33	89,82	91,87	91,71	2009	T1	105,72	107,92	106,49	106,05	106,82
2000	T4	90,50	90,84	90,30	92,16	92,16	2009	T2	106,33	108,22	106,91	106,32	106,88
2001	T1	90,44	90,63	90,16	92,66	92,53	2009	T3	106,25	108,37	106,97	106,48	106,99
2001	T2	91,73	91,76	91,34	93,55	93,36	2009	T4	106,63	108,92	107,46	106,55	106,97
2001	T3	91,82	91,92	91,47	93,78	93,61	2010	T1	107,26	109,67	108,17	106,91	107,40
2001	T4	91,88	91,99	91,54	93,49	93,35	2010	T2	108,28	110,77	109,24	107,41	107,97
2002	T1	92,54	92,57	92,14	94,48	94,21	2010	T3	108,14	110,83	109,23	107,74	108,29
2002	T2	93,29	93,28	92,86	94,64	94,36	2010	T4	108,63	111,56	109,87	108,23	108,84
2002	T3	93,40	93,43	92,99	94,78	94,49	2011	T1	109,39	112,74	110,95	109,23	110,10
2002	T4	93,74	93,90	93,42	94,64	94,39	2011	T2	110,69	114,04	112,25	110,09	111,03
2003	T1	94,69	94,81	94,28	95,54	95,31	2011	T3	110,63	114,19	112,33	110,58	111,51
2003	T2	95,04	95,05	94,58	95,44	95,15	2011	T4	111,51	115,04	113,19	111,08	112,08
2003	T3	95,35	95,42	94,91	95,73	95,50	2012	T1	112,21	116,19	114,25	111,84	112,82
2003	T4	95,98	95,99	95,49	95,73	95,54	2012	T2	113,26	117,09	115,20	112,40	113,35
2004	T1	96,59	96,52	96,02	96,53	96,14	2012	T3	113,13	117,33	115,33	112,86	113,88
2004	T2	97,53	97,44	96,95	97,26	96,80	2012	T4	113,45	117,70	115,69	113,29	114,29

Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.

Tableau A3 Évolution des IPCH corrigés selon la méthode des acquisitions nettes – France

(base 2005T4 = 100)

		IPCH	IPCH corrigé					IPCH	IPCH corrigé		
			Anciens logements	Nouveaux logements	Coût de construction				Anciens logements	Nouveaux logements	Coût de construction
1996	T1	85,57	81,06	83,20	84,98	2004	T3	97,53	95,15	96,03	97,22
1996	T2	86,26	81,70	83,93	85,53	2004	T4	98,19	96,57	96,91	97,74
1996	T3	86,06	81,50	83,63	85,33	2005	T1	98,39	97,21	97,76	97,96
1996	T4	86,43	81,87	84,03	85,80	2005	T2	99,31	98,49	98,86	98,81
1997	T1	86,89	81,87	84,35	86,05	2005	T3	99,69	99,29	99,28	99,11
1997	T2	87,09	82,18	84,54	86,39	2005	T4	100,00	100,00	100,00	100,00
1997	T3	87,26	82,23	84,44	86,54	2006	T1	100,35	100,77	100,36	100,62
1997	T4	87,49	82,49	84,75	86,75	2006	T2	101,51	102,17	102,15	101,66
1998	T1	87,49	82,25	84,67	86,55	2006	T3	101,62	102,61	102,10	101,93
1998	T2	87,98	82,74	85,43	86,96	2006	T4	101,52	102,83	102,28	102,13
1998	T3	87,81	82,60	84,96	86,79	2007	T1	101,63	103,26	102,53	102,02
1998	T4	87,78	82,67	85,08	86,94	2007	T2	102,79	104,48	104,39	103,60
1999	T1	87,78	82,43	84,92	87,01	2007	T3	102,99	104,84	104,78	103,88
1999	T2	88,32	83,00	85,49	87,54	2007	T4	104,08	106,06	105,45	105,17
1999	T3	88,24	83,05	85,30	87,47	2008	T1	104,99	106,88	105,88	106,19
1999	T4	88,69	83,56	86,23	87,67	2008	T2	106,58	108,17	108,22	108,35
2000	T1	89,18	84,38	86,54	88,36	2008	T3	106,74	108,11	108,35	108,90
2000	T2	89,73	84,95	86,89	88,87	2008	T4	106,18	107,09	107,24	107,53
2000	T3	90,07	85,39	87,38	89,17	2009	T1	105,72	106,12	106,56	106,82
2000	T4	90,50	85,88	87,85	89,92	2009	T2	106,33	106,30	107,60	107,28
2001	T1	90,44	86,16	87,72	89,87	2009	T3	106,25	106,27	107,57	107,28
2001	T2	91,73	87,43	89,28	91,12	2009	T4	106,63	106,77	108,23	107,66
2001	T3	91,82	87,64	89,11	91,25	2010	T1	107,26	107,66	109,03	108,23
2001	T4	91,88	87,85	89,96	91,25	2010	T2	108,28	108,81	110,17	109,21
2002	T1	92,54	88,62	90,43	92,01	2010	T3	108,14	108,94	110,40	109,14
2002	T2	93,29	89,48	91,41	92,70	2010	T4	108,63	109,75	110,93	109,73
2002	T3	93,40	89,81	91,20	92,86	2011	T1	109,39	110,83	112,47	110,79
2002	T4	93,74	90,37	91,67	93,21	2011	T2	110,69	112,24	113,93	112,34
2003	T1	94,69	91,19	92,46	93,99	2011	T3	110,63	112,34	113,69	112,69
2003	T2	95,04	91,82	93,17	94,52	2011	T4	111,51	113,06	114,27	113,59
2003	T3	95,35	92,33	93,30	94,77	2012	T1	112,21	113,79	115,68	114,12
2003	T4	95,98	93,21	94,10	95,41	2012	T2	113,26	114,61	116,93	115,56
2004	T1	96,59	93,94	94,84	95,92	2012	T3	113,13	114,44	116,36	115,33
2004	T2	96,59	93,94	94,84	95,92	2012	T4	113,45	114,64	116,48	115,52

Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.

Tableau A4 Évolution des IPCH corrigés selon la méthode des acquisitions nettes – Allemagne

(base 2005T4 = 100)

		IPCH	IPCH corrigé				IPCH	IPCH corrigé	
			Anciens logements	Coût de construction				Anciens logements	Coût de construction
1996	T1	87,57	92,53	90,69	2004	T3	97,69	98,38	98,02
1996	T2	87,86	92,72	90,90	2004	T4	97,82	98,41	98,14
1996	T3	88,13	92,82	91,05	2005	T1	98,18	98,63	98,51
1996	T4	88,06	92,66	90,91	2005	T2	98,84	99,11	99,05
1997	T1	89,02	93,24	91,59	2005	T3	99,74	99,73	99,72
1997	T2	89,09	93,25	91,64	2005	T4	100,00	100,00	100,00
1997	T3	89,55	93,58	92,06	2006	T1	100,20	100,20	100,26
1997	T4	89,35	93,31	91,84	2006	T2	100,96	100,86	100,99
1998	T1	89,52	93,35	91,94	2006	T3	101,36	101,19	101,46
1998	T2	89,85	93,48	92,26	2006	T4	101,32	101,25	101,63
1998	T3	90,11	93,72	92,49	2007	T1	102,08	101,96	102,90
1998	T4	89,68	93,45	92,06	2007	T2	102,94	102,76	103,74
1999	T1	89,78	93,58	92,03	2007	T3	103,57	103,24	104,28
1999	T2	90,31	94,10	92,43	2007	T4	104,43	104,07	105,18
1999	T3	90,71	94,47	92,75	2008	T1	105,23	104,82	106,06
1999	T4	90,64	94,33	92,64	2008	T2	106,05	105,69	106,92
2000	T1	91,20	94,82	93,00	2008	T3	106,94	106,37	107,73
2000	T2	91,27	94,80	93,03	2008	T4	106,18	105,78	107,16
2000	T3	91,87	95,19	93,42	2009	T1	106,05	105,60	107,06
2000	T4	92,16	95,47	93,68	2009	T2	106,32	105,90	107,19
2001	T1	92,66	95,56	93,91	2009	T3	106,48	106,13	107,31
2001	T2	93,55	96,40	94,73	2009	T4	106,55	106,29	107,44
2001	T3	93,78	96,50	94,88	2010	T1	106,91	106,57	107,79
2001	T4	93,49	96,16	94,67	2010	T2	107,41	107,25	108,36
2002	T1	94,48	96,68	95,49	2010	T3	107,74	107,58	108,65
2002	T2	94,64	96,65	95,61	2010	T4	108,23	108,19	109,21
2002	T3	94,78	96,62	95,66	2011	T1	109,23	109,27	110,29
2002	T4	94,64	96,48	95,52	2011	T2	110,09	110,25	111,24
2003	T1	95,54	97,21	96,27	2011	T3	110,58	110,92	111,68
2003	T2	95,44	97,12	96,19	2011	T4	111,08	111,70	112,23
2003	T3	95,73	97,32	96,43	2012	T1	111,84	112,57	112,99
2003	T4	95,73	97,26	96,44	2012	T2	112,40	113,26	113,65
2004	T1	96,53	97,67	96,98	2012	T3	112,86	113,62	114,03
2004	T2	97,26	98,19	97,73	2012	T4	113,29	114,18	114,54

Sources : Insee, Destatis, calculs de l'auteur.