

Rapport commandé par l'ONPES et le PUCA

(MAPA N° 150 502 73 68)

**MARCHÉ A PROCÉDURE ADAPTÉE SUR LA MESURE
DU COÛT ÉCONOMIQUE ET SOCIAL
DU MAL-LOGEMENT**

OFCE

Octobre 2015

ofce

Table des matières

Préambule	7
Partie 1. Évaluation des coûts directs du mal-logement.....	9
I. Programme 177.....	10
1. Action n° 11 : Prévention de l'exclusion.....	10
2. Action n° 12 : « Hébergement et logement adapté »	11
II. Autres coûts directs	13
Partie 2 . Évaluation des coûts indirects du mal-logement	15
I. Composantes du mal-logement et champs d'étude retenus	15
1. Les composantes du mal-logement.....	15
2. Les champs d'études retenus	16
II. Quelles méthodologies d'évaluation ?	18
1. Méthodes visant à mettre en évidence des relations causales.....	18
2. Méthodes visant à mesurer le coût économique et social.....	25
3. Méthodologies visant à mesurer les coûts économiques et sociaux d'utilité	33
4. Méthodologies visant à évaluer les coûts économiques et sociaux de prévention	37
5. Glossaire	38
III. Méthodologie d'évaluation des coûts indirects du mal-logement	39
1. Phase n° 1 : Le choix des indicateurs	39
2. Phase n° 2 : Analyse descriptive	39
3. Phase n° 3 : Analyse économétrique	40
4. Phase n° 4 : Chiffrage par la méthode des fractions attribuables	40
IV. Impact des situations de mal-logement sur la réussite scolaire	42
1. Retard scolaire et sur occupation.....	42
2. Retard scolaire et mal-logement au sens de la contrainte budgétaire.....	48
3. Retard scolaire et précarité énergétique.....	51
4. Retard scolaire et habitat sans confort	53
V. Impact des situations de mal-logement sur l'emploi.....	62
1. Chômage et sur occupation.....	64
2. Chômage et habitat dégradé	70
VI. Impact des situations de mal-logement sur la santé.....	81
Partie 3. Évaluation des coûts d'évitement du mal-logement	93
Conclusion.....	97
ANNEXE : Régressions complémentaires	99
Index Tableaux et graphiques.....	104
Références bibliographiques	106
1. Articles traitant de la mise en évidence de relations causales.....	106
2. Articles traitant de la mesure du coût économique.....	107

Le présent rapport s'inscrit dans la continuité des travaux menés par le Conseil National de l'Information Statistique (Cnis). Dans ce cadre, un groupe de travail sur la question du mal-logement a remis en 2011 un document comportant une série de recommandations sur « les améliorations à apporter à la connaissance et à la mesure » de ce phénomène. Ce rapport propose d'engager un travail de qualification et de quantification du coût économique et social du mal-logement en France.

Afin d'étayer la définition retenue du « coût économique et social » du mal-logement, une revue de la littérature française et étrangère a été établie. Cette dernière rend compte, de manière approfondie, des méthodologies susceptibles de documenter le coût économique et social du mal-logement.

Une fois désignées les composantes du mal-logement dont l'impact économique et social est susceptible d'être chiffré directement, celles pour lesquelles des travaux complémentaires devront être menés ont été identifiées en fonction de la connaissance et des données disponibles. De même, une identification des domaines impactés par le mal-logement (santé, éducation, emploi) a été réalisée, identification faisant suite à la présentation d'une typologie des composantes du mal-logement étudiées (sur occupation, contrainte budgétaire dépassée, précarité énergétique, habitat dégradé) en distinguant celles dont le coût est directement mesurable, compte tenu des données et des travaux existants, de celles pour lesquelles il conviendrait de construire une information chiffrée ou d'engager des travaux complémentaires.

PRÉAMBULE

Selon la Fondation Abbé Pierre, la France comptait en 2014 plus 3,5 millions de mal logés. En intégrant à ces chiffres les ménages fragilisés dans leurs conditions de logement, ce sont ainsi près d'un français sur 6 qui seraient confrontés, de près ou de loin, à des situations de logement anormales.

S'il n'existe pas aujourd'hui de définition arrêtée de ce qu'est le « mal-logement », de nombreux rapports et de multiples études se sont attelées, depuis maintenant plusieurs années, à le qualifier et le quantifier. Poursuivant cet objectif, un groupe de travail du Conseil national de l'information statistique (Cnis) a d'ailleurs tenté de cerner la notion de mal-logement à partir du croisement de différentes dimensions (le type d'habitat, le statut d'occupation, la qualité du logement, la précarité/stabilité dans le logement, l'environnement du logement, la comparaison du logement et du ménage qui l'occupe). Malgré tout, définir le mal-logement reste complexe.

Conscient des difficultés, le présent rapport ne s'attèlera pas à étudier exhaustivement l'ensemble des situations de mal-logement. Ainsi, les problématiques propres et ayant déjà fait l'objet d'évaluations telles que le sans abris ou le saturnisme ne seront ici pas étudiées.

Une fois explicités et débattus les coûts directement imputables aux situations de mal-logement (hébergement d'urgence, aides de maintien dans le logement, ...), nous nous attacherons à qualifier l'impact des situations de mal-logement sur trois principaux champs d'étude que sont l'éducation, l'emploi et la santé. Confrontés soit à l'absence de données soit à leur multiplicité, le chiffrage monétaire rigoureux de l'impact indirect des situations de mal-logement sur ces champs d'études reste incertain. Malgré tout, les analyses descriptives et économétriques fournissent des ordres de grandeurs permettant de mesurer l'importance de l'impact des conditions de logement sur les conditions de vie des ménages français.

Dans une dernière partie, nous reviendrons sur les investissements à réaliser pour enrayer les coûts mis en lumière précédemment et nous initierons une réflexion autour des coûts d'évitement du mal-logement. Un chiffrage théorique de ces coûts sera proposé au travers la mise en place d'un modèle de mobilité résidentielle basé sur le parc de logement existant et la production de nouveaux logements.

ÉVALUATION DES COÛTS DIRECTS DU MAL-LOGEMENT

Les coûts directement imputables aux situations de mal-logement sont de natures relativement diverses. En effet, les coûts publics inscrits au titre du programme n° 177 de la loi de finance au titre du ministère du Logement et de l'égalité des territoires (Chapitre 1) ne représentent qu'une partie des coûts imputables directement aux situations de mal-logement. Tout d'abord parce qu'une partie des coûts d'hébergement reste à la charge des collectivités locales ou des associations prenant en charges les situations d'exclusion et que cette partie n'est pas prise en compte dans le programme n°177.

D'autre part, d'autres postes de la politique du logement visent à réduire les situations de mal-logement. Par exemple, les aides personnelles au logement (APL, ALS, AFS) ont pour objectif de solvabiliser les ménages les plus modestes confrontés à des dépenses en logement trop élevées. Ces aides, qui s'établissaient à près de 20 milliards d'euros en 2014 et distribuées à 6,2 millions de ménage, s'inscrivent pleinement dans la lutte contre le mal-logement au titre de la contrainte budgétaire. De même, conditionnées à des caractéristiques de dignité du logement, elles visent aussi explicitement à lutter comme l'habitat dégradé. Une partie de leur coût global semble donc pouvoir être affecté au coût économique et social du mal-logement.

De la même façon, la construction de logements abordables subventionnés, qu'ils soient sociaux ou intermédiaires, mais également les différentes aides aux travaux de rénovation des logements, ont pour objectifs d'atténuer la contrainte budgétaire des ménages les plus modestes tout en luttant contre les conditions de logement dégradées. Les aides à la pierre adressées au secteur de la construction sociale, et dans une moindre mesure au secteur privé intermédiaire, pourraient donc légitimement être, tout du moins en partie, comptabilisées comme coût économique et social du mal-logement. C'est également le cas des aides fiscales visant à l'amélioration de l'habitat.

Enfin, dans la même optique, le programme national de rénovation urbaine (PNRU), dont le coût estimé pour la période 2004-2012 était de 45 milliards d'euros, vise aussi du moins pour partie à lutter contre l'habitat dégradé. Une partie des dépenses qui en résulte pourrait donc être logiquement considérée comme coût de réparation ou de lutte contre le mal-logement.

Evidemment, ces postes budgétaires constituent en priorité une contribution à la production de service de logement. On ne peut donc pas les affecter entièrement et unilatéralement au traitement du mal-logement. A cet égard leur impact positif sur la qualité du logement constitue une externalité positive, l'objectif principal des dépenses publiques en faveur du logement étant de fournir un service de logement abordable à l'ensemble de la population.

Le programme 177, intitulé « Prévention de l'exclusion et insertion des personnes vulnérables », regroupe les crédits de la politique d'hébergement et d'accès au logement des personnes sans abri ou mal logées. Sa finalité est de permettre l'accès au logement, tout en garantissant une réponse aux situations d'urgence qui soit la plus adaptée aux besoins.

L'Etat occupe une place importante dans la lutte contre l'exclusion puisque l'hébergement d'urgence reste l'une des rares politiques sociales non décentralisée. Outre les aides à l'hébergement prises en charge par les associations et quelques décideurs locaux, c'est donc à l'Etat qu'incombe la prise en charge des ménages exclus du parcours résidentiel. Cette charge regroupe à la fois la prise en charge des situations d'urgence mais également la création de structure d'hébergement. Au travers le programme 177, le logement est au cœur des politiques publiques de lutte contre l'exclusion et la pauvreté, et son accès s'opère au travers un spectre large de moyens et de dispositif.

Le programme 177 se compose de plusieurs actions dont la bonne application résulte d'outils (Prévention de l'exclusion ; Hébergement et logement adapté ; Conduite et animation des politiques de l'hébergement et de l'inclusion sociale) et d'objectifs différents (accès des personnes sans abri à un logement décent, pérenne et adapté à leur situation ; maintenir une capacité d'hébergement adaptée aux besoins et permettant d'apporter l'accompagnement nécessaire pour améliorer l'accès au logement ; éviter les situations de rupture amenant à la perte du logement).

Pour l'année 2014, les crédits engagés au titre du programme 177 s'élevaient à 1,315 milliard d'euros et se composait comme suit :

1. Action n° 11 : Prévention de l'exclusion

Les crédits de l'action 11 s'élevaient en 2014 à 59 millions d'euros répartis en deux unités budgétaires :

Allocation et dépenses d'aide sociale : 40 M€

L'intervention en direction des personnes âgées et des personnes handicapées sans domicile fixe concentre l'essentiel des crédits de cette action. Les allocations et aides sociales versées aux personnes âgées sont constituées principalement, de la prise en charge des frais de séjour en établissements d'hébergement de personnes âgées sans domicile fixe et, pour ces bénéficiaires, des prestations d'aide-ménagère, de frais de repas et d'allocation personnalisée d'autonomie (APA).

Actions de prévention et d'accès aux droits : 19 M€

Les crédits du programme permettent principalement de financer, en partenariat avec la Caisse nationale des allocations familiales, le fonctionnement des aires d'accueil des gens du voyage.

2. Action n° 12 : « Hébergement et logement adapté »

L'action 12 du programme 177 affiche un coût budgétaire de 1,3 milliard d'euros soit la grande majorité des crédits déployés au titre du programme 177 pour l'année 2015. Les interventions qu'elle finance peuvent se subdiviser en quatre unités budgétaires :

La veille sociale : 89 M€

La veille sociale permet de connaître et soutenir les personnes sans abri en établissant un premier contact et un premier accueil, en leur proposant des aides matérielles (douche, vestiaire, restauration...), en procédant à un recueil de leur besoin d'hébergement et à une proposition d'orientation vers des structures d'hébergement, d'accompagnement et d'orientation. Les crédits sont consacrés aux missions remplies par différentes structures : les services d'accueil et d'orientation (SAO) et les services intégrés d'accueil et d'orientation (SIAO), plateformes départementales qui coordonnent l'action des structures contribuant à l'accueil, l'hébergement et l'accès au logement des personnes sans domicile.

L'hébergement d'urgence : 389 M€

Les crédits de l'hébergement d'urgence visent à offrir un parc d'hébergement pour les personnes sans domicile. Ces dispositifs accueillent tous les publics sans condition autre que le fait d'être dans une situation de détresse sociale, affective, ou psychologique (publics en situation de rupture récente, grands exclus, travailleurs pauvres...). Les crédits sont répartis entre le financement des centres d'hébergement d'urgence (CHU), qui ont pour mission l'hébergement de personnes ou de familles sans abri et l'aide dans leurs démarches d'accès aux droits et recherche d'un logement ou d'une structure d'insertion adaptée et le financement des places d'hébergement de stabilisation et d'insertion qui visent l'accompagnement social des personnes et un hébergement favorisant leur autonomisation.

Les centres d'hébergement et de réinsertion sociale (CHRS) : 623 M€

Les CHRS ont pour finalité l'accueil, l'hébergement et la réinsertion sociale des personnes en grande difficulté en vue de leur permettre de recouvrer leur autonomie. Ils assurent plusieurs missions, même si tous les CHRS n'assurent pas nécessairement l'ensemble de celles-ci : l'accueil et l'orientation notamment en urgence ; l'hébergement et le logement, individuel ou collectif, en regroupé ou en diffus ; le soutien et l'accompagnement social dans ou en dehors des murs de l'établissement ; l'adaptation à la vie active et l'insertion sociale et professionnelle. Le public accueilli en CHRS est large : il s'agit de personnes ou familles en grandes difficultés (économiques, familiales, de santé ou d'insertion) qui ne trouvent pas de réponses satisfaisantes dans les dispositifs sociaux et publics habituels.

Les dispositifs développant des modes de logements adaptés : 199 M€

Ces modes de logement accompagnés ou adaptés sont destinés aux personnes dont la situation ne permet pas de recouvrer l'autonomie nécessaire pour occuper un logement ordinaire mais nécessite néanmoins une solution alternative à l'hébergement.

Les dispositifs financés sont : l'aide aux organismes qui logent temporairement des personnes défavorisées, les maisons relais et pensions de famille, l'intermédiation locative ou encore l'aide à la gestion locative sociale.

L'aide aux organismes qui logent temporairement des personnes défavorisées : 39,2 M€

Ces crédits recouvrent l'aide octroyée aux organismes logeant à titre temporaire des personnes défavorisées qui ne peuvent être hébergées en Centre d'hébergement et de réinsertion sociale (CHRS). Elle est destinée à couvrir, au moins partiellement, le loyer et les charges. Elle est forfaitaire, selon un barème variant en fonction de la taille du logement et de son implantation (3 zones).

L'intermédiation locative : 64,8 M€

Ce dispositif permet d'aider des associations ou des organismes de logement social à prendre à bail des logements du parc privé et à les sous-louer à un tarif social à des ménages défavorisés, notamment des ménages hébergés en capacité d'occuper un logement. La dépense couvre le différentiel entre un loyer social et le prix du marché (en sous location), ainsi que les charges de fonctionnement des opérateurs (prospection, prise à bail, gestion sociale, équipement des logements) et l'accompagnement social des ménages bénéficiaires.

Les maisons-relais et pensions de famille : 80,4 M€

Structures de taille réduite comportant une vingtaine de logements, alliant logements privés et espaces collectifs, les maisons relais et pensions de famille sont destinées à l'accueil sans limitation de durée de personnes en forte exclusion sociale. Forme de logement autonome, les maisons-relais et les pensions de famille offrent un cadre de vie convivial et chaleureux, grâce à la présence quotidienne d'un hôte.

Les résidences sociales et l'aide à la gestion locative sociale (AGLS) : 15 M€

L'aide à la gestion locative sociale est une aide de l'État aux gestionnaires de résidences sociales, nouvelles ou issues de la transformation des foyers de jeunes travailleurs (FJT) ou des foyers de travailleurs migrants (FTM), dans le cadre du plan de traitement des FTM, à mettre en place les dépenses adaptées aux besoins des personnes accueillies (accueil, médiation...).

Le pilotage et l'animation du secteur AHI (Accueil, hébergement et insertion) : 10,7 M€

Le soutien financier aux fédérations locales des centres sociaux : 400 000 €

La contribution au fonds de coopération de la jeunesse et de l'éducation populaire (FONJEP) : 4,7 M€

II. AUTRES COÛTS DIRECTS

Nous l'avons dit, les coûts publics inscrits au titre du programme n°177 ne représentent qu'une partie des coûts imputables directement aux situations de mal-logement. Ainsi, le programme 109 intitulé « Aide à l'accès au logement » finance les aides accordées directement ou indirectement aux personnes qui rencontrent des difficultés pour accéder à un logement décent ou s'y maintenir durablement. En 2014, le montant total des aides à la personne s'établissait à près de 20 milliards d'euros à la charge de l'Etat et des organismes sociaux (CAF, ...). En aidant les ménages aux ressources modestes à faire face à leurs dépenses, et en les accompagnant dans leurs démarches pour l'accès au logement, ce programme participe à la mise en œuvre du droit au logement prévu par la loi n° 2007-290 du 5 mars 2007 sur le droit au logement opposable (DALO). Afin d'aider les ménages modestes à faire face à leurs dépenses de logement, les aides dites « à la personne », qui constituent le principal poste budgétaire de la politique du logement, sont ciblées sur les ménages aux ressources les plus modestes, i.e. les 3 premiers déciles de revenus. Elles ont pour effet de réduire le reste à charge des dépenses de logement, que ces ménages soient locataires ou accédant à la propriété.

En 2014, près de 6,5 millions de ménages ont bénéficié d'une aide personnelle au logement, leur permettant ainsi de réduire, dans le secteur locatif comme dans le secteur de l'accession, leurs dépenses de logement (loyers ou mensualités d'emprunt et charges). Si le chiffrage précis de la part de ces aides pouvant être affectée directement à la lutte contre le mal-logement (contrainte budgétaire et habitat insalubre¹) semble complexe sans exploitation précise des données de la CAF, il est clair qu'une partie de celles-ci pourraient constituer un coût budgétaire directement imputable à l'existence de situation de mal-logement.

Avec la garantie des risques locatifs (GRL), le programme 109 participe également à faciliter l'accès au logement des locataires que leur taux d'effort pour le paiement du loyer, supérieur aux critères habituellement retenus par les bailleurs du parc privé, exclut de fait du marché de la location. La garantie des risques locatifs (GRL) est destinée à faciliter l'accès au logement au plus grand nombre de locataires et est basée sur la souscription facultative par les bailleurs d'un contrat d'assurance garantissant le risque d'impayés de loyers et les dégradations locatives auprès de l'un des assureurs adhérent au dispositif. Le coût budgétaire affecté à cette garantie des loyers était en 2014 de 9 millions d'euros.

De la même façon, au travers la construction de logements abordables subventionnés, qu'il soit sociaux ou intermédiaires, mais également les différentes aides aux travaux de rénovation des logements, les pouvoirs publics s'appliquent à atténuer la contrainte budgétaire des ménages les plus modestes en luttant contre les conditions de logement dégradées. Les aides à la pierre adressées au secteur de la construction sociale, et dans une moindre mesure au secteur privé intermédiaire, pourraient donc légitimement être, tout du moins en partie, comptabilisées comme coût économique et social du mal-logement. C'est également le cas des aides fiscales visant à l'amélioration de l'habitat. Selon les derniers Comptes du logement, ces aides représentaient à elles seules près de 20 milliards d'euros en 2014.

1. Notons que la loi ALUR instaure depuis peu une consignation des APL en cas d'habitat indigne.

Le secteur locatif social a quant à lui bénéficié de 3,5 milliards d'euros de subventions d'investissement, consacrées tant à la construction qu'à la rénovation de son parc de logements, mais également de près de 2 milliards d'avantages dits de taux. De son côté, le parc privé, locatif et de propriété occupante, s'est vu versé 6,5 milliard d'euros au titre des mesures d'incitation à la rénovation (TVA réduite, CIDD, ...).

Dans la même optique, le programme national de rénovation urbaine (PNRU), dont l'investissement estimé pour la période 2004-2012 était de 45 milliards d'euros, vise aussi du moins pour partie à lutter contre l'habitat dégradé. Une partie des dépenses, une fois encore complexe à chiffrer, qui en résulte pourrait donc être logiquement considérée comme coût de réparation ou de lutte contre le mal-logement.

Pour mesurer efficacement la part de la dépense générale en faveur du logement imputable à la lutte contre le mal-logement il faudrait tenir compte de la non linéarité de la relation entre dépenses pour le logement et mal-logement : un euro d'aide en moins par bénéficiaire n'aurait vraisemblablement pas d'effet sur le mal-logement. La conséquence serait plus vraisemblablement une réduction des autres postes de la consommation des plus modestes. A contrario, la suppression complète des aides au logement conduirait certainement à une explosion des situations de mal-logement.

Pour quantifier l'impact de la dépense pour le logement sur le mal-logement il faudrait donc disposer d'un modèle sophistiqué permettant de tenir compte de la rentabilité marginale décroissante des aides au logement du point de vue de la qualité de l'habitat. Ce modèle n'existant pas actuellement, nous mentionnons ici que la probable existence de ces coûts directs « annexes » sans parvenir toutefois à un chiffrage précis de ces derniers.

Si le chiffrage monétaire précis de l'ensemble des coûts directement imputables aux situations de mal-logement, c'est-à-dire ceux pour lesquels la résolution complète des situations de mal-logement engendrerait de facto leur disparition, paraît à ce stade complexe compte tenu de la non exploitation d'un certain nombre de données détaillées (CAF, ANRU, ANAH, ...) et de l'absence de modèle permettant d'estimer l'élasticité du mal-logement à la dépense publique, il apparaît malgré tout clairement de cette partie I que les coûts économiques et sociaux directs du mal-logement s'établissent à un niveau bien supérieur aux 1,3 milliards d'euros figurant au titre du programme 177 du budget national visant à la prévention de l'exclusion et à l'insertion des personnes vulnérables.

ÉVALUATION DES COUTS INDIRECTS DU MAL-LOGEMENT

I. COMPOSANTES DU MAL-LOGEMENT ET CHAMPS D'ÉTUDE RETENUS

1. Les composantes du mal-logement

En accord avec les membres du comité de pilotage de l'étude, le choix a été fait de retenir quatre composantes du mal-logement : la sur occupation, la contrainte budgétaire dépassée, l'habitat sans confort et la précarité énergétique.

Celles-ci, bien que ne représentant pas l'ensemble des situations de mal-logement traversées par les ménages, constituent à elles seules la grande majorité des situations de logement dégradées observées sur le territoire national.

La sur occupation

Pour étudier la composante « sur-occupation » du mal-logement, nous avons retenu l'indicateur de l'INSEE notamment disponible dans l'enquête Logement 2013. La notion de sur occupation repose sur **l'indice de peuplement**. Ce dernier est construit en fonction du nombre de pièces nécessaires aux ménages d'un logement. Selon cet indicateur, chaque logement doit posséder une pièce de séjour pour le ménage, une pièce pour chaque personne de référence d'une famille, une pièce pour les personnes hors famille non célibataires ou les célibataires de 19 ans et plus, une pièce pour deux enfants s'ils sont de même sexe ou ont moins de 7 ans ou sinon une pièce par enfant. Selon l'enquête Logement 2013, 9,5 % des ménages français sont en situation de surpeuplement soit 2,7 millions de ménages.

La contrainte budgétaire dépassée

Pour définir la composante « mal-logement au sens de la contrainte budgétaire », nous opterons par la suite pour le critère alliant à la fois **un taux d'effort élevé et un reste à vivre faible**. En effet, il ne paraît pas opportun d'inclure dans notre étude les ménages au seul reste à vivre faibles. Le coût économique et social résultant de ces situations s'apparentant plus selon nous à un coût de la pauvreté qu'à un coût du mal-logement.

Selon le critère retenu, la population touchée varie assez fortement. Ainsi, 25 % des ménages ont un taux d'effort jugé élevé, 30 % ont un reste à vivre faible et 17 % des ménages cumulent ces deux caractéristiques.

L'habitat sans confort

Compte tenu de la multitude de situations d'habitat dégradé, le choix d'un indicateur efficace et synthétique s'avère être, pour cette composante, particulièrement complexe. Afin d'éviter au maximum une dispersion tant des résultats que des extrapolations potentielles de ces derniers, nous définirons ici deux critères stricts (et non exhaustifs) des situations de « mal-logement au titre de l'habitat sans confort ». Le premier est un critère de **bruit** (ressenti) et le second indique la présence (déclarée) d'**humidité** dans le logement.

Dans l'ENL 2013, 11 % des ménages répondent positivement aux items « Assez fréquents » ou « très fréquents » de la question : « *Les BRUITS que vous entendez la NUIT dans votre logement (fenêtres fermées) sont-ils ...* ». Concernant l'humidité, l'intitulé de la question est le suivant : « *Y-a-t-il des signes d'humidité sur certains murs de votre logement ? (condensation excessive, moisissures, revêtements dégradés...).* Ne pas prendre en compte les dégâts des eaux. ». Ils sont 21 % à déclarer la présence de signes d'humidité sur certains murs du logement.

La précarité énergétique

Enfin, seront considérés comme en situation de précarité énergétique les ménages déclarant avoir souffert du froid durant le dernier hiver² et ayant un taux d'effort énergétique, défini comme le rapport entre dépenses d'énergie et revenu, supérieur à 10 %. Selon l'enquête Logement 2013, 2,5 % des ménages sont touchés par la précarité énergétique (taux d'effort élevé et froid ressenti).

2. Les champs d'études retenus

L'analyse des coûts de réparation indirects fera suite aux analyses causales menées sur les champs d'étude que sont : **l'éducation, l'emploi et la santé**. Pour chacun de ces champs, nous tenterons d'évaluer l'impact négatif, monétarisé ou non, engendré par les situations de mal-logement. Une fois ces liens causaux établis, nous tenterons d'évaluer les coûts économiques et sociaux induits.

Concernant l'éducation, nous étudierons spécifiquement l'impact des situations de mal-logement (telles que précédemment définies) sur le **retard scolaire**. Concernant l'emploi, nous tenterons de lier mal-logement et **chômage** (CREDOC, 2011; Eberle, 2001). Une fois ce lien causal établi, nous tenterons de quantifier l'impact du mal-logement, et d'en déduire un coût, social et/ou économique.

Enfin, nous nous appuierons sur la riche littérature existante pour tenter d'évaluer le coût du mal-logement et de ses composantes sur la santé. Pour ce faire, nous étudierons notamment les conséquences de l'occupation d'un habitat sans confort (tel que défini précédemment) sur **l'état de santé déclaré**.

2. L'intitulé exact de la question figurant dans l'enquête Logement est le suivant : « Au cours de l'HIVER dernier, votre ménage a-t-il souffert du froid dans votre logement pendant au moins 24 heures ? ».

Il convient de noter l'existence de difficultés importantes associées à l'évaluation du lien causal entre les conditions de logement et la santé, l'emploi ou l'éducation de l'individu : les personnes qui habitent dans des logements insalubres présentent une variété de caractéristiques qui peuvent impacter leur niveau d'éducation, leur santé ou leur employabilité (FORS, 2012).

Les difficultés associées à l'évaluation du coût social du mal-logement en France, proviennent à la fois de difficultés à établir un lien de causalité mais aussi de l'inexistence ou de l'indisponibilité des données.

En 2001, Kopp a ainsi dénombré trois conditions jugées comme nécessaires pour établir une relation causale : une corrélation entre les phénomènes, une explication logique pouvant expliquer le lien et l'absence de causes alternatives (Kopp, 2001). Cette dernière condition est souvent difficile à satisfaire. En effet, une relation d'association, qui révèle l'existence d'un lien statistique entre deux variables, ne correspond pas toujours à une relation de causalité.

Cette dernière pourra être mise en exergue uniquement si la méthodologie choisie permet de capturer l'impact d'une variable sur une autre, en contrôlant des autres facteurs impliqués dans la relation entre ces deux variables. Par conséquent, afin de mettre en évidence une relation causale entre la qualité de l'habitat et la santé, l'emploi et la réussite scolaire, il est essentiel de contrôler de l'ensemble des caractéristiques propres au ménage ou à l'individu qui peuvent influencer leur niveau d'éducation, leur santé ou leur employabilité.

Par ailleurs, la qualité du logement peut avoir des effets retardés et hétérogènes* sur ses occupants. En effet, les enfants et les personnes âgées peuvent être plus vulnérables aux facteurs nuisibles présents dans le logement. De plus, il peut exister un délai entre l'exposition au risque lié au mal-logement et l'apparition des symptômes chez les occupants du logement. Afin d'évaluer rigoureusement l'impact du mal-logement sur ses habitants, il peut donc être judicieux d'opter pour une approche longitudinale centrée sur le cycle de vie.

Enfin l'évaluation du coût social du mal-logement est contrainte par l'inexistence de certaines données. En effet, la mise en place d'enquêtes spécifiques permettant de capter l'ensemble des composantes du mal-logement ainsi que l'intégralité des champs d'étude retenus semble nécessaire.

II. QUELLES MÉTHODOLOGIES D'ÉVALUATION ?

Afin d'analyser les méthodes à disposition, il est important ici d'en distinguer deux grands types. D'une part les méthodes visant à établir économétriquement l'existence de relations causales ou de corrélations entre une situation donnée (ici le mal-logement) et de possibles conséquences (échec scolaire, chômage, ...). D'autre part, les méthodes visant à mesurer le coût économique d'une relation causale pré établie.

1. Méthodes visant à mettre en évidence des relations causales

Concernant la réussite scolaire, relativement peu de recherches scientifiques ont été consacrées à l'analyse de l'impact des conditions de logement dans la réussite scolaire des enfants. Pour autant, l'impact négatif d'un logement insalubre sur la santé des enfants peut avoir des conséquences sur le risque d'absentéisme et donc la réussite scolaire. Une étude menée par l'Association anglaise de lutte contre le mal-logement Shelter révèle par exemple que l'absentéisme scolaire est de 2 à 3 fois plus élevé chez les enfants sans abris. Par ailleurs, la qualité de l'habitat peut également avoir un impact sur le développement cognitif et intellectuel des enfants. En effet, en l'absence d'un espace individuel décent et calme pour travailler, les enfants peuvent souffrir d'un déficit de concentration. Ainsi, 79 % des parents habitant dans un logement surpeuplé et interrogés dans le cadre de l'étude menée par l'association Shelter (2005), déclarent que leurs enfants éprouvent des difficultés dans l'apprentissage de la lecture et la réalisation de leurs devoirs. Ce résultat est notamment justifié par l'étude médicale de Larson et Petersen (1978) qui suggère que le bruit entrave les capacités de mémorisation et d'apprentissage des jeunes enfants.

L'ensemble de ces résultats révèle la nécessité d'approfondir la recherche. C'est dans cette optique que Goux et Maurin (2003) puis Hernu (2007) ont cherché à mettre en évidence l'impact des conditions de logement sur la réussite scolaire de l'enfant. Nous analyserons également la méthode initiée par Michel Duée visant à établir un lien de causalité entre chômage des parents et échec scolaire des enfants. Cette méthode, bien que n'étant pas directement appliquée aux situations de mal-logement est riche d'enseignements.

Dans un second temps nous traiterons des études réalisées dans le cadre de l'étude d'impact des situations de mal-logement sur la santé. Les méthodes utilisées y sont plus diverses et permettront d'enrichir nos analyses.

Surpeuplement et échec scolaire (Goux & Maurin, 2003)

Dans leur article intitulé « The Effect of Overcrowded Housing on Children's Performance at School » de 2003 et sur la base des données de l'enquête Emploi de l'INSEE de 1990 à 2000, Goux et Maurin tentent de mettre en évidence économétriquement l'existence d'une relation causale entre « surpeuplement » et « échec scolaire ».

Pour ce faire, et afin de corriger les importants biais d'endogénéité* inhérents à ce type d'analyse, les auteurs mettent en œuvre une méthode économétrique introduite en 2000 par Arthur Lewbel³. Ce dernier montre comment identifier les effets de variables explicatives endogènes* dans un modèle à choix binaire (Lewbel, 2000).

Contrairement aux modèles linéaires* dans lesquels l'endogénéité* est simplement traitée par l'utilisation d'un modèle avec variables instrumentales*, la correction des biais dus à l'endogénéité dans des modèles à choix binaires nécessitent des hypothèses supplémentaires. La méthode nécessite une variable instrumentale* et une variable explicative continue et exogène* aux autres régresseurs qui influent sur la variable dépendante*. Lorsque ces deux variables sont identifiées, Lewbel montre qu'il est possible d'identifier les effets de la variable endogène* par l'application de la méthode usuelle des variables instrumentales* au modèle linéarisé (Maurin, 2002). Afin de confirmer leurs résultats, les auteurs ont également utilisé une enquête sur la poursuite de la scolarité qui donne une indication plus directe des conditions de logement des répondants au cours de leur enfance.

Les résultats issus de cette étude suggèrent une claire corrélation entre le surpeuplement du logement et les performances scolaires, la probabilité d'un enfant qui partage sa chambre avec l'un de ses frères ou sœurs d'abandonner l'école avant l'obtention du diplôme étant plus importante que pour les autres enfants.

Condition de logement et échec scolaire (Hernu, 2007)

Dans son mémoire de recherche publié en 2007, Mathieu Hernu utilise les données issues de l'Enquête Logement 2002 pour estimer, comme Goux et Maurin quelques années plus tôt (voir supra), la relation causale liant conditions de logement et échec scolaire (Hernu, 2007).

L'auteur y utilise un certain nombre de méthodes économétriques : les moindres carrés ordinaires (MCO), des estimations de type probit ainsi qu'une méthode plus complexe dite des triples moindres carrés (TMC). Dans ses estimations, la variable dépendante (i.e. à expliquer) est une indicatrice du retard scolaire (i.e. variable dichotomique), calculée pour 4 cohortes d'enfants âgés de 12, 14, 15 et 16 ans à partir de l'Enquête Logement qui fournit une indication sur la classe fréquentée par l'élève. Pour chacune des estimations, Hernu inclut le sexe de l'enfant, la taille de la fratrie, la position de l'enfant dans la fratrie (aîné ou pas), le revenu des parents, une indicatrice du niveau d'éducation du chef de famille et une indicatrice de cohorte à laquelle appartient l'enfant comme variables de contrôle. Les conditions du logement étant très corrélées, Hernu effectue une estimation pour chaque caractéristique retenue du mal-logement (humidité, froid, bruit, pannes de WC).

De cette façon, **Hernu montre que les coefficients associés aux variables de condition de logement sont compris entre 0,04 et 0,05. Par ailleurs, Hernu souligne l'absence d'effet d'âge dans cette relation causale, mais un effet de pauvreté aboutissant à un impact plus important des conditions de logement sur l'échec scolaire.** Par la suite, Hernu appréhende la correction du biais d'endogénéité* provenant de l'estimation de l'effet du surpeuplement du logement sur le retard scolaire par l'usage de la méthode des triples moindres carrés.

3. Une définition succincte des termes suivis d'une « * » est disponible dans le glossaire en fin de document.

Dans cette optique, il utilise le sexe des deux premiers enfants et celui des deux derniers enfants issus d'une famille composée d'au moins trois enfants comme variables instrumentales.

Cette méthode se décompose en trois étapes :

- ✓ La première, qui consiste à régresser la probabilité d'avoir plus de deux enfants sur les deux instruments, permet d'obtenir une valeur indicatrice de la probabilité d'avoir « trois enfants ou plus ».
- ✓ La deuxième repose sur la régression du nombre d'enfants par chambre sur l'indicatrice « trois enfants et plus » prédite dans la première étape et sur le deuxième instrument standardisé et multiplié par l'indicatrice « trois enfants et plus », permettant ainsi de prédire le nombre d'enfants par chambre.
- ✓ Enfin, la troisième étape consiste à régresser le retard scolaire sur les valeurs prédites par les deux premières régressions.

Ici, l'auteur utilise également les *doubles moindres carrés* sur un échantillon ne prenant en compte que les familles composées d'au moins trois enfants. Après avoir prédit le nombre d'enfants par chambre, l'auteur renouvelle la régression de la troisième étape précédemment présentée.

Les résultats issus de cette étude, en accord avec ceux de Goux et Maurin (2003), montrent qu'une augmentation d'un écart-type (0.59) du nombre d'enfants par chambre conduit à une hausse marginale de la probabilité de retard scolaire de 0.28.

Impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants (Duée, 2005)

En 2005, Michel Duée s'est attelé à évaluer l'impact causal du chômage des parents sur la scolarité de leurs enfants (Duée, 2005). Dans son étude, l'auteur définit le chômage au sens large du terme comme la précarité professionnelle. Par conséquent, il considère qu'un enfant aura été dans une situation précaire si avant ses 15 ans, son père a été au chômage, inactif ou en emploi précaire (temps partiel subi, interim, ...) durant au moins 1 an.

Suivant cette définition, 5 % des enfants présents dans l'échantillon ont connu la précarité. Les statistiques descriptives permettent de mettre en évidence une corrélation entre la précarité et la scolarité des enfants. En effet, le taux d'obtention du baccalauréat pour les enfants ayant souffert d'une situation de précarité est 20 points inférieur.

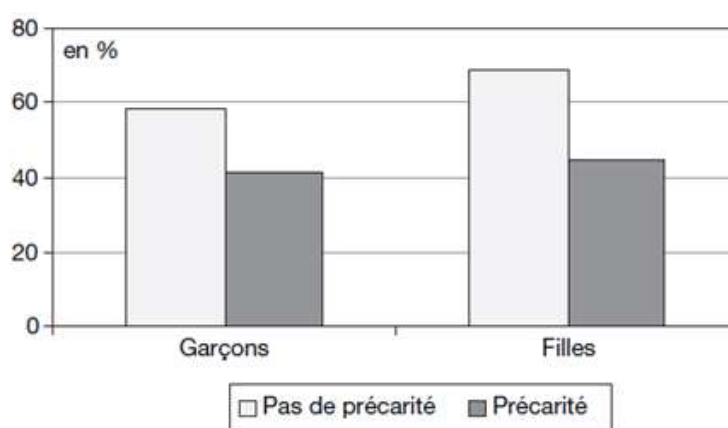
Les données utilisées sont issues de l'enquête Budget de Famille de 2000-2001 qui fournit des informations concernant les dépenses et la consommation de 10 305 ménages. Le calendrier qui retrace l'ensemble de la vie professionnelle de l'individu depuis la fin de ses études est utilisé afin de repérer les périodes de chômage ou de précarité professionnelle de l'individu.

La réussite et l'échec scolaire des enfants sont mesurés à travers l'obtention du baccalauréat grâce aux informations fournies sur le niveau de diplôme en cours ou le diplôme obtenu le plus élevé. L'échantillon est composé de 2 157 ménages, avec 3 771 enfants nés entre 1965 et 1979 et « dont les parents ne sont pas séparés au moment de l'enquête ».

Les enfants encore scolarisés mais n'ayant pas le bac (tous baccalauréats confondus) sont exclus de l'échantillon.

Graphique 1 Obtention du bac selon que les parents ont connu

ou non la précarité professionnelle (Dué, 2005)



Source : Insee, BDF 2000/2001.

Champ : enfants nés entre 1965 et 1979, dont les parents ne sont pas séparés.

Le sexe et l'année de naissance de l'enfant, le diplôme des parents, l'âge de la mère à la naissance du premier enfant (avant 20 ans, entre 21 et 25 ans, après 25 ans), la taille de la fratrie et le lieu de naissance des parents (France ou pays étranger) sont utilisés comme variables de contrôles dans la régression. Le rang dans la fratrie et la composition sexuelle de la fratrie n'étant pas significatives, ces variables n'ont pas été retenues dans la régression.

Le modèle économétrique retenu pour les régressions est un modèle bivarié à deux équations, la première déterminant la précarité professionnelle du père, et la seconde expliquant l'obtention du baccalauréat par l'enfant.

Le modèle s'écrit :

$$y_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + u_{1i}$$

$$y_{2i}^* = X_{2i}\beta_2 + \alpha y_{1i} + u_{2i}$$

Avec X_1 et X_2 les caractéristiques individuelles.

Ces résultats doivent être pris avec précaution car ils concernent la corrélation entre la précarité professionnelle des parents et la scolarité de l'enfant mais ne contrôlent pas de l'existence d'autres variables pouvant impacter la scolarité des enfants.

Afin de corriger les éventuels biais d'endogénéité* créés par ces variables, la précarité professionnelle des parents est instrumentalisée* par la catégorie socio-professionnelle du grand-père, selon les données disponibles dans l'enquête "Budget de Famille". En effet, cette dernière peut influencer le parcours professionnel des parents, sans impacter la scolarité des petits-enfants.

De cette façon, Dué (2005) montre que la précarité professionnelle du père a un impact négatif sur la réussite scolaire des enfants et confirme ainsi que la corrélation entre la précarité professionnelle des parents et la scolarité des enfants précédemment mise en évidence correspond à une causalité entre ces deux variables.

Tableau 1. Résultat des estimations des régressions Probit (Duée, 2005)

<i>Résultats des estimations</i>			
Variables	Probit simple	Probit bivarié	
	Obtention du bac	Obtention du bac	Précarité professionnelle (équation instrumentale)
Constante	- 0.470 *** (0.092)	- 0.443 *** (0.094)	- 1.784 *** (0.161)
CSP du grand-père (réf. ouvrier)			
Agriculteur			- 0.432 *** (0.104)
Indépendant			- 0.348 ** (0.137)
Cadre			0.127 (0.156)
Profession intermédiaire ...			- 0.857 ** (0.350)
Employé			- 0.132 (0.119)
Précarité professionnelle (réf. aucune précarité)			
Au moins 1 an de précarité	- 0.402 *** (0.109)	- 1.071 *** (0.389)	
Coefficient de corrélation des résidus		0.333* (0.191)	

Source : Insee, BDF 2000/2001. Champ : enfants nés entre 1965 et 1979, dont les parents ne sont pas séparés. Les chiffres entre parenthèses correspondent aux écarts types.
 * : significatif à 10 % ** : significatif à 5 % ; *** : significatif à 1 %.

Selon la CSP du grand-père considérée, on constate par ailleurs que l'impact est plus important lorsque la variable de précarité professionnelle du père est instrumentalisée* par la CSP du grand père.

De plus, le coefficient de corrélation des résidus positif (0.333) indique l'existence de caractéristiques inobservées qui accroissent à la fois la probabilité d'obtention du baccalauréat pour les enfants et "le risque de précarité professionnelle pour le père". C'est le cas par exemple des enfants vivant dans un environnement de précarité professionnel qui peuvent être incités à poursuivre leurs études pour réduire la probabilité de subir à leur tour la précarité professionnelle.

Enfin, afin de tester un éventuel problème d'hétéroscédasticité lié à l'existence d'effets fixes dans les ménages et pouvant biaiser les résultats précédemment obtenus, Duée (2005) effectue les mêmes régressions en incluant uniquement un enfant par ménage. De cette façon, il trouve qu'en moyenne la précarité professionnelle du père est associée à un coefficient de -1,15, significatif à 5% dans la moitié des estimations et à 10% dans les trois quarts des cas. Il obtient également un coefficient de corrélation d'une valeur de 0,36, significatif à 10%.

Duée (2005) en conclut que les précédents résultats obtenus, qui suggèrent un lien causal entre la précarité professionnelle et la réussite scolaire des enfants, ont été peu biaisés par un problème d'hétéroscédasticité.

Les résultats obtenus par Duée (2005) sont en accord avec ceux de Ermisch *et al.* (2001, Données britanniques), Goux et Maurin (2000 - Données françaises) et Maurin (2002, Données françaises) qui révèlent un impact positif du revenu des parents et négatif du surpeuplement du logement sur la réussite scolaire.

Contrairement à l'analyse de la relation qualité du logement-réussite scolaire des enfants, l'impact du logement sur la santé de ses occupants a donné lieu à nombreuses études, principalement étrangères. Les résultats de ces dernières sont unanimes : la moisissure, l'humidité, le froid sont autant de facteurs qui impactent négativement la santé des occupants d'un logement, engendrant des difficultés respiratoires, des pathologies dermatologiques ou d'autres maladies plus graves comme la tuberculose ou la méningite.

Une enquête, réalisée par Médecins du Monde sur 54 familles résidant dans le Val de Marne, a montré que les enfants qui vivent dans un logement insalubre sont fréquemment sujets à des rhinites, des maux de gorge et des otites (48% d'entre eux), des pathologies dermatologiques comme l'eczéma (17% d'entre eux), de l'asthme (17% d'entre eux) et des troubles du sommeil (17% d'entre eux). Les adultes souffrent quant à eux de troubles de l'humeur (57% d'entre eux) et du sommeil (22% d'entre eux), de fatigue (25% d'entre eux), de maux de tête (30% d'entre eux), de rhinites (30% d'entre eux) et de maux de gorge (30% d'entre eux).

Ces résultats sont confirmés par l'analyse de Ginot et Peyr (2010) qui utilisent les lettres de motivation qui accompagnent les demandes de logement social pour recenser les divers problèmes rencontrés par les locataires du parc privé.

Les principales difficultés mentionnées par les locataires souhaitant déménager concernent des problèmes somatiques dans 27 % des cas, des problèmes de santé mentale dans 10% des cas, des troubles du sommeil dans 8% des cas, des troubles de bien-être, d'intimité et de socialisation dans 20% des cas et une sur occupation du logement dans 70% des cas.

Au-delà des problèmes de santé physique, ces deux études permettent également de mettre en évidence l'impact négatif de l'habitat indigne sur la santé mentale des habitants, notamment l'anxiété et la dépression.

En accord avec ce résultat, l'enquête Samenta menée en 2009 montre que, outre des pathologies physiques et une espérance de vie réduite de 30 à 35 années comparée à la population en général, les SDF souffrent également de troubles de santé mentale sévères (psychotique, dépression majeure, stress) et d'addiction (drogue, alcool).

Par ailleurs, d'autres études ont également mis en évidence l'impact du quartier d'habitation sur la santé des habitants. Ainsi, le rapport de 2005 réalisé par l'ONZUS révèle que les problèmes dentaires, de vision et de surpoids sont plus fréquents chez les enfants issus de quartiers défavorisés.

De plus, pour les habitants de ZUS, la probabilité de se déclarer en mauvaise santé est 2,2 points supérieure et la probabilité de rapporter au moins une incapacité ("limitation fonctionnelle et/ou restriction d'activité") est 2,4 points supérieure.

L'enquête Santé, Inégalités et Ruptures Sociales, montre en outre que les habitants de ZUS ont un risque 1,4 fois plus élevé de faire face à des symptômes de dépression.

Sur la base de ces observations, de nombreux chercheurs ont tenté de qualifier et de quantifier scientifiquement ces relations probablement causales notamment entre les différentes composantes du mal-logement ici étudiées et l'état de santé.

Surpeuplement et état de santé (Gove, Hughes & Gales, 2014)

En 2014, Gove, Hughes et Gales ont utilisé des données d'enquêtes réalisées sur un échantillon représentatif de la population de Chicago afin d'évaluer l'impact du surpeuplement du logement sur la santé des individus (Gove & al., 2014). Dans cette optique, et afin de limiter la colinéarité possible entre les conditions de logement et le statut socioéconomique de ses occupants, Gove & al (2004) construisent leur échantillon sur des individus de différents statuts socioéconomiques présentant ou non des problèmes de surpeuplement de logement. L'échantillon retenu, qui exclut les ménages composés d'un unique individu, présente des caractéristiques très similaires à celles de la population de Chicago et un niveau de surpeuplement du logement comparable à la population américaine dans son ensemble. Ainsi, les résultats issus de cette étude pourront servir de référence pour la population dans son ensemble.

L'estimation par régressions multiples, basée sur les données d'enquêtes réalisées sur 2 035 personnes vivant à Chicago, étudie le lien causal entre le surpeuplement objectif et le surpeuplement subjectif et la santé physique et mentale, les relations sociales à l'intérieur et à l'extérieur du logement et le soin apporté aux enfants du foyer.

Le surpeuplement subjectif, en partie questionné dans les enquêtes Logement de l'INSEE, décrit le manque d'intimité et le sentiment de demande sociale excessive ressentis par les occupants du logement. La mesure du manque d'intimité correspond à la somme des réponses aux questions : « Généralement, disposez-vous d'autant d'intimité que vous le souhaitez ? », « Disposez-vous d'une pièce que vous considérez comme être la vôtre dans votre logement ? », « Dans votre logement, vous sentez-vous comme si vous n'étiez jamais vous-même ? ». Le surpeuplement objectif est quant à lui mesuré comme le nombre de personnes par pièce dans le logement. Ce choix est basé sur l'hypothèse que le nombre d'occupants du logement, une fois contrôlé du nombre de pièces, est positivement corrélé à la probabilité de subir du surpeuplement et que le nombre de pièces, une fois contrôlé du nombre d'occupants, est négativement corrélé à la probabilité de subir du surpeuplement.

Afin de remédier au problème de colinéarité entre le nombre de personnes par pièce et le nombre de pièces et d'occupants du logement, Gove *et al.* (2004) comparent les résultats des estimations avec et sans contrôle du nombre de pièces et du nombre d'occupants du logement. Lorsque l'on contrôle du nombre de pièces dans le logement et du nombre d'occupants, la valeur du coefficient associé au nombre de personnes par pièce est plus importante.

Les variables dépendantes* du modèle défini par les auteurs sont : la santé mentale, la santé physique, les relations sociales à l'intérieur et à l'extérieur du logement et le niveau de soin apporté aux enfants. La santé mentale est mesurée par les symptômes psychiatriques, l'affect positif, la dépression nerveuse, la présence d'irritation manifeste, un indice de l'aliénation générale (comme mesure du sentiment d'impuissance, l'absence d'appartenance aux normes...) et une mesure de l'estime de soi. La santé physique est mesurée par le manque de sommeil, la contamination régulière de maladie, le niveau de corvées obligatoires à effectuer même en cas de maladie, la possibilité que quelqu'un prenne soin de soi en cas de maladie, la possibilité d'obtenir un endroit de qualité pour se reposer, ainsi qu'un indicateur de santé générale.

Les relations sociales au sein du logement sont mesurées à partir d'un indicateur de la qualité de la relation du répondant avec son conjoint, ses enfants et les autres occupants du logement.

Les relations sociales à l'extérieur du logement sont quant à elles mesurées par la qualité des relations du répondant à l'enquête avec ses voisins, sa famille et ses amis.

Enfin, le soin apporté aux enfants est mesuré par le niveau de tracasseries causées par les enfants, le sentiment de soulagement lorsque les enfants sont hors du logement, les punitions physiques infligées aux enfants, la connaissance des camarades de l'enfant par le répondant, la connaissance des amis du répondant par l'enfant (sélectionné dans le foyer interviewé dans l'enquête), la présence d'une pièce dans laquelle l'enfant peut étudier et la possibilité pour l'enfant de sortir avec les autres.

Les résultats de cette étude semblent montrer que les surpeuplements objectifs et subjectifs sont très fortement liés à une mauvaise santé mentale, à de faibles relations sociales entre les habitants du logement et à un faible niveau de soin apporté aux enfants ; dans une moindre mesure, le surpeuplement est également lié à la faible santé physique des occupants du logement et à de pauvres relations sociales avec les autres personnes hors du logement.

Condition de logement et état de santé (WHO, LARES, 2007)

A partir d'enquêtes réalisées dans 8 villes européennes, constituées de 290 questions avec 1095 « items » incluant des informations sur les caractéristiques de 3373 logements et le niveau de santé de 8519 individus, le WHO analyse la relation entre les conditions de logement et le niveau de santé des individus. Par le calcul de odds ratio, le WHO montre que les conditions de logement (confort thermique, accès à la lumière naturelle dans le logement, qualité de l'air intérieur, humidité et moisissures, exposition au bruit, qualité des installations sanitaires, infestation d'insectes, l'accessibilité au logement, la qualité environnementale de la résidence) impactent le niveau de santé des individus.

Toutefois, les résultats obtenus pour l'échantillon utilisé ne peuvent être élargis à l'ensemble de la population. En effet, les villes européennes incluses dans l'échantillon ne peuvent servir de référence pour évaluer les effets des conditions de logement sur la santé des individus. Il semble nécessaire d'élargir cette analyse à un échantillon de villes plus large ou plus représentatif.

2. Méthodes visant à mesurer le coût économique et social

L'évaluation du coût économique et social du mal-logement contraint à distinguer les phases de mise en lumière des relations causales, décrites précédemment, et de quantification monétaire, décrite dans la suite du document. En effet, les différentes méthodes de quantification monétaire présentes dans la littérature reposent, pour la plupart d'entre elles, non plus sur des données issues d'enquêtes statistiques « généralistes » mais sur des données d'enquêtes davantage qualitatives (échantillon restreint) et quelquefois longitudinales. Notons que les recherches de David Ormandy font figure d'exception puisque ce dernier base la quasi-totalité de ses études sur les données de l'EHCS, enquête effectuée au niveau national.

Coût du sans-abrisme (The cost of homelessness in British Columbia, 2001)

Dans « The cost of homelessness in British Columbia » (2001), l'estimation du coût du sans-abrisme est obtenue à partir d'un échantillon de 15 individus résidant à Vancouver.

Cette évaluation est établie en comparant la consommation de services de santé, de services sociaux et de système judiciaire par les individus sans-abris et ceux qui l'étaient autrefois et qui occupent à présent un logement social. Afin de déterminer le coût économique du sans-abrisme, les auteurs recourent des informations rapportées par les répondants de l'enquête concernant leur consommation de services publics au cours de l'année précédente et des informations rapportées par les fournisseurs concernant le coût de l'offre de ces services.

Cette étude fournit une estimation annuelle du coût de la consommation de ces services par les sans-abris comprise entre 4 000 dollars et 80 000 dollars contre 12 000 dollars à 27 000 dollars pour les anciens sans-abris.

Par ailleurs, les auteurs évaluent également le coût d'une distribution « préventive » de logements aux sans-abris. Ce coût de prévention est comparé au coût de l'hébergement d'urgence.

Selon les auteurs, les hébergements d'urgence impliquent un coût journalier compris entre 31 dollars et 80 dollars, tandis que la provision d'hébergements supervisés coûte entre 20 dollars et 90 dollars par jour et par personne.

Ils montrent également que les hébergements supervisés permettent de réduire la consommation de services publics dans le futur en impactant positivement la santé des individus qui en ont bénéficié. Lorsque les coûts associés à la distribution de service sont ajoutés à ceux concernant la provision de logement aux sans-abris, le coût annuel par personne total estimé est compris entre 30 000 \$ et 40 000 \$ pour les sans-abris et 22 000 \$ à 28 000 \$ pour les anciens sans abris.

Coût du mal-logement (Ormandy, 2010)

Les données utilisées dans cet article sont issues de l'English House Condition Surveys (EHCS). Cette enquête nationale, établie régulièrement en Angleterre, informe à la fois sur les conditions de logement des ménages mais aussi sur les accidents domestiques, sur la composition et la taille du ménage ainsi que sur l'état de santé des individus.

La définition retenue du mal-logement est basée sur la classification du Housing Health and Safety Rating System (HHSRS) qui évalue 29 risques de santé et de sécurité liés à la qualité du logement et pouvant impliquer divers dommages sur ses occupants (voir infra). Pour chaque risque considéré, le HHSRS fournit une notation qui dépend de la probabilité de survenue du risque dans le logement et la gravité de ses conséquences sur les occupants du logement.

La méthode mise en place par David Ormandy se déroule en plusieurs étapes :

1. L'auteur procède au recensement de l'ensemble des logements pour lesquels la note de l'HHSRS est supérieure à 1 000⁴. Parmi ces logements, l'auteur évalue la probabilité d'occurrence du risque. Il estime le nombre de personnes ayant subi des dommages liés à la présence d'un risque et répartit ces individus en fonction de la gravité des dommages subis (extrêmes, sévères, sérieux, modérés).

4. Ce sont les logements classés en catégories 1 et 2 de l'HHSRS, c'est-à-dire les logements jugés comme étant les plus « risqués ».

2. Pour chacun des coûts retenus (voir tableau 2) l'auteur évalue le coût total associé au mal-logement en fonction de la gravité des dommages causés.
3. Pour les neuf risques considérés affectant la santé des occupants du logement⁵, une évaluation est réalisée du pourcentage d'incidents dans le logement en fonction de la gravité des dommages causés sur la santé des habitants.
4. Enfin, les auteurs utilisent les deux estimations précédentes pour estimer le coût total du mal-logement pondéré par le nombre de logements dans lesquels il existe un risque de catégorie 1.

Tableau 2. Principaux types de coûts et valeurs estimées (Ormandy, 2010)

Table 13: Main types of costs not yet covered and possible data sources		
Type of cost	Estimated value	Estimated value and variations
Cost of enforcement action by councils	£2,000	This will vary but is likely to be about this amount on average irrespective of the class of harm. This would cover the costs of inspections and advice from technical staff and administrative support
Costs of moving to more suitable accommodation	£10,000	This will involve stamp duty (where applicable) and fees to estate agents, removal company, surveyors, lenders etc. These are average house moving costs applicable in all cases. This might apply to 1 in 5 households with a Category 1 hazard
Increased spending on benefits	£15,000 per annum	Individuals who are permanently disabled will qualify for a range of benefits to compensate for being unable to work and to purchase care and mobility. This amount is for a single person for a whole year. Where problems are temporary, benefits are likely to be paid but over shorter periods
Lost capital value of house/sale price	£3,000	The 2006 EHCS indicates that this is the average difference between market value with and without repairs for dwellings with Category 1 hazards
Lost future earnings	£26,000 per annum	Based on current median full-time salary. Obviously such a large sum would only apply to people who could never work again (most Class I outcomes). Some reductions are likely for other outcomes as

De cette façon, les auteurs aboutissent à un coût total de santé et soins médicaux estimé de 10 000 £ par logement et d'un coût total de 25 000 £ par logement.

Afin d'évaluer le coût des préjudices subis par les habitants du logement en termes de santé, Ormandy se concentre sur 29 risques pour lesquels il dispose de données fiables et pour lesquels les statistiques disponibles liant la qualité du logement à la santé des occupants sont robustes.

Les maladies et les blessures retenues correspondent à celles que subissent le plus fréquemment le groupe d'âge le plus vulnérable aux risque présents dans le logement (tableau 5).

5. Les risques identifiés sont : l'humidité et les moisissures, l'excès de froid, le radon, les chutes dans les escaliers, « fall on the level », « fall between levels », les incendies, la surface et les matériaux chauds, « collision and entrapment ».

Tableau 3 Exemple de classement par coûts (Ormandy, 2010)

Risque	Nombre de logements touchés	Nombre de logement touchés en %	Coût en termes de santé et soins (£)	Ensemble des coûts (£)	% des coûts de santé	Principales caractéristiques de l'habitation favorisant le risque	Principaux problèmes de santé liés au risque
Humidité et moisissures	99 000	0,5	439	8 629	5	Isolation, Ventilation, Installation d'eau, Surpeuplement, ...	Problèmes respiratoires, Allergies, Infections, Nausées et diarrhée, Anxiété et dépression, ...
Froid	2 430 000	11	18 512	40 832	45	Ventilation, Isolation, ...	Problèmes respiratoires, Arthrite rhumatoïde, Maladies cardiovasculaires, ...

Tableau 4. Classification des risques (Ormandy, 2010)

Hazard	Class I	Class II	Class III	Class IV
Damp and mould growth	Not applicable*	Type 1 allergy	Severe asthma	Mild asthma
Excess cold	Heart attack leading to death, after some time in care	Heart attack	Respiratory condition	Occasional mild pneumonia
Radon (radiation)	Death after treatment for lung cancer	Surviving lung cancer	Not applicable*	Not applicable*
Falls on the level	Quadriplegic	Femur fracture	Wrist fracture	Cut or bruise (requiring visit to A&E)
Falls associated with stairs and steps	Quadriplegic	Femur fracture	Wrist fracture	Cut or bruise (requiring visit to A&E)
Falls between levels	Quadriplegic	Head injury	Serious puncture wound to hand	Cut or bruise (requiring visit to A&E)
Fire	Severe burns and smoke inhalation, leading to death, after some time in care	Serious burns and smoke inhalation	Serious burns to hand	Burn to hand
Hot surfaces and materials	Not applicable*	Serious burns	Minor burns	Very minor burn (requiring visit to A&E)
Collision and entrapment	Not applicable*	Punctured lung	Loss of finger	Cut or bruise (requiring visit to A&E)

* HHSRS spread of harms for these hazards indicate 0% fall into this class of harm because these are exceptionally rare or non-existent.

Afin d'évaluer les coûts de réparation visant à traiter les conséquences des situations de mal-logement mises en lumière précédemment, les auteurs utilisent les données de la NHS, qui fournit des informations sur le coût des traitements en hôpitaux, des prescriptions, les consultations chez le médecin généraliste... etc.⁶

Tableau 5. Coûts par type et classe de risques (Ormandy, 2010)

Hazard	Class I (£)	Class II (£)	Class III (£)	Class IV (£)
Damp and mould growth	–	1,998	1,120	180
Excess cold	19,851	22,295†	519	84
Radon (radiation)	13,247	13,247†	–	–
Falls on the level	59,246*	25,424†	745	67
Falls associated with stairs and steps	59,246*	25,424†	745	67
Falls between levels	59,246*	6,464†	1,693	67
Fire	11,754†	7,878†	2,188	107
Hot surfaces and materials	–	4,652	1,234	107
Collision and entrapment	–	3,439	1,536	67
Representative cost	50,000	20,000	1,500	100

* Costs after the first year will occur. These costs are not modelled.

† Costs after the first year are likely to occur, as a consequence of the initial illness/incident. These costs are not modelled.

Le tableau 5 présente les coûts en fonction des différents types de risques présents dans le logement et leur gravité en termes de conséquences pour la santé des occupants. Néanmoins, en se concentrant sur quelques risques uniquement, ce tableau ne fournit pas une représentation exhaustive des coûts de traitements engendrés par une mauvaise qualité de l'habitat.

Afin de fournir une évaluation plus globale des coûts de traitements dus au mal-logement, Ormandy les a estimés par classe de gravité du risque en termes de conséquences pour la santé, attribuant la même valeur aux risques impliquant des conséquences de gravité similaire.

Ainsi, la classe 1, représentant un coût de 50 000£, correspond aux risques impliquant de graves conséquences (décès, paralysie permanente, tumeurs malignes, pneumonies sévères, ...). La classe 2, représentant un coût de 20 000£, correspond aux risques de fractures et de brûlures sévères. La classe 3, représentant un coût de 1 500£, correspond aux risques de crise cardiaque, de perte de doigts, de commotion cérébrale sévère, et les sévères brûlures aux mains. Enfin, la classe 4 représente un coût de 100£.

Dans une dernière partie, les auteurs cherchent à évaluer les coûts d'évitement ou de prévention des situations de mal-logement mises en lumière précédemment. Ainsi, Ormandy cherchent à évaluer le coût que représenterait la rénovation des logements présentant des conséquences en termes de santé pour ses occupants.

6. Notons que ces données ne fournissent qu'un coût approximatif des traitements car elles n'ont pas été actualisées depuis quelques années.

Dans son rapport, le Regulatory Impact Assessment (2004) fournit une estimation des implications en termes de coûts si on remplaçait l'ancienne norme des logements présentant des risques pour la santé par le HHSRS. Sous cette nouvelle norme, les coûts d'amélioration des logements s'élèveraient à £260 millions.

Cependant, selon Ormandy *et al.* (2010), le RIA fournit une sous-estimation du coût engendré par la rénovation des logements afin d'éliminer tous les risques présents dans l'habitat. En effet, les estimations du RIA ne prennent en compte que les cas où l'autorité locale est supposée donner l'ordre au propriétaire de faire des travaux. De plus, l'évaluation du RIA est basée sur un coût moyen par logement nécessaire pour pallier les risques présents dans l'habitat.

Les estimations du coût des 5 risques retenus présents dans le logement par Ormandy *et al.* (2010) sont quant à elle réalisées grâce aux données de l'EHCS 2005/2006. Pour les risques autres que le froid, les coûts de réparation pris en compte sont ceux qui sont les plus probables. Par exemple, si l'on souhaite remédier à un problème d'humidité et de moisissures dans le logement, les travaux concerneront principalement le toit, la cheminée, les gouttières, les finitions et l'étanchéité du logement. Pour évaluer les coûts de réparation dus au froid, un modèle plus sophistiqué est utilisé. Le coût correspond au nombre d'heures de travail nécessaires pour que le logement présente soit un score supérieur à 35 ou un score supérieur à 65. Si après les travaux, l'objectif minimum d'un score supérieur à 35 est atteint, aucun travaux supplémentaire n'est nécessaire. Dans le cas contraire, des travaux complémentaires devront être réalisés jusqu'à ce que l'objectif soit atteint, ajoutant ainsi des coûts supplémentaires pour la rénovation du logement. De cette façon, Ormandy *et al.* (2010) obtiennent un coût moyen pour chacun des risques, présenté dans le tableau 5.

Néanmoins, ces coûts moyens ne permettent pas de prendre en compte la variabilité des coûts due à la spécificité de chaque situation. En effet, la rénovation des logements présentant un risque de chute dans l'escalier par exemple, peut varier de £500 à plus de £3 000.

Lorsque les coûts obtenus pour chacun des risques sont appliqués au nombre de logements nécessitant des rénovations selon le HHSRS, Ormandy *et al.* (2010) aboutissent à un **coût total de £20 millions**.

Le coût du stress professionnel (Trontin *et al.*, 2007)

En 2007, Trontin *et al.* ont tenté d'évaluer le coût économique et social du stress professionnel en France. La méthode utilisée croise le nombre de pathologies attribuables au stress professionnel et des données de coûts associés aux pathologies concernées.

Le nombre de cas pathologiques dus au stress professionnel est établi à partir de la méthode des « fractions attribuables » pour chaque pathologie considérée suivant la formule :

$$\text{Fraction attribuable} = \frac{(\text{Risque relatif} - 1) * \text{Prévalence}}{(\text{Risque relatif} - 1) * \text{Prévalence} + 1}$$

La prévalence correspond à la proportion de personnes qui se déclarent être exposées au stress professionnel pendant au moins 75 % de leur temps de travail. Elle est déterminée grâce aux

données de la Quatrième Enquête Européenne sur les conditions de travail pour l'année 2005 (voir tableau 6).

Tableau 6. Prévalence du stress professionnel dans la population active (Trontin et al. 2007)

Prévalence	Hommes		Femmes	
% de temps exposé	50%	75%	50%	75%
High strain	20,1	10,6	18,6	12,4
Low strain	35,7	38,9	44,0	48,9
passive	30,5	40,1	25,7	32,0
active	10,6	7,4	9,7	4,9

Le risque relatif correspond quant à lui au risque de développement d'une pathologie pour une population exposée au risque comparée à une population non exposée. Il est déterminé à partir d'une revue de littérature regroupant différentes études épidémiologiques (tableau 7).

Tableau 7. Risques relatifs par pathologie pour une population exposée au stress professionnel (Trontin et al., 2007)

Risques relatifs		Hommes	Femmes	Sources
Maladies cardiovasculaires	Cardiopathies ischémiques	1,17	1,29	André-Pettersson et al., 2007
	Maladies cérébrovasculaires	1,03	1,16	André-Pettersson et al., 2007
	Maladies hypertensives	1,33	1,15	Guimont et al., 2006
Dépression		1,82	1,82	Stansfeld et al., 2008
TMS	Membres supérieurs	1,70	1,40	Leroux et al., 2006
	Lombalgies	1,13	1,02	Clays et al, 2007

En utilisant les prévalences et les risques relatifs ci-dessus, la formule de la fonction attribuable donne les résultats suivants :

Tableau 8. Fractions attribuables au stress professionnel par pathologie pour une exposition pendant au minimum 75% du temps de travail (resp. 50 %) (Trontin et al., 2007)

Fractions attribuables, durée d'exposition de 75 % (resp 50%)		Hommes	Femmes
Maladies cardiovasculaires	Cardiopathies ischémiques	1,77% (3,30%)	3,47% (5,12%)
	Maladies cérébrovasculaires	0,32% (0,6%)	1,95% (2,89%)
	Maladies hypertensives	3,38% (6,22%)	1,83% (2,71%)
Dépression		8,00% (14,15%)	9,23% (13,23%)
TMS	Membres supérieurs	6,91% (12,33%)	4,73% (6,92%)
	Lombalgies	1,36% (2,55%)	0,25% (0,37%)

Les différents types de coûts retenus sont :

- ✓ Les coûts pathologiques ;
- ✓ Les coûts dus à l'absentéisme associé aux hospitalisations et aux jours d'arrêt de travail ;
- ✓ Les coûts associés aux décès prématurés en raison de maladies cardiovasculaires ou de suicides dus à la dépression ;
- ✓ Ainsi que les coûts associés à la cessation prématurée d'activité ;

Ces coûts sont déterminés à partir des coûts de soin rapportés par l'assurance maladie et par la méthode dite du capital humain pour les coûts associés à l'absentéisme, aux décès prématurés et aux cessations prématurées d'activité.

La méthode du capital humain permet de mesurer les pertes de richesse comprenant les pertes de production marchande mesurée par la rémunération du travail et les pertes de richesse non marchande mesurée par la valeur des tâches domestiques.

En combinant les coûts aux fractions attribuables (voir *supra*) pour chaque pathologie précédemment évaluées, « les coûts du stress professionnel pour l'ensemble de la population active et pour une exposition pendant au minimum 75 % du temps de travail » sont ceux livrés au sein du tableau 9 :

Tableau 9 Coût du stress professionnel par pathologie pour une exposition pendant au moins 75 % du temps de travail (resp. 50 %) en 2007
(Trontin *et al.*, 2007)

En millions d'€		Soins en santé		Absentéisme		Cessation d'activité		Décès prématurés	
		Ho	Fo	Ho	Fo	Ho	Fo	Ho	Fo
Maladies cardiovasc	Cardiopathies ischémiques	12,1 (22,7)	5,1 (7,6)	12,5 (23,4)	5,3 (7,8)	35,5 (66,3)	5,4 (8,0)	17,9 (33,4)	5,4 (8,0)
	Maladies cérébrovasculaires	0,6 (1,2)	2,0 (3,0)	0,6 (1,2)	1,3 (1,9)	2,5 (4,8)	4,2 (6,3)	1,3 (2,4)	4,3 (6,4)
	Maladies hypertensives	13,1 (24,1)	6,2 (9,2)	3,6 (6,6)	0,9 (1,3)	10,6 (19,5)	1,7 (2,5)	2,7 (5,0)	0,7 (1,0)
	Dépression	25,7 (45,4)	55,7 (79,9)	235,4 (416,6)	501,9 (719,6)	253,5 (448,5)	294,2 (421,8)	95,6 (169,1)	37,7 (54,1)
TMS	Membres supérieurs	1,7 (3,0)	1,8 (2,6)	28,1 (50,1)	32,6 (47,8)	65,3 (116,6)	32,9 (48,1)	-	-
	Lombalgies	0,3 (0,6)	0,012 (0,018)	3,9 (7,2)	0,2 (0,3)	45,5 (85,3)	4,9 (7,3)	-	-
TOTAL pour une exposition pendant au moins 75% du temps		124,3		826,2		756,1		165,6	
TOTAL		1 872,3							
TOTAL pour une exposition pendant au moins 50% du temps		199,2		1 283,7		1 235,0		279,4	
TOTAL		2 997,3							

De cette façon, selon Trontin et al (2007), en 2007, sur la population active française de 27,8 personnes, le coût social minimum du stress professionnel est compris entre 1,9 et 3 milliards d'euros.

Néanmoins, ces chiffres restent discutables dans la mesure où ils ne concernent que le stress professionnel, sans prendre en compte les autres facteurs pouvant avoir un lien avec le stress comme le soutien social ou la reconnaissance sociale. De même, cette étude se concentre uniquement sur trois pathologies induites par le stress (maladies cardiovasculaires, dépression et TMS). Enfin, la méthode des fractions attribuables ne permet pas de prendre en compte le coût du stress pour l'individu en termes de bien-être (coût « social »).

La méthode des fractions attribuables est reprise par Fénoglio et al (2000) pour évaluer le coût social de l'alcool, le tabac et les drogues illicites en France en 1997. Les coûts estimés ne prennent en compte que les coûts monétaires tangibles privés et publics.

Comme dans l'étude de Trontin *et al.* (2007), l'évaluation du coût social du tabac, de l'alcool et des drogues illicites se décompose en deux étapes : l'estimation du nombre de morts et d'hospitalisations dus à l'alcool, le tabac et les drogues illicites et, en utilisant des études épidémiologiques, la mesure de la part du risque attribuable à ces trois facteurs.

3. Méthodologies visant à mesurer les coûts économiques et sociaux d'utilité

Pour étudier et quantifier les coûts d'utilité, il convient de chiffrer la perte d'utilité, pour les ménages ou la société, engendrée par les situations de mal-logement.

L'idée est ici d'attribuer une valeur marchande à un bien qui en est par nature dépourvu. A titre d'exemple, il existe pour la santé, deux grands types de coût pouvant être évalués. D'une part, les situations de mal-logement peuvent engendrer un surcoût en termes de dépenses de santé. Ce surcoût, induit par le mal-logement, sera pris en compte lors de l'analyse des coûts de réparation indirects (voir supra). Pour autant, ce coût n'intègre qu'une partie des conséquences économiques et sociétales du mal-logement sur la santé.

Afin de prendre en considération les implications des situations de mal-logement mesurées notamment en QALY (Quality Adjusted Life Year), indicateur visant à estimer une « valeur de la vie », différentes méthodes sont proposées dans la littérature afin de valoriser de façon monétaire les conséquences d'une amélioration du niveau de vie :

- ✓ La méthode des coûts marchands vise à valoriser des « épisodes morbides » en utilisant le prix des soins médicaux attribué par le marché.
- ✓ La limite principale de cette méthode est l'hypothèse que les spécificités des épisodes morbides dus à la pollution ne sont pas différentes de celles des épisodes causés par d'autres facteurs.
- ✓ La méthode des pertes de production vise à valoriser la perte de production associée à un décès en utilisant la somme actualisée des revenus futurs pour chaque âge.

Cette méthode est assez largement critiquée car sa mise en application et les résultats qui en découlent sont en grande partie dépendants de la valeur choisie du taux d'actualisation ainsi que d'un ensemble d'hypothèses discutables (la valeur de l'individu dépend de sa productivité mesurée par ses revenus du travail et indépendante des préférences de l'agent).

- ✓ La méthode des préférences révélées consiste à évaluer la contrepartie monétaire nécessaire pour accepter une variation du niveau du risque.
- ✓ La méthode d'évaluation contingente vise quant à elle à évaluer l'équivalent monétaire d'une variation de bien-être des individus. Elle est mise en application au travers d'enquêtes basées sur des scénarios hypothétiques. Il peut s'agir d'une approche chaînée qui nécessite par exemple des données sur la variation de la pollution et son impact sur la

santé des individus, ou une approche intégrée basée sur une estimation par les individus des gains de bien-être associés par exemple à la variation du niveau de pollution.

Enfin, la méthode d'estimation de la valeur d'évitement d'un décès (VED), consiste en la valorisation monétaire des conséquences d'une amélioration des conditions de pollution sur la mortalité. A titre d'exemple, Krupnick *et al.* (2002) utilisent la méthode contingente pour estimer la VED et aboutissent à une valeur monétaire moyenne des décès dus à la pollution de 0.5 millions d'euros en 1999.

De même, pour évaluer la valeur économique des biens non marchands (*Méthode des préférences révélées pour l'évaluation des impacts non marchands, OCDE*), existent notamment :

- ✓ La méthode des prix hédonistes consiste en l'estimation d'un bien non marchand en utilisant le prix d'un bien marchand connexe. Par exemple, la différence de prix entre un logement localisé dans un quartier bruyant et un logement situé dans un quartier peu bruyant reflète la valeur de l'absence de bruit. (Voir Cavailhes et al (2010))

La méthode des prix hédonistes présente deux inconvénients. Le premier est lié à multicollinéarité qui résulte de l'association des caractéristiques non marchandes. Par exemple, un logement proche d'une route sera affecté à la fois par le bruit et la pollution, deux éléments qui peuvent impacter le prix du logement. Le second est dû au manque d'information des individus qui peut ainsi produire des estimations du risque faussées.

En utilisant la méthode des prix hédonistes, Cavailhes et al (2010) évaluent le prix du climat et montrent qu'une élévation de 1°C conduit à une hausse des prix de l'immobilier de 5% et que les jours de fortes chaleurs réduisent la valeur immobilière alors que les jours de grand froid n'ont pas d'effet. Le nombre de jours de précipitation de décembre à mars impacte négativement la valeur immobilière.

- ✓ La méthode fondée sur les comportements de prévention et les dépenses de protection détermine quant à elle le prix implicite des biens non marchands en utilisant la valeur des dépenses des individus en achats de biens marchands et la modification de leurs comportements pour se prémunir d'une nuisance.

Bresnahan, Dickie et Gerking (1997) étudient les comportements des individus vivant dans un environnement très pollué et montrent que, les jours de mauvaise qualité de l'air, 40% de l'échantillon adaptent leurs loisirs ou restent à l'intérieur du logement et 20% d'entre eux utilisent davantage d'appareils de climatisation. La modification des comportements et de consommation des individus face à la mauvaise qualité de l'air résulte ainsi en un coût économique pour les personnes interrogées.

Cette méthode présente néanmoins deux principaux inconvénients. Tout d'abord, les dépenses de protection ne reflètent que partiellement l'impact de la nuisance sur le bien-être des individus.

En effet, les logements équipés de fenêtres à double vitrage permettront d'éviter le bruit au sein du logement mais non dans le jardin. Par ailleurs, la modification des comportements des individus et leurs achats de protection peuvent produire des « coproduits » qui réduisent le coût initial de la nuisance.

Par exemple, le temps passé dans le logement pour se protéger de la pollution peut être utilisé pour les tâches ménagères ou le travail à domicile. Il est donc nécessaire de prendre en compte le coût net des dépenses ou des comportements pour évaluer de façon rigoureuse la valeur de la nuisance.

- ✓ La méthode des coûts de la maladie (et de pertes de production) permet d'établir une valeur de la nuisance établie grâce aux dépenses de santé réalisées pour soigner les dommages créés par les biens non marchands.

Néanmoins, il est difficile de distinguer la variation des dépenses de santé due à un facteur particulier.

Pour cette raison, les coûts de maladie sont plus fréquemment estimés par la méthode de pertes de production qui mesure la valeur de la nuisance à partir des prix de marchés estimés ou observés. Cette méthode nécessite des informations concernant les différents liens de causalité mais, contrairement à la méthode des coûts de maladie, ne nécessite pas qu'une transaction ait effectivement été réalisée.

Par exemple, la pollution atmosphérique accroît la concentration d'ozone au niveau du sol qui à son tour réduit les rendements agricoles. On peut déterminer la valeur de l'effet négatif de la pollution en multipliant la baisse des rendements par le prix observé du produit agricole.

En 2004, Chanel *et al.* se sont attelés à fournir une évaluation monétaire des effets de la pollution de l'air sur le bien-être. Afin d'estimer le consentement à payer des individus pour une amélioration du niveau de pollution dans l'air, les auteurs utilisent la méthode d'évaluation contingente et retiennent un scénario hypothétique qui place les individus face à une obligation de déménagement vers deux localisations géographiques qui diffèrent uniquement par leur coût de résidence et le niveau de pollution dans l'air.

Contrairement aux scénarios hypothétiques plus couramment utilisés dans la littérature, qui supposent que l'amélioration de la qualité de l'air est permise par l'action publique, le scénario retenu dans cette étude présente l'avantage de minimiser l'ensemble des biais inhérents à la méthode d'évaluation contingente (biais lié à l'incertitude relative à l'offre et à la demande de bien public, biais d'inclusion, biais stratégique, biais hypothétique, biais causé par l'absence de familiarité avec l'environnement du scénario hypothétique proposé).

Avant d'évaluer le consentement à payer des individus, les auteurs fournissent un travail préliminaire ayant pour but d'établir le scénario hypothétique et le questionnaire de l'enquête.

Dans un premier temps, des enquêtes anthropologiques portant sur les caractéristiques sociodémographiques, la santé, les pratiques alimentaires et sportives, les comportements vis-à-vis du risque et l'environnement sont réalisées sur 73 personnes en 1999 et 2000.

Par la suite, le questionnaire établi grâce à l'enquête anthropologique est testé sur 20 individus qui peuvent apporter des suggestions sur l'enquête. Ce travail préliminaire résulte en un scénario hypothétique proposant un choix de déménagement vers une localisation possédant un niveau de pollution identique à celui de Marseille et une autre possédant une meilleure qualité de l'air mais présentant un coût de la vie relativement plus important.

Le choix de la ville de Marseille est justifié par le fait que 54 % des répondants à l'enquête préliminaire habitent à Marseille et 46 % sont très probablement déjà venus dans cette ville. Ainsi, cette localisation géographique peut être utilisée comme référence commune à tous les individus

pour l'enquête. Par ailleurs, une amélioration de la qualité de l'air est définie comme une baisse de 50 % du nombre de jours de pollution.

Les différents CAP (sans et avec information, ainsi que la CAP spécifique) sont estimés par maximum de vraisemblance à partir de l'enquête réalisée en juin 2000 et 2001 sur 1 273 habitants des Bouches du Rhône.

En supposant :

$$G(CAP_i, y_i, \alpha) = Z(X_i, \varepsilon_i, \gamma)$$

Avec CAP_i le consentement à payer de l'individu, y_i son revenu, α un paramètre, $Z(.)$ la fonction représentant l'hétérogénéité des individus qui dépend de X_i l'ensemble des caractéristiques observables de l'individu, ε_i le terme d'erreur et γ un paramètre.

Le consentement à payer de l'individu est défini comme :

$$CAP_i = y_i - \left[y_i^{1-\alpha} - (1-\alpha)z_i \right]^{1/(1-\alpha)}$$

Ainsi le consentement à payer d'un individu pour une amélioration de la qualité de l'air dépend de son revenu y_i , de ses caractéristiques observables Z_i (âge, niveau de diplôme, perception de la qualité de l'air à Marseille, connaissance de la pollution de l'air, fumeur ou non, appartenance à une association de protection de l'environnement) ainsi que de l'élasticité revenu du consentement à payer α .

Les auteurs montrent que l'âge (jusqu'à 65 ans), le niveau de diplôme, l'activité des personnes interrogées, le fait d'être non-fumeur et d'avoir une bonne connaissance de la pollution de l'air ont un impact positif et significatif sur le consentement à payer de l'individu. En revanche, percevoir une meilleure qualité de l'air à Marseille que dans les autres villes et l'appartenance à une association de protection de l'environnement ont un impact négatif et significatif.

L'élasticité revenu du CAP sans et avec apport d'information est respectivement égale à 0,174 et 0,186 révélant ainsi une relation positive et significative entre le revenu et le consentement à payer des individus. Toutefois, la valeur de l'élasticité revenu du CAP étant inférieure à l'unité, les ménages aisés accepteront de dépenser un montant plus faible que les ménages moins riches.

Sur la base de ces estimations et des caractéristiques propres à chaque individu, les auteurs estiment les CAP moyens sans et avec information qui s'établissent respectivement, pour une réduction de la pollution de l'air de 50 %, à 65 euros et 69,7 euros par mois et par ménage.

Par la suite, ils cherchent à estimer une valeur d'évitement d'un décès contextuelle. La VED est définie théoriquement par :

$$VED_j = (Dd\mu)^{-1}CAP_j$$

Avec $d\mu$ la variation de la probabilité de décès, D la durée de cette variation et CAP_j le consentement à payer à l'âge j .

Après avoir émis des hypothèses concernant la durée de la réduction de la mortalité, la variation du risque de décès pour la population concernée et le montant monétaire individuel, les auteurs estiment le même modèle que celui présenté précédemment en se basant sur une enquête

réalisée sur 923 individus interrogés sur leur consentement à payer pour bénéficier des effets de l'amélioration de la qualité de l'air en termes de mortalité.

Ils aboutissent ainsi à une élasticité revenu du CAP d'une valeur de 0,217, révélant une part du revenu consacrée à la réduction de la mortalité plus importante que celle consacrée à une réduction de l'ensemble des effets sanitaires ou non. Le CAP moyen estimé s'établit à 61,7 euros par mois et par ménage. En utilisant les CAP individuels estimés, la variation du risque correspondante, et la distribution des VED individuelles, les auteurs évaluent la VED moyenne et médiane à respectivement 0,8 millions d'euros et 0,625 millions d'euros en 2001.

Malgré des résultats et une méthodologie particulièrement instructive, il existe un certain nombre de limites à cette étude, limites soulevées d'ailleurs par les auteurs eux-mêmes :

- ✓ En choisissant Marseille comme ville de référence, risque de biais de perception au sein de la population car les individus peuvent avoir une mauvaise perception de la qualité de l'air dans leur lieu de résidence.
- ✓ Il n'est pas certain que les individus se comportent comme des consommateurs qui maximisent leur utilité face au scénario hypothétique proposé.
- ✓ Les risques associés à la pollution peuvent être difficiles à percevoir par les individus.

4. Méthodologies visant à évaluer les coûts économiques et sociaux de prévention

Le coût global du mal-logement obtenu (coûts de réparation + coûts d'utilité) peut être comparé aux coûts résultant d'une prise en charge durable et décente d'un ménage (logement social, rénovation, ...) ce qui permet une analyse coût/bénéfice de la prise en charge publique du mal-logement. L'idée est de mettre en place un contrefactuel (par exemple à l'aide d'une méthode de type matching) et de comparer le coût de cette mise en place aux coûts effectifs supportés par les ménages et la société. Ce contrefactuel pourrait reposer sur l'idée d'une abondance de logements peu chers, dignes et adaptés aux caractéristiques des ménages (par exemple des logements sociaux).

A titre d'exemple, Ormandy et al (2010) ont par exemple cherché à évaluer le coût du mal-logement si les travaux de rénovation nécessaires à l'amélioration de qualité de l'habitat ne sont pas réalisés. Le modèle établi avait déjà pour objectif d'estimer ce coût grâce à l'utilisation des données concernant la probabilité relative et la distribution des préjudices, en accord avec la classification de l'HHSRS. Ce coût est par la suite appliqué à une zone de logement spécifique afin d'en déduire le coût total des risques. En utilisant la distribution moyenne des préjudices à la suite par exemple d'une chute dans les escaliers, ainsi que la probabilité d'un tel accident, le coût estimé de la prise en charge des personnes tombées dans les escaliers s'élève à £61 millions par an.

Ce modèle permet également d'évaluer le coût de rénovation des logements nécessaire à l'élimination de toute sorte de risques existant dans l'habitat. En reprenant l'exemple précédent, le coût médian d'une réparation d'un escalier s'évalue à £338 selon les données de l'HHSRS. En sachant que 25 625 blessures résultent d'une chute dans l'escalier, le modèle permet de fournir à la fois une indication sur le coût de rénovation, ainsi que les économies réalisées suite à la mise en place des travaux.

Néanmoins, ce modèle présente plusieurs limites auxquelles Ormandy *et al.* (2010) essaient de remédier. En effet, ce modèle considère l'ensemble des logements, sans aucune distinction du niveau de risque existant dans le logement insalubre.

De même, il suppose que les travaux de rénovation permettent d'éliminer l'intégralité des risques alors qu'en réalité, les travaux de rénovation n'ont pour but que d'éradiquer le sur-risque lié à l'insalubrité. Enfin, il ne prend pas en compte que, pour un même risque, les coûts impliqués dans la rénovation du logement peuvent varier en fonction de l'état de l'habitat.

Afin de prendre en compte l'ensemble de ces limites, Ormandy *et al.* (2010) établissent un nouveau modèle fondé sur les données de l'HHSRS pour les 5 risques considérés. Ce modèle permet de prendre en compte le type de risque considéré, l'ampleur des travaux de rénovation, la variabilité des coûts et des bénéfices en fonction de l'état du logement et le type de scénario choisi (budget consacré réparations du logement ou non, dépenses régulières pendant plusieurs années par des autorités locales, "costs up front", ...).

Glossaire

Modèles linéaires : Un modèle linéaire se présente sous la forme $Y = Xb + \varepsilon$ où Y est la variable à expliquer, X la variable explicative, B le(s) coefficient(s) et ε le terme d'erreur.

Variables instrumentales : Une variable instrumentale est une variable exogène au modèle corrélée à une autre variable supposée exogène mais non corrélée avec la variable endogène.

Variable explicative : Dans le modèle linéaire $Y = Xb + \varepsilon$, la variable à expliquer est la variable Y . Elle est expliquée en fonction X .

Variable exogène : Une variable est dite exogène lorsqu'elle contribue à expliquer la variable endogène en étant décorrélée (i.e. indépendante) des autres variables du modèle. Dans le cas d'une corrélation avec une autre exogène l'estimation des paramètres du modèle est biaisée et il faut recourir à la méthode des variables instrumentales.

Variable dépendante ou endogène : La variable dépendante est la variable du modèle à expliquer. Dans le modèle $Y = Xb + \varepsilon$, la variable dépendante est la variable Y .

Hétéroscédasticité : Dans le modèle $Y_i = X_i b + \varepsilon_i$, on parlera d'hétéroscédasticité lorsque la variance de l'erreur $VAR(\varepsilon_i)$ n'est pas constante, c'est-à-dire qu'il est possible que $VAR(\varepsilon_i) \neq VAR(\varepsilon_j)$ pour $i \neq j$.

Colinéarité : Soit deux variables X et Y , ces variables sont dites colinéaires s'il existe un scalaire k tel que $X = kY$.

III. MÉTHODOLOGIE D'ÉVALUATION DES COÛTS

L'analyse des coûts de réparation indirects résulte des analyses causales menées sur les champs d'étude que sont : **l'éducation, l'emploi et la santé**. Pour chacun de ces champs, nous tenterons d'évaluer l'impact négatif, monétaire ou non, engendré par les situations de mal-logement. Une fois ces liens causaux établis, nous tenterons d'évaluer les coûts économiques et sociaux induits.

Concernant l'éducation, nous étudierons spécifiquement l'impact des situations de mal-logement (telles que précédemment définies) sur la probabilité de **retard scolaire** (Goux & Maurin, 2003; Hernu, 2007; Minister, 2004; Pirus, 2006). Ces résultats serviront de bases aux méthodologies proposées ainsi qu'au futur chiffrage.

Concernant l'emploi, nous tenterons de lier mal-logement et probabilité d'être au **chômage** (CREDOC, 2011; Eberle, 2001). Une fois ce lien causal établi, nous tenterons de quantifier l'impact du mal-logement, et d'en expliciter un coût, social et/ou économique.

Enfin, nous nous appuierons sur la riche littérature existante pour tenter d'évaluer le coût du mal-logement et de ses composantes sur la santé (Culhane, 2008; Davidson et al., 2012; Dedman, Gunnell, Davey Smith, & Frankel, 2001; Girard, Estecahandy, & Chauvin, 2009; Mazoyer, 2010). Nous étudierons notamment les conséquences de l'occupation d'un habitat dégradé sur la **santé** (Walter R. Gove, 1979). Pour ce faire, nous nous baserons essentiellement sur les enquêtes Santé 2002-2003 de l'INSEE.

L'analyse de la littérature visant à mesurer le coût économique et social du mal-logement nous incite à proposer une méthodologie en 4 phases.

1. Phase n° 1 : Le choix des indicateurs

La première étape consiste à circonscrire, pour chacune des composantes du mal-logement étudiées (sur-occupation, contrainte budgétaire dépassée, précarité énergétique, logement sans confort) et chaque champ d'étude retenu (éducation, emploi, santé), un choix d'indicateurs synthétiques adaptés.

2. Phase n° 2 : Analyse descriptive

Une fois les indicateurs définis, la deuxième phase consiste à mettre en évidence l'existence d'un **lien statistique entre les indicateurs relatifs au mal-logement, et ceux relatifs aux champs d'étude retenus**. Ce lien s'établit grâce à une analyse descriptive des données c'est-à-dire en croisant les caractéristiques des champs d'étude et des composantes du mal-logement. Cette phase, bien que ne pouvant permettre de conclure à l'existence d'une relation de causalité entre les variables du mal-logement et celles des champs d'étude retenu, permet de poser les bases des phases 3 et 4.

3. Phase n° 3 : Analyse économétrique

Une fois ces liens statistiques révélés, la relation causale est recherchée à travers la mise en place d'un modèle économétrique. Ce modèle, vise à régresser l'indicateur de champs d'étude (éducation, emploi ou santé) par un certain nombre d'autres variables (facteurs explicatifs) parmi lesquelles figureront les indicateurs de mal-logement (sur-occupation, contrainte budgétaire dépassée, précarité énergétique, logement sans confort).

La méthodologie retenue réside dans l'itération de régressions logistiques binaires, qui seront décrites par la suite. La variable à expliquer est celle correspondant au mieux au champ d'étude considéré. Pour chacune des régressions opérées, les variables explicatives (dont le choix s'appuie sur une analyse exhaustive de la littérature) intégreront, pour chacun des champs d'étude retenus, un (des) indicateur(s) de mal-logement.

Cette méthodologie a notamment été validée dans les travaux de recherche menés sur le champ de la sur-occupation (Goux & Maurin, 2003; Hernu, 2007) et les résultats obtenus sur ce champ sont en tout point comparables à ceux présents dans la littérature.

Pour l'ensemble des champs d'étude, nous nous appliquerons autant que possible à faire reposer notre analyse et nos modélisations sur des méthodes validées par des pairs dans la littérature afférente au champ d'étude retenu. Autrement dit, les variables de contrôle intégrées dans nos modélisations, évidemment sujettes à débat, émaneront des analyses extraites de la littérature existante.

Les tentatives de modélisations micro économétriques s'écarteront de celles admises dans la littérature (variables supplémentaires, échantillons différents, ...) seront mentionnées mais leurs résultats ne figureront qu'en annexe de ce document.

La modélisation micro économétrique fournira pour chaque champ d'étude, le risque relatif associé à chaque indicateur de mal-logement.

4. Phase n° 4 : Chiffrage par la méthode des fractions attribuables

Enfin, une fois vérifiées la pertinence et la qualité du modèle choisi (notamment via la robustesse de ses résultats et la validité des risques relatifs estimés), **la dernière étape consistera à traduire sur un plan monétaire, lorsque cela s'avère possible, l'impact des différentes composantes du mal-logement sur les champs d'étude sélectionnés.** Pour ce faire, nous utiliserons le risque relatif extrait de l'analyse économétrique et mettrons en place la méthode dite des *fractions attribuables*, largement développée dans la littérature épidémiologique ou celle visant au chiffrage de coûts sociaux (Imbernon, 2002 ; Sultan-Taïeb et Niedhammer, 2012 ; Serrier 2012 ; Trontin et al., 2010).

La méthode des fractions attribuables (FA) vise à déterminer, pour une situation donnée, le nombre de cas attribuables à une caractéristique précise. La prévalence (P) de l'exposition au facteur de risque (i.e. la proportion, dans la population, de personnes exposées à ce facteur à un instant donné) et le risque relatif (RR) (i.e. la différence de risque de développer une « pathologie », pour une population exposée par rapport à une population non exposée) permettent de déterminer cette proportion de cas attribuables.

En l'absence de ce facteur, le nombre de personne touchées par cette pathologie serait diminué de cette proportion.

La fraction attribuable est définie comme suit :

$$FA = \frac{(RR-1) * P}{(RR-1) * P + 1}$$

Les résultats de la phase d'analyse économétrique (phase 3) permettent de déterminer des valeurs de risques distincts par classes de populations (par âge, CSP, ...). Les niveaux de prévalences sont quant à eux déterminés par l'analyse descriptive des données.

Lors que les risques relatifs ne pourront être ré estimés sur des données plus récentes, les risques issus des premières modélisations seront ré utilisés. Seules les prévalences issues des bases de données plus récentes seront alors intégrées dans le calcul des fractions attribuables.

Dans le cas où le coût total d'un indicateur de « champs d'étude » est disponible au niveau national, cette méthode nous permet d'obtenir la fraction de ce coût imputable aux différentes situations de mal-logement.

IV. IMPACT DES SITUATIONS DE MAL-LOGEMENT SUR LA RÉUSSITE SCOLAIRE

Si la relation statistique liant sur occupation et retard scolaire a fait l'objet de nombreuses études scientifiques par le passé, les possibles relations entre les autres composantes du mal-logement et ce champ d'étude n'ont été que peu analysées dans la littérature. Afin de s'assurer à la fois de la robustesse de la méthodologie et de la cohérence des résultats, nous tenterons dans un premier temps de quantifier monétairement l'impact de la sur occupation sur le retard scolaire. Une fois la méthode validée, nous l'appliquerons aux autres composantes du mal-logement.

1. Retard scolaire et sur occupation

Pour rappel, la notion de sur-occupation repose sur l'indice de peuplement tel que défini par l'INSEE. Ce dernier est construit en fonction du nombre de pièces nécessaires aux ménages d'un logement. Selon cet indicateur, chaque logement doit posséder une pièce de séjour pour le ménage, une pièce pour chaque personne de référence d'une famille, une pièce pour les personnes hors famille non célibataires ou les célibataires de 19 ans et plus, une pièce pour deux enfants s'ils sont de même sexe ou ont moins de 7 ans ou sinon une pièce par enfant.

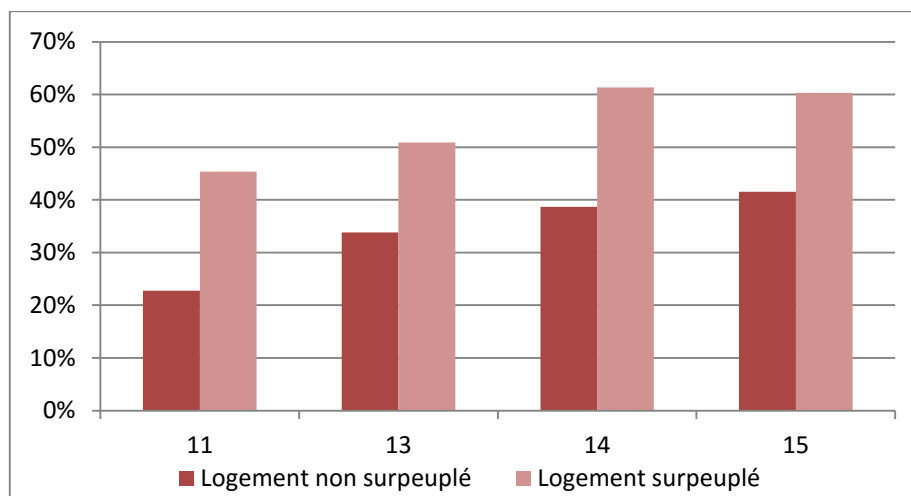
Le retard scolaire est quant à lui calculé en fonction de l'âge et de la position de l'élève dans le système scolaire. **Ce retard ne peut être calculé dans l'enquête nationale Logement (ENL) 2013**, la place de l'élève dans le système scolaire n'étant pas renseignée. Nous allons donc exploiter les données de l'ENL 2002 dans laquelle cette donnée est présente. Malgré tout, l'enquête logement 2002 ne permet pas d'étudier l'ensemble des individus en étude. Nous optons donc pour la sélection d'un sous-échantillon composé des élèves nés en 1990, en 1988, en 1987 et en 1986 à l'image de celui utilisé dans le mémoire de recherche de Mathieu Hernu (Hernu, 2007), dont la méthode est détaillée précédemment.

Les élèves nés en 1990 sont considérés en situation de retard scolaire si, au moment de l'enquête, ces derniers n'ont pas atteint la classe de 6^{ème}, les élèves nés en 1988 (respectivement 1987 et 1986) sont eux en situation de retard scolaire s'ils n'ont pas atteint au moment de l'enquête la classe de 4^{ème} (respectivement 3^{ème} et seconde)⁷.

L'observation des taux de retard scolaire par âge et par situation des individus vis-à-vis du logement va à première vue dans le sens de la littérature. En effet, quel que soit l'âge de l'individu, le fait d'être en situation de sur occupation augmente de 17 à 23 points le taux de retard scolaire (Graphique 2).

7. Le retard scolaire mesuré ici est un retard scolaire « cumulé », c'est-à-dire un retard scolaire « d'au moins 1 an ».

Graphique 2. Taux de retard scolaire par âge selon la situation de logement



Sources : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, calculs des auteurs.

Note de lecture : 45,4 % des individus de 11 ans vivant dans un logement surpeuplé sont en situation de retard scolaire.

Pour autant, ces résultats purement descriptifs doivent être fortement relativisés puisqu'ils ne permettent pas de contrôler l'effet d'autres facteurs potentiellement explicatifs du retard scolaire (revenu des parents, réussite scolaire des parents, place de l'enfant dans la fratrie, ...), qui peuvent être eux-mêmes corrélés aux situations de mal-logement. Ainsi, si la relation statistique liant les deux variables semble avérée, aucune relation causale ne peut ici être mise en exergue. Pour ce faire, il convient de mettre en place des méthodes économétriques permettant de contrôler les effets d'autres variables pouvant impacter le retard et/ou la sur occupation. Afin de contrôler au mieux de ces effets, nous allons analyser les résultats d'une régression de type *logit*. Nous verrons par la suite que ce type de modélisation économétrique soulève de nombreuses questions notamment en termes d'endogénéité mais elle paraît de prime abord la plus adaptée aux données étudiées (variables dichotomiques) (voir Encadré).

Encadré. Le modèle *logit*

Lorsque la variable expliquée ne prend que deux valeurs, il est préférable d'utiliser les modèles de type *logit/probit* aux modèles linéaires. En effet, contrairement au modèle linéaire, ce type de modèle, appartenant à la famille des modèles linéaires généralisés, permet notamment de s'assurer que les probabilités estimées sont comprises entre 0 et 1.

Ils supposent que la probabilité de survenue d'un événement peut s'écrire comme fonction d'un ensemble de caractéristiques. Soit F cette fonction, Y la variable expliquée, $P(Y=1/X)$ la probabilité de survenue de l'événement, X_j les variables explicatives, et β_j les coefficients qui traduisent l'effet de chaque variable j , on a donc :

$$E(Y | X) = P(Y = 1 | X) = F(X \beta_j)$$

Dans un modèle *logit*, la fonction F est la fonction de répartition d'une fonction logistique. On a donc :

$$F(X \beta_j) = \text{Exp}(\alpha) * \text{Exp}(\beta_j) / (1 + \text{Exp}(\alpha) * \text{Exp}(\beta_j))$$

où α est le coefficient de la constante du modèle, c'est-à-dire le coefficient correspondant à l'ensemble des modalités prises en référence.

Ici, comme en général, les résultats donnés par les modèles *probit* et *logit* sont tout à fait comparables.

Dans la régression mise en place ici, la variable à expliquer (Y_i) est une indicatrice égale à 1 si l'élève considéré est en situation de retard scolaire et 0 sinon. Les variables explicatives sont l'âge de l'individu (X_{1i}), son sexe (X_{2i}), la taille de sa fratrie (X_{3i}), une indicatrice d'obtention du bac pour le chef de ménage (X_{4i}), les revenus du ménage en décile (X_{5i}) ainsi qu'une indicatrice de mal-logement (X_{6i}) (ici le surpeuplement). La catégorie socio professionnelle des parents ou encore le diplôme de la mère pourraient également être intégrés aux régressions mais une fois encore nous nous appliquons ici à respecter au mieux les modélisations proposées dans la littérature. De même, ces variables peuvent être considérées comme approximées par les variables de revenu et du diplôme du chef de famille.

Les résultats économétriques confortent à la fois les premiers éléments descriptifs et les résultats issus de la littérature. **Ainsi, toutes choses égales par ailleurs** (situation vis-à-vis de l'emploi, place dans la fratrie, niveau de diplôme de la personne de référence du ménage, taille de la fratrie, revenu, âge, sexe), **un élève occupant un logement surpeuplé a 1,4 fois plus de chance (β_6) d'être en échec scolaire qu'un élève résidant dans un logement au peuplement « normal »** (voir tableau 10).

Pour autant, il subsiste toujours au sein de ces résultats de nombreux risques notamment la possibilité qu'un certain nombre d'effets ne soient pas « captés » par le modèle décrit précédemment). Ces variables « non-captées » pourraient à la fois expliquer les situations d'échec scolaire et de sur-occupation, comme par exemple, la variable de localisation du logement.

A ce stade de l'étude, compte tenu de l'abondante littérature sur le sujet concluant pour la plupart à un effet marginal de ces endogénéités (Goux et Maurin, 2005 ; Hernu, 2007), nous mettrons de côté ces risques. Concernant l'importance de la localisation du logement sur la réussite scolaire des enfants, les régressions effectuées en annexes et intégrant la variable « ZUS/Hors ZUS », soulignent certes l'impact significatif de la localisation du logement sur la réussite scolaire des enfants mais la présence ou l'absence de cette variable ne modifie pas les coefficients observés pour les variables relatives au mal-logement, signe de la relative robustesse des résultats décrits précédemment.

Tableau 10. Résultats de l'estimation logit

		Effectifs	Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	3788	ref.	***	ref.
	Sur occupation	459	0,36	***	1,44
Diplôme le plus élevé du chef de ménage	Inférieur au bac	2861	ref.	***	ref.
	Bac et supérieur	1386	-0,84	***	0,43
Nombre d'enfants du ménage	1	597	ref.	***	ref.
	2	1797	ns.		
	3	1233	ns.		
	4	361	ns.		
	5	168	ns.		
	6	91	0,97	***	2,64
Position dans la fratrie	Pas aîné	2144	ref.	***	ref.
	Aîné	2103	-0,26	***	0,77
Sexe	Garçon	2207	ref.	***	ref.
	Fille	2040	-0,48	***	0,62
Age au 31/12/2002	11	1079	ref.	***	ref.
	13	1045	0,47	***	1,60
	14	1042	0,83	***	2,29
	15	1081	1,41	***	4,11
Revenu du ménage par UC en décile	1er décile	103	ref.	***	ref.
	2ème décile	198	ns.		
	3ème décile	244	ns.		
	4ème décile	304	ns.		
	5ème décile	402	ns.		
	6ème décile	461	ns.		
	7ème décile	549	-0,58	**	0,56
	8ème décile	629	-0,72	***	0,49
	9ème décile	689	-1,05	***	0,35
	10ème décile	668	-1,23	***	0,29
	Constante	ns.			
R ²		21 %			

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s. : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Le coefficient β est le coefficient émanant de la regression logit. Exp(β) représente le rapport de chance (ou odds ratio) relatif à la variable décrite. Ainsi par exemple, toutes choses égales par ailleurs, un individu de 14 ans a 2,25 fois plus de chance d'être en situation de retard scolaire qu'un individu de 11 ans.

Une fois vérifiées la robustesse des résultats économétriques et la validité des coefficients estimés, conformes ici à ceux présents dans la littérature (Hernu, 2007 ; Goux et Maurin 2002), il résulte de la phase 3 qu'un individu en situation de sur occupation a, toutes choses égales, 1,4 fois plus de chance d'être en situation de retard scolaire qu'un individu en situation de peuplement « normale ». Le risque relatif associé au facteur « sur occupation du logement » est donc égal à 1,4. Ce risque relatif ne pouvant être ré estimé sur des données d'enquête plus récentes, le retard scolaire ne pouvant être mesuré en 2013, nous supposons que ce dernier est resté identique au cours des 12 dernières années.

La prévalence par âge est quant à elle donnée par la proportion d'individus exposés à la sur occupation. Ces prévalences par âge sont fournies par les données des enquêtes logement 2002 et 2013 (tableaux 11 et 12). Pour rappel, la classe de 5^{ème} n'est pas renseignée dans l'ENL 2002. Les élèves âgés de 12 ans sont donc, à l'image du travail effectué par Hernu, exclus de l'analyse.

Tableau 11. Exposition au sur peuplement par âge en 2001

		Age de l'individu au 31 décembre 2001				Total
		11	13	14	15	
Mal logé au titre de la sur occupation	Non	88,7%	89,1%	88,3%	87,1%	88,3%
	Oui	11,3%	10,9%	11,7%	12,9%	11,7%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Tableau 12. Exposition au sur peuplement par âge en 2013

		Age de l'individu au 31 décembre 2013				Total
		11	13	14	15	
Mal logé au titre de la sur occupation	Non	89,9%	87,1%	88,3%	90,3%	88,9%
	Oui	10,1%	12,9%	11,7%	9,7%	11,1%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Ces résultats permettent le calcul de fractions attribuables par âge.

Pour l'ENL 2002 nous obtenons les résultats suivant :

$$\begin{aligned}
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{11}}{(RR - 1) * P_{11} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 11 ans, une fraction attribuable de 4\%} \\
 FA_{12} &= \frac{(RR - 1) * P_{13}}{(RR - 1) * P_{13} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 13 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{14} &= \frac{(RR - 1) * P_{14}}{(RR - 1) * P_{14} + 1} = \frac{0,4 * 0,12}{0,4 * 0,12 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 14 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{15} &= \frac{(RR - 1) * P_{15}}{(RR - 1) * P_{15} + 1} = \frac{0,4 * 0,13}{0,4 * 0,13 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 15 ans, une fraction attribuable de 4\%}
 \end{aligned}$$

D'après l'enquête Logement 2013, les fractions attribuables sont les suivantes :

$$\begin{aligned}
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{11}}{(RR - 1) * P_{11} + 1} = \frac{0,4 * 0,10}{0,4 * 0,10 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 11 ans, une fraction attribuable de 4\%} \\
 FA_{12} &= \frac{(RR - 1) * P_{12}}{(RR - 1) * P_{12} + 1} = \frac{0,4 * 0,13}{0,4 * 0,13 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 13 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{13} &= \frac{(RR - 1) * P_{13}}{(RR - 1) * P_{13} + 1} = \frac{0,4 * 0,12}{0,4 * 0,12 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 14 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{14} &= \frac{(RR - 1) * P_{14}}{(RR - 1) * P_{14} + 1} = \frac{0,4 * 0,10}{0,4 * 0,10 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 15 ans, une fraction attribuable de 4\%}
 \end{aligned}$$

Ces fractions attribuables sont d'une grande stabilité entre 2002 et 2013. Le coût estimé du retard scolaire, i.e. du redoublement, varie selon les sources utilisées. En 2004, Paul et Troncin estimaient ainsi le coût du redoublement en primaire et au collège à 2,24 milliards d'euros (Paul et Troncin, 2004). Selon l'OCDE, le coût du redoublement au cours de la scolarité obligatoire des élèves (de 6 à 15 ans) en France était en 2012 de 1,43 milliard d'euros (OCDE, 2013). Enfin, en janvier 2015, l'Institut des politiques publiques (IPP) publiait son rapport n°7 intitulé « Evaluation du coût du redoublement ». Selon les auteurs, ce dernier serait de 500 millions d'euros pour le primaire, de 600 millions pour le collège (par cohortes d'élèves) et de 900 millions pour le lycée, soit un coût total de l'ordre de 2 milliard d'euros.

Nous l'avons vu, en 2002 comme en 2013, les fractions attribuables ne varient guère selon l'âge et sont comprises entre 4 et 5 %.

Sous l'hypothèse que ces dernières demeurent dans cette fourchette quel que soit l'âge des élèves et selon l'estimation du coût du redoublement retenue, différentes estimations monétaires de l'impact de la sur occupation sur la réussite scolaire peuvent être calculées. Si le chiffrage de Paul et Troncin est retenu, l'impact monétaire serait compris en 90 et 115 millions d'euros. Dans la cas où le coût réel du redoublement approcherait celui estimé par l'OCDE ou l'IPP, l'impact monétaire serait compris entre 55 et 75 millions d'euros. Selon l'estimation retenue, on peut donc estimer qu'en 2002, **le coût annuel du retard scolaire dû aux situations de sur occupation était compris entre 55 millions d'euros et 115 millions d'euros par an. En 2013, ces ordres de grandeurs restent les mêmes.**

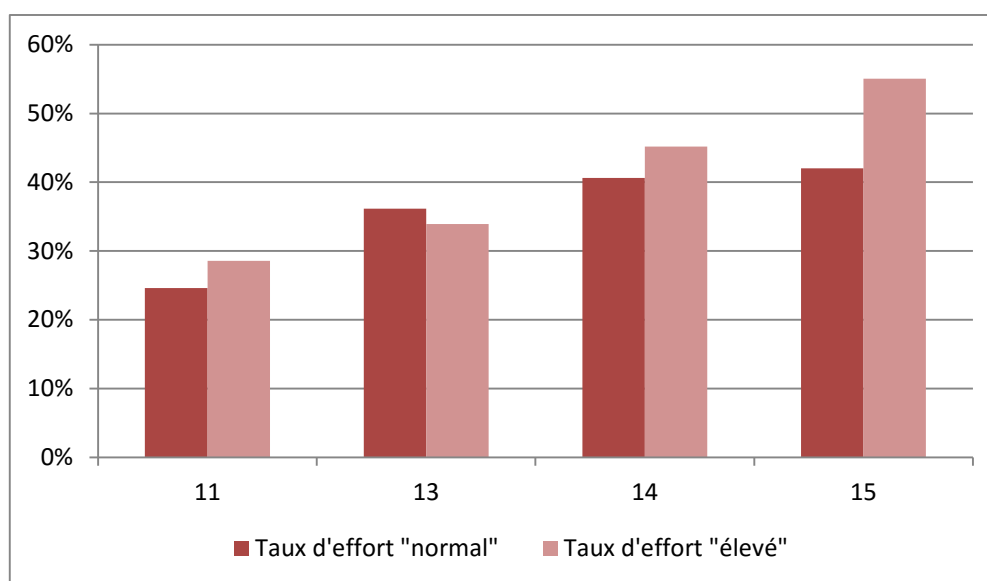
2. Retard scolaire et mal-logement au sens de la contrainte budgétaire

Pour définir la composante « mal-logement au sens de la contrainte budgétaire », l'indicateur retenu allie à la fois un taux d'effort élevé⁸ (supérieur à 30%) et un reste à vivre faible (inférieur à 60% du reste à vivre médian national observé pour les locataires et propriétaires accédants). Ce critère se rapproche fortement de l'indicateur utilisé pour mesurer le taux de pauvreté.

Le retard scolaire est quant à lui toujours calculé en fonction de l'âge et de la position de l'élève dans le système scolaire. Pour rappel, **ce retard ne pouvant être calculé dans l'enquête Logement 2013**, la place de l'élève dans le système scolaire n'étant pas renseignée, nous exploiterons les données de l'ENL 2002 dans laquelle cette donnée est présente. L'échantillon est quant à lui identique à celui décrit précédemment.

L'analyse descriptive du taux de retard scolaire par âge selon les situations budgétaires du ménage nous confirme l'existence d'un lien entre ces dernières et l'échec scolaire des enfants. Ceci étant d'autant plus vrai que l'individu est âgé. En effet, pour les individus de 11, 13 ou 14, la différence de taux de retard scolaire entre les élèves vivant dans un ménage avec un taux d'effort élevé ne semble pas significative mais pour les élèves de 15 ans, le taux de retard est de 13 points supérieur pour les taux d'effort élevés (graphique 3).

Graphique 3. Taux de retard scolaire par âge selon la situation budgétaire du ménage



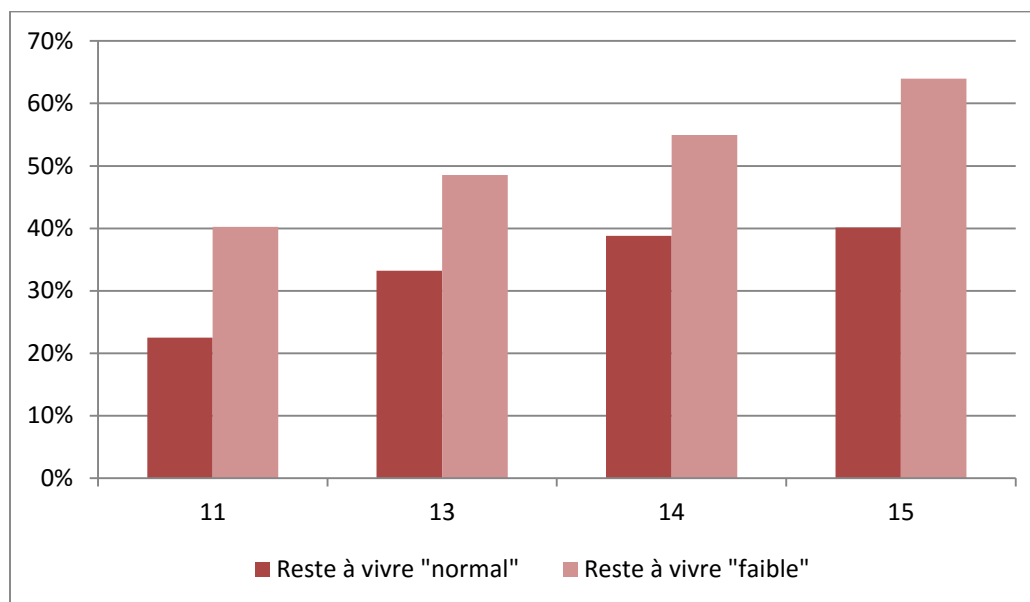
Sources : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, calculs des auteurs.

8. Le taux d'effort est le rapport entre les dépenses en logement des ménages (loyers, remboursements d'emprunt) et leur revenu. Le taux d'effort médian est le taux d'effort qui sépare la population en deux parts égales. La moitié des ménages ayant un taux d'effort inférieur à ce taux et l'autre moitié un taux d'effort supérieur.

Pour ce qui est du reste à vivre des ménages, il semblerait que ce dernier soit lié au taux d'échec scolaire et ce quel que soit l'âge des élèves. Pour les individus de 11 ans, ce taux est presque deux fois supérieur pour les élèves appartenant à un ménage au reste à vivre faible. Pour les autres classes d'âge, les différences de taux sont comprises entre 15 et 24 points.

On retrouve également cet impact important du reste à vivre sur le taux d'échec scolaire dans l'analyse du taux de retard scolaire en fonction de la valeur de l'indicateur de « contrainte budgétaire des ménages » combinant à la fois le taux d'effort des ménages et le reste à vivre. Nous verrons par la suite que cet impact très net du reste à vivre est en réalité intégralement lié à l'effet « revenu ». En effet, ces variables de mal-logement au titre de la contrainte budgétaire ne semblent plus avoir d'effet sur l'échec scolaire des enfants une fois le revenu des parents utilisé comme variable de contrôle.

Graphique 4. Taux de retard scolaire par âge selon la situation budgétaire du ménage



Sources : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, calculs des auteurs.

Afin de contrôler au mieux de ces effets, nous allons une fois encore analyser les résultats d'une régression de type *logit* (voir encadré *supra*).

Tableau 13. Résultats de l'estimation logit

		Effectifs	Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	3 989	ref.	***	ref.
	Contrainte budgétaire dépassée	258	ns.		
Diplôme le plus élevé du chef de ménage	Inférieur au bac	2 861	ref.	***	ref.
	Bac et supérieur	1 386	-0,84	***	0,43
Nombre d'enfants du ménage	1	597	ref.	***	ref.
	2	1 797	ns.		
	3	1 233	ns.		
	4	361	ns.		
	5	168	ns.		
	6	91	1,14	***	3,13
Position dans la fratrie	Pas aîné	2 144	ref.	***	ref.
	Aîné	2 103	-0,26	***	0,77
Sexe	Garçon	2 207	ref.	***	ref.
	Fille	2 040	-0,47	***	0,62
Age au 31/12/2002	11	1 079	ref.	***	ref.
	13	1 045	0,46	***	1,59
	14	1 042	0,83	***	2,29
	15	1 081	1,41	***	4,11
Revenu du ménage par UC en décile	1er décile	103	ref.	***	ref.
	2ème décile	198	ns.		
	3ème décile	244	ns.		
	4ème décile	304	ns.		
	5ème décile	402	ns.		
	6ème décile	461	ns.		
	7ème décile	549	-0,61	**	0,54
	8ème décile	629	-0,76	***	0,47
	9ème décile	689			
	10ème décile	668			
Constante		ns.			
R ²		19%			

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs, un individu de 14 ans a 2,24 fois plus de chance d'être en situation de retard scolaire qu'un individu de 11 ans.

Les résultats économétriques confirment les premières impressions issues de l'analyse descriptive (Tableau 13). Une fois l'effet du revenu contrôlé, l'impact des dépenses en logement du ménage sur l'échec scolaire des enfants ne ressort pas significativement des régressions au contraire du revenu.

L'effet capté au cours de la phase 2 est donc principalement un effet du revenu sur la réussite scolaire des enfants. Cet effet ne résultant pas directement de la situation du ménage vis-à-vis de son logement, nous ne pouvons le prendre en compte dans le reste de l'analyse.

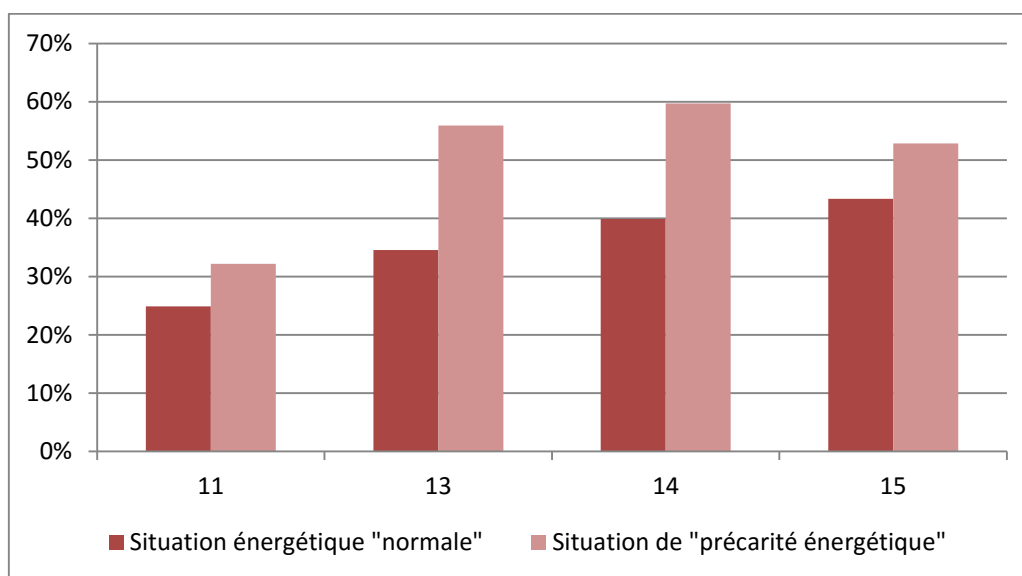
La phase 3 n'ayant pu conclure à un impact significatif des dépenses en logement du ménage sur la réussite scolaire des enfants, la phase de chiffrage ne peut être opérée.

3. Retard scolaire et précarité énergétique

Concernant la composante « mal-logement au sens de la précarité énergétique », l'indicateur retenu allie à la fois un taux d'effort énergétique élevé (supérieur à 10%) et une sensation de froid ressenti. Le retard scolaire est défini quant à lui de la même façon que précédemment.

Le graphique 5 nous renseigne sur les taux de retard scolaire selon la situation énergétique du ménage. Bien qu'un effet haussier puisse être associé à la précarité énergétique du ménage, ce dernier n'est pas évident à analyser puisqu'il semble différer selon l'âge des individus. S'il semble important pour les individus âgés de 13 et 14, il est plus faible pour les autres classes d'âge. L'analyse économétrique des données nous permettra d'éclaircir cet effet.

Graphique 5 Taux de retard scolaire par âge selon la situation énergétique du ménage



Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, calculs des auteurs.

A l'image de la contrainte budgétaire des ménages, **leur situation énergétique ne semble pas avoir d'impact significatif direct sur la réussite scolaire de des enfants**. On peut penser là aussi que les effets décelés au niveau descriptif étaient une fois encore des effets de revenu (Tableau 14).

Tableau 14. Résultats de l'estimation logit

		Effectifs	Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	3 974	ref.	***	ref.
	Précarité énergétique	273	ns.		
Diplôme le plus élevé du chef de ménage	Inférieur au bac	2 861	ref.	***	ref.
	Bac et supérieur	1 386	-0,84	***	0,43
Nombre d'enfants du ménage	1	597	ref.	***	ref.
	2	1 797	ns.		
	3	1 233	ns.		
	4	361	ns.		
	5	168	ns.		
	6 et plus	91	1,14	***	3,12
Position dans la fratrie	Pas aîné	2 144	ref.	***	ref.
	Aîné	2 103	-0,26	***	0,77
Sexe	Garçon	2 207	ref.	***	ref.
	Fille	2 040	-0,47	***	0,62
Age au 31/12/2002	11	1 079	ref.	***	ref.
	13	1 045	0,46	***	1,59
	14	1 042	0,83	***	2,29
	15	1 081	1,41	***	4,10
Revenu du ménage par UC en décile	1er décile	103	ref.	***	ref.
	2eme décile	198	ns.		
	3ème décile	244	ns.		
	4ème décile	304	ns.		
	5ème décile	402	ns.		
	6ème décile	461	ns.		
	7ème décile	549	-0,60	**	0,55
	8ème décile	629	-0,75	***	0,47
	9ème décile	689	-1,09	***	0,34
	10ème décile	668	-1,28	***	0,28
	Constante		ns.		
R ²		19%			

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

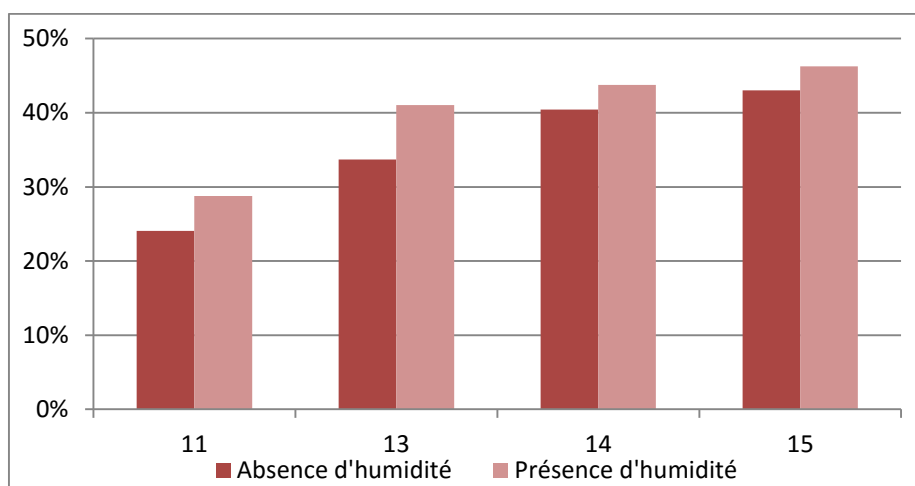
La phase 3 n'ayant pu conclure à un impact significatif des dépenses en logement du ménage sur la réussite scolaire des enfants, la phase de chiffrage ne peut être opérée.

4. Retard scolaire et habitat sans confort

Pour définir la composante « mal-logement au sens de l'habitat sans confort », nous traiterons parallèlement les situations dans lesquelles les ménages déclarent la présence d'humidité dans le logement et les situations dans lesquelles les ménages déclarent percevoir un excès de bruit. Le retard scolaire est défini quant à lui de la même façon que précédemment.

L'effet sur le taux de retard scolaire de la présence ou non d'humidité dans le logement, bien que légèrement positif, ne semble pas significatif à ce stade de l'étude.

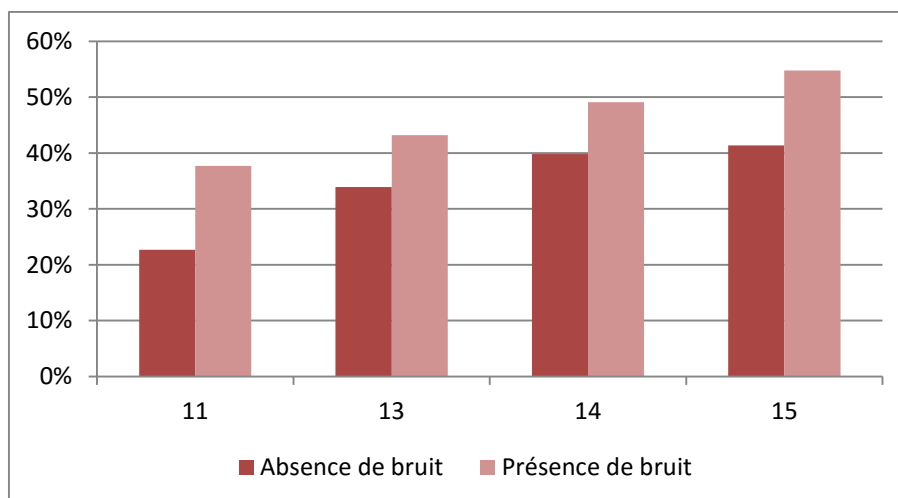
Graphique 6. Taux de retard scolaire par âge selon la situation d'hygiène du logement



Sources : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, calculs des auteurs.

A contrario, l'isolation phonique du logement impacte significativement la réussite scolaire des enfants puisque le taux de retard des enfants exposés au bruit est de 9 à 15 points supérieurs selon la classe d'âge (graphique 7).

Graphique 7 Taux de retard scolaire par âge selon l'isolation phonique du logement



Sources : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, calculs des auteurs.

Tableau 15 Résultats de l'estimation logit pour la présence d'humidité

		Effectifs	Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	3086	ref.	***	ref.
	Présence d'humidité	1161	ns.		
Diplôme le plus élevé du chef de ménage	Inférieur au bac	2 861	ref.	***	ref.
	Bac et supérieur	1 386	-0,84	***	0,43
Nombre d'enfants du ménage	1	597	ref.	***	ref.
	2	1 797	ns.		
	3	1 233	ns.		
	4	361	ns.		
	5	168	ns.		
	6	91	1,14	***	3,13
Position dans la fratrie	Pas aîné	2 144	ref.	***	ref.
	Aîné	2 103	-0,26	***	0,77
Sexe	Garçon	2 207	ref.	***	ref.
	Fille	2 040	-0,47	***	0,62
Age au 31/12/2002	11	1 079	ref.	***	ref.
	13	1 045	0,46	***	1,58
	14	1 042	0,83	***	2,29
	15	1 081	1,41	***	4,10
Revenu du ménage par UC en décile	1er décile	103	ref.	***	ref.
	2ème décile	198	ns.		
	3ème décile	244	ns.		
	4ème décile	304	ns.		
	5ème décile	402	ns.		
	6ème décile	461	ns.		
	7ème décile	549	-0,61	***	0,54
	8ème décile	629	-0,75	***	0,47
	9ème décile	689	-1,09	***	0,34
	10ème décile	668	-1,28	***	0,28
Constante		ns.			
R ²		19%			

Sources : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Tableau 16. Résultats de l'estimation logit pour la présence de bruits

		Effectifs	Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	3501	ref.	***	ref.
	Présence de bruits	746	0,32	***	1,38
Diplôme le plus élevé du chef de ménage	Inférieur au bac	2 861	ref.	***	ref.
	Bac et supérieur	1 386	-0,85	***	0,43
Nombre d'enfants du ménage	1	597	ref.	***	ref.
	2	1 797		ns.	
	3	1 233		ns.	
	4	361		ns.	
	5	168	0,64	***	1,90
	6 et plus	91	1,12	***	3,05
Position dans la fratrie	Pas aîné	2 144	ref.	***	ref.
	Aîné	2 103	-0,26	***	0,77
Sexe	Garçon	2 207	ref.	***	ref.
	Fille	2 040	-0,48	***	0,62
Age au 31/12/2002	11	1 079	ref.	***	ref.
	13	1 045	0,46	***	1,58
	14	1 042	0,84	***	2,31
	15	1 081	1,41	***	4,11
Revenu du ménage par UC en décile	1er décile	103	ref.	***	ref.
	2ème décile	198		ns.	
	3ème décile	244		ns.	
	4ème décile	304		ns.	
	5ème décile	402		ns.	
	6ème décile	461	-0,42	*	0,66
	7ème décile	549	-0,57	**	0,57
	8ème décile	629	-0,70	***	0,50
	9ème décile	689	-1,04	***	0,35
	10ème décile	668	-1,24	***	0,29
	Constante			ns.	
R ²		21%			

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s. : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Une fois encore, les premiers résultats descriptifs semblent validés. Une fois vérifiée la robustesse des résultats économétriques et la validité des coefficients estimés, conformes ici à ceux présents dans la littérature, il résulte de la phase 3 qu'un individu en situation d'exposition au bruit a, toutes choses égales par ailleurs, 1,4 fois plus de chance d'être en situation de retard scolaire qu'un individu en situation de peuplement « normale ». Le risque relatif associé au facteur « bruit » est donc égale à 1,4. La prévalence par âge est quant à elle donnée par la proportion d'individus exposés au bruit. Ces prévalences par âge sont fournies par les données des ENL 2002 et 2013 (tableau 17 et 18).

Tableau 17. Exposition au bruit par âge en 2001

		Age de l'individu au 31/12/2001				Total
		11	13	14	15	
Exposé au bruit	Non	82,5%	80,0%	83,5%	80,3%	81,6%
	Oui	17,5%	20,0%	16,5%	19,7%	18,4%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Tableau 18. Exposition au bruit par âge en 2013

		Age de l'individu au 31/12/2013				Total
		11	13	14	15	
Exposé au bruit	Non	88,4%	88,7%	89,3%	88,8%	
	Oui	11,6%	11,3%	10,7%	11,2%	
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Ces résultats permettent le calcul de fractions attribuables par âge selon l'année d'enquête.

Pour l'ENL 2002 nous obtenons les résultats suivant :

$$\begin{aligned}
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{11}}{(RR - 1) * P_{11} + 1} = \frac{0,4 * 0,18}{0,4 * 0,18 + 1} = 0,07 \text{ soit, pour les 11 ans, une fraction attribuable de 7\%} \\
 FA_{12} &= \frac{(RR - 1) * P_{13}}{(RR - 1) * P_{13} + 1} = \frac{0,4 * 0,20}{0,4 * 0,20 + 1} = 0,07 \text{ soit, pour les 13 ans, une fraction attribuable de 7\%} \\
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{14}}{(RR - 1) * P_{14} + 1} = \frac{0,4 * 0,17}{0,4 * 0,17 + 1} = 0,06 \text{ soit, pour les 14 ans, une fraction attribuable de 6\%} \\
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{15}}{(RR - 1) * P_{15} + 1} = \frac{0,4 * 0,20}{0,4 * 0,20 + 1} = 0,07 \text{ soit, pour les 15 ans, une fraction attribuable de 7\%}
 \end{aligned}$$

D'après l'enquête Logement 2013, les fractions attribuables sont les suivantes :

$$\begin{aligned}
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{11}}{(RR - 1) * P_{11} + 1} = \frac{0,4 * 0,12}{0,4 * 0,12 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 11 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{12} &= \frac{(RR - 1) * P_{13}}{(RR - 1) * P_{13} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 13 ans, une fraction attribuable de 4\%} \\
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{14}}{(RR - 1) * P_{14} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 14 ans, une fraction attribuable de 4\%} \\
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{15}}{(RR - 1) * P_{15} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 15 ans, une fraction attribuable de 4\%}
 \end{aligned}$$

L'exposition au bruit ayant semble-t-il été fortement réduite entre 2002 et 2013, les fractions attribuables résultant de la phase méthodologique n°4 ont également diminué de 2 à 3 points de pourcentage

Nous l'avons vu précédemment, le coût du retard scolaire varie selon les méthodes et les sources utilisées. En 2004, Paul et Troncin estimaient ainsi le coût du redoublement en primaire et au collège à 2,24 milliards d'euros (Paul et Troncin, 2004). Selon l'OCDE, le coût du redoublement au cours de la scolarité obligatoire des élèves (de 6 à 15 ans) en France était en 2012 de 1,43 milliard d'euros (OCDE, 2013). Enfin, en janvier 2015, l'Institut des politiques publiques (IPP) publiait son rapport n°7 intitulé « Evaluation du coût du redoublement ». Selon les auteurs, ce dernier serait de 500 millions d'euros pour le primaire, de 600 millions pour le collège (par cohortes d'élèves) et de 900 millions pour le lycée, soit un coût total de l'ordre de 2 milliard d'euros.

Sous l'hypothèse que les fractions attribuables calculées lors de la phase n°4 demeurent comprises entre 6% et 7% en 2002 et entre 4% et 5% en 2013, quel que soit la classe d'âge considérée, on peut donc estimer que ***le coût annuel du retard scolaire dû à la présence de bruit dans le logement était en 2002 compris entre 90 millions d'euros (6 pour cent de l'estimation de l'OCDE) et 160 millions d'euros par an (7 pour cent de l'estimation de Paul et Troncin). En 2013, ce coût était compris entre 60 et 115 millions d'euros selon les fractions attribuables et l'estimation retenues.***

Afin de traiter les cas de multi exposition, c'est-à-dire les cas particulier de ménages exposés à la fois à la sur occupation et aux nuisances sonores, i.e. les deux composantes pour lesquelles l'impact sur l'échec scolaire est avéré, il faut contrôler simultanément des deux composantes. Le tableau 19 renseigne des résultats issus de la dite régression.

Tableau 19. Résultats de l'estimation *logit* pour la sur occupation et la présence de bruits

		Effectifs	Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	3 196	réf.	***	réf.
	Présence de bruits	746	0,3	***	1,3
	Sur occupation	459	0,3	***	1,4
Diplôme le plus élevé du chef de ménage	Inférieur au bac	2 861	réf.	***	réf.
	Bac et supérieur	1 386	-0,9	***	0,4
Nombre d'enfants du ménage	1	597	réf.	***	réf.
	2	1 797	ns.		
	3	1 233	ns.		
	4	361	ns.		
	5	168	0,5	***	1,7
	6 et plus	91	0,9	***	2,6
Position dans la fratrie	Pas aîné	2 144	réf.	***	réf.
	Aîné	2 103	-0,3	***	1,4
Sexe	Garçon	2 207	réf.	***	réf.
	Fille	2 040	-0,5	***	0,6
Age au 31/12/2001	11	1 079	réf.	***	réf.
	13	1 045	0,5	***	1,7
	14	1 042	0,8	***	2,3
	15	1 081	1,4	***	4,2
Revenu du ménage par UC en décile	1er décile	103	réf.	***	réf.
	2ème décile	198	ns.		
	3ème décile	244	ns.		
	4ème décile	304	ns.		
	5ème décile	402	ns.		
	6ème décile	461	ns.		
	7ème décile	549	-0,6	**	0,6
	8ème décile	629	-0,7	***	0,5
	9ème décile	689	-1,1	***	0,4
	10ème décile	668	-1,3	***	0,3
	Constante	ns.			
R ²		22%			

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Indépendamment des autres caractéristiques (dont la sur occupation), les résultats semblent indiquer que toutes choses égales par ailleurs, un élève en situation de sur occupation voit sa probabilité d'être en situation de retard scolaire multipliée par 1,35. L'exponentielle du coefficient associé au bruit est de 1,40. Ces deux coefficients diffèrent relativement peu de ceux obtenus précédemment.

Les fractions attribuables associées à ces derniers présentés ci-dessous.

En 2002 :

Pour le bruit nous obtenons les résultats suivant :

$$\begin{aligned}
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{11}}{(RR - 1) * P_{11} + 1} = \frac{0,4 * 0,18}{0,4 * 0,18 + 1} = 0,07 \text{ soit, pour les 11 ans, une fraction attribuable de 7\%} \\
 FA_{12} &= \frac{(RR - 1) * P_{12}}{(RR - 1) * P_{12} + 1} = \frac{0,4 * 0,20}{0,4 * 0,20 + 1} = 0,07 \text{ soit, pour les 12 ans, une fraction attribuable de 7\%} \\
 FA_{13} &= \frac{(RR - 1) * P_{13}}{(RR - 1) * P_{13} + 1} = \frac{0,4 * 0,17}{0,4 * 0,17 + 1} = 0,06 \text{ soit, pour les 13 ans, une fraction attribuable de 6\%} \\
 FA_{14} &= \frac{(RR - 1) * P_{14}}{(RR - 1) * P_{14} + 1} = \frac{0,4 * 0,20}{0,4 * 0,20 + 1} = 0,07 \text{ soit, pour les 14 ans, une fraction attribuable de 7\%}
 \end{aligned}$$

Pour la sur occupation nous obtenons les résultats suivant :

$$\begin{aligned}
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{11}}{(RR - 1) * P_{11} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 11 ans, une fraction attribuable de 4\%} \\
 FA_{12} &= \frac{(RR - 1) * P_{12}}{(RR - 1) * P_{12} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 12 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{13} &= \frac{(RR - 1) * P_{13}}{(RR - 1) * P_{13} + 1} = \frac{0,4 * 0,12}{0,4 * 0,12 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 13 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{14} &= \frac{(RR - 1) * P_{14}}{(RR - 1) * P_{14} + 1} = \frac{0,4 * 0,13}{0,4 * 0,13 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 14 ans, une fraction attribuable de 4\%}
 \end{aligned}$$

Pour la composante « bruit », les fractions attribuables étant identiques à celles de l'analyse précédente, le coût associé l'est également et est donc compris **entre 90 et 160 millions d'euros par an**. Concernant la sur occupation, les fractions attribuables par âge restent identiques ET nous incitent à estimer le coût **entre 55 et 115 millions d'euros par an**.

Contrairement aux étapes précédentes, et bien que l'existence de risques importants d'endogénéité subsiste et doit donc d'être rappelée, les coûts ici obtenus peuvent être sommés afin d'obtenir le **coût monétaire induit par les situations de mal-logement étudiées sur l'échec scolaire. Selon nos estimations, ce coût pouvait être chiffré, en 2002, entre 155 millions d'euros et 275 millions d'euros par an**.

En 2013 :

Pour le bruit, les fractions attribuables sont les suivantes :

$$\begin{aligned}
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{11}}{(RR - 1) * P_{11} + 1} = \frac{0,4 * 0,12}{0,4 * 0,12 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 11 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{12} &= \frac{(RR - 1) * P_{12}}{(RR - 1) * P_{12} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 13 ans, une fraction attribuable de 4\%} \\
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{14}}{(RR - 1) * P_{14} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 14 ans, une fraction attribuable de 4\%} \\
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{15}}{(RR - 1) * P_{15} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 15 ans, une fraction attribuable de 4\%}
 \end{aligned}$$

Pour la sur occupation, les fractions attribuables sont les suivantes :

$$\begin{aligned}
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{11}}{(RR - 1) * P_{11} + 1} = \frac{0,4 * 0,10}{0,4 * 0,10 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 11 ans, une fraction attribuable de 4\%} \\
 FA_{12} &= \frac{(RR - 1) * P_{13}}{(RR - 1) * P_{13} + 1} = \frac{0,4 * 0,13}{0,4 * 0,13 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 13 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{14}}{(RR - 1) * P_{14} + 1} = \frac{0,4 * 0,12}{0,4 * 0,12 + 1} = 0,05 \text{ soit, pour les 14 ans, une fraction attribuable de 5\%} \\
 FA_{11} &= \frac{(RR - 1) * P_{15}}{(RR - 1) * P_{15} + 1} = \frac{0,4 * 0,10}{0,4 * 0,10 + 1} = 0,04 \text{ soit, pour les 15 ans, une fraction attribuable de 4\%}
 \end{aligned}$$

Si le coût estimé de la sur occupation est resté identique, compris entre 55 et 115 millions d’euros par an, celui engendré par la composante « Bruit » a diminué pour atteindre entre 60 et 115 millions d’euros par an. L’impact monétaire du mal-logement sur le retard scolaire serait donc compris entre 115 et 230 millions d’euros en 2013.

Evidemment, ces chiffrages ne signifient nullement que si aucun ménage ne se trouvait en situation de mal-logement, le coût global du redoublement diminuerait de plus de 200 millions d’euros. La méthode explicitée tout au long de cette partie n’a pour but que d’estimer le coût monétaire imputable aux situations de mal-logement. Les multiples facteurs conduisant au redoublement d’un élève, malgré les différents contrôles effectués, continuent de se cumuler ce qui rend fragile l’extraction d’un coût précis imputable aux situations de mal-logement elles-mêmes. De plus, les régressions présentées précédemment n’expliquent qu’une partie du retard scolaire (environ 20%).

Malgré tout, cette méthode de chiffrage nous renseigne sur les ordres de grandeur à l’œuvre et permet de conclure à un impact significatif des situations de logement sur la réussite scolaire des élèves.

Evidemment, ces effets sont à même de jouer sur l’avenir de ces élèves. Si le lien entre le retard scolaire et le niveau de diplôme atteint en fin d’étude est évidemment, l’existence d’une corrélation entre ce dernier et l’insertion dans l’emploi est lui aussi avéré. Ainsi, le tableau 20 présente pour 2013, le taux de chômage selon le niveau de diplôme et la durée écoulée depuis la fin des études.

Les peu diplômés éprouvent des difficultés bien plus importantes que les autres catégories de ménages à s'insérer dans l'emploi et ce d'autant plus qu'ils sortent juste d'études.

Tableau 20. Taux de chômage selon le diplôme et la durée écoulée depuis la fin de la formation initiale en 2013

	Sortis depuis 1 à 4 ans de formation initiale	Sortis depuis 5 à 10 ans de formation initiale	Sortis depuis 11 ans et plus de formation initiale
Enseignement supérieur	10,5	6,1	4,3
<i>dont :</i>			
<i>enseignement supérieur long (1)</i>	9,2	6,3	4,4
<i>enseignement supérieur court (2)</i>	13,0	5,8	4,2
Bac, CAP-BEP et équivalent	24,7	15,1	7,6
<i>dont :</i>			
<i>baccalauréat</i>	22,5	12,3	7,1
<i>CAP-BEP</i>	28,3	18,7	7,9
Brevet, CEP et sans diplôme	48,9	33,2	13,0
Ensemble	20,3	12,5	7,8

(1) : notamment licence, master, doctorat, écoles de commerce et d'ingénieur.

(2) : notamment DUT, BTS, Deug, diplômes paramédicaux et sociaux.

Lecture : en 2013, le taux de chômage (au sens du BIT) des hommes sortis depuis 1 à 4 ans de formation initiale est 21,7.

Note : données réropolées sur la période 2003-2012 suite au changement du questionnaire de l'enquête Emploi en 2013.

Cette réropolation ne permet pas de corriger d'éventuelles ruptures liées aux modifications du questionnaire sur la formation.

Champ : actifs sortis de formation initiale en France métropolitaine depuis un an ou plus.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

En impactant indirectement la réussite scolaire des élèves, les situations de mal-logement impactent également ces derniers en freinant leur future insertion sur le marché de l'emploi. Les situations de mal-logement peuvent également avoir, à plus court terme, des effets directs sur l'insertion professionnelle.

V. IMPACT DES SITUATIONS DE MAL-LOGEMENT SUR L'EMPLOI

Certaines situations de mal-logement ont pour conséquences directes d'exclure socialement les ménages qui en sont victimes. Or, la recherche active d'emploi résulte de mécanismes inverses, d'inclusion sociale. Le chômeur, pour ne pas être « découragé » doit pouvoir vivre dans un environnement lui permettant de se consacrer pleinement à sa recherche d'emploi. Ce sont ces mécanismes que cette partie vise à expliciter.

Évidemment, il faudra s'assurer que l'analyse distingue correctement les différents effets. Il existe un certain nombre de risques afférents à ce type d'analyse. D'une part, si un lien statistique venait à être mis en évidence entre le mal-logement et la situation vis-à-vis de l'emploi, la relation causale liant ces deux situations peut s'avérer complexe à mettre en évidence. En effet, la causalité peut être à double sens.

Si les situations de mal-logement peuvent avoir un impact significatif sur le retour vers l'emploi, il existe de fait un effet significatif du statut professionnel sur les conditions de logement et ce, par le biais du revenu des ménages. Plus pauvres, les ménages subissant le chômage sont plus enclins à subir également des situations de logement dégradées. Il est donc important de pouvoir contrôler ces effets.

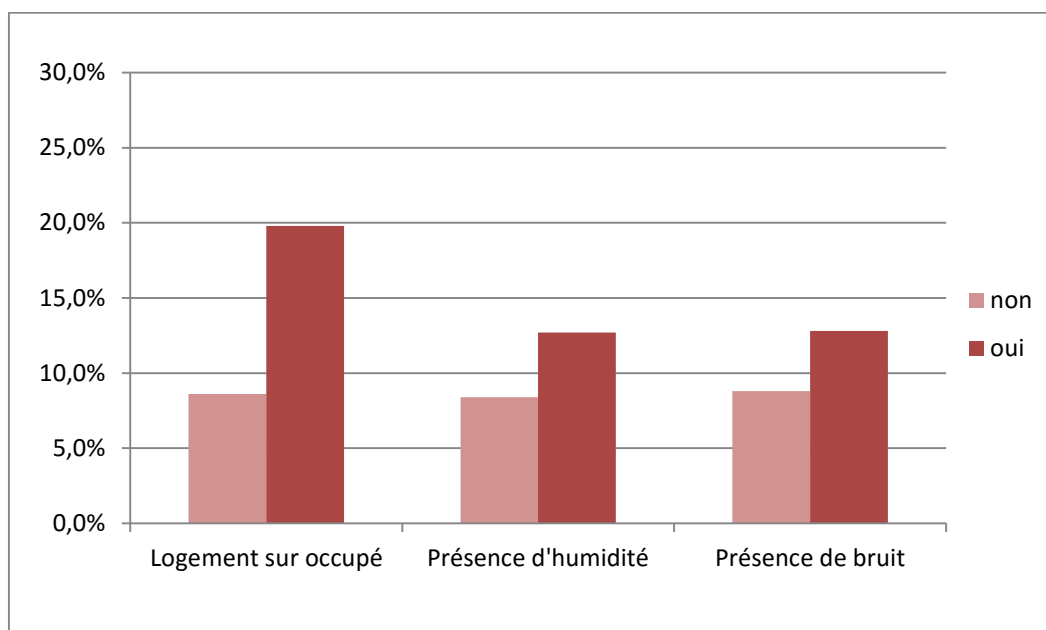
Afin de restreindre au maximum ces risques, nous avons retenu pour notre analyse un sous échantillon de ménages au sein des enquêtes logement 2002 et 2013. L'ensemble des résultats qui suivent devront donc obligatoirement être analysés comme des résultats partiels portant sur le sous échantillon retenu.

Ce sous échantillon d'analyse est composé des ménages n'ayant pas changé de logement et n'ayant pas connu de modification de leur structure familiale au cours des 4 années précédant l'enquête. Notons que les enquêtes logement ne nous permettent pas de suivre les individus interrogés au cours des 4 dernières années. Notre analyse visant à analyser la situation des individus vis-à-vis de l'emploi, seule la population active est ici retenue, c'est-à-dire les individus ayant un emploi et ceux au chômage.

Ce sous échantillonnage permet à la fois d'écarter, au moins partiellement, le fait que la situation professionnelle des ménages puisse impacter leur situation de logement. Cela permet également de se libérer du fait qu'une modification de la composition familiale dans une période de chômage puisse faire basculer le ménage dans une situation de logement dégradée.

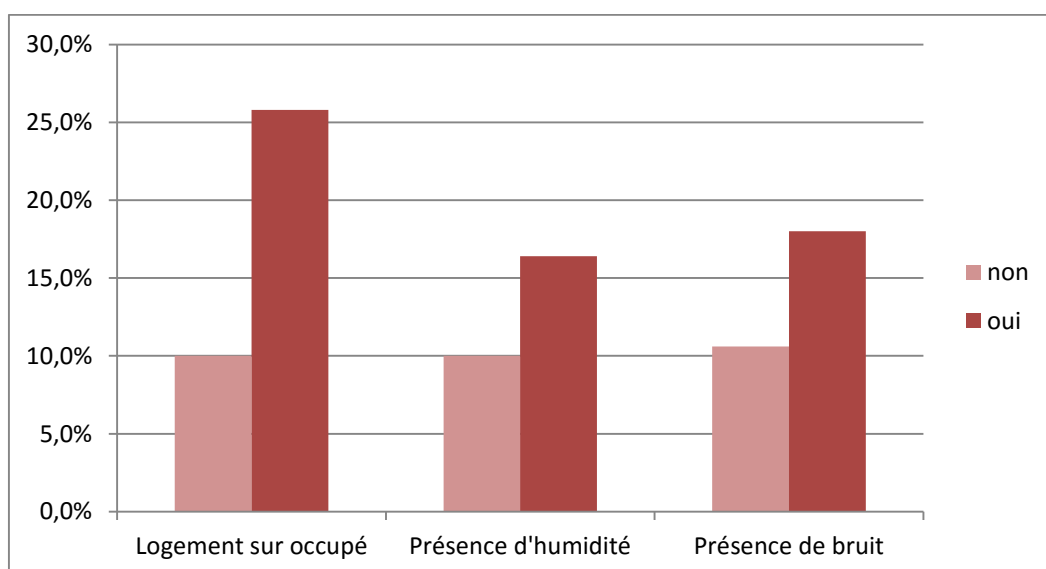
Sur ce sous échantillon, les graphiques 8 et 9 nous renseignent sur la probabilité d'être au chômage de l'individu au moment de l'enquête selon sa situation vis-à-vis de son logement.

Graphique 8. Taux de chômage selon la situation du logement en 2002



Sources : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, calculs des auteurs. Sous échantillon des individus n'ayant pas eu de modification dans la structure de leur ménage et n'ayant pas déménagé au cours des 4 années précédant l'enquête.

Graphique 9. Taux de chômage selon la situation du logement en 2013



Sources : Enquête Nationale Logement 2013, Insee, calculs des auteurs. Sous échantillon des individus n'ayant pas eu de modification dans la structure de leur ménage et n'ayant pas déménagé au cours des 4 années précédant l'enquête.

Clairement, en 2002 comme en 2013, l'existence d'un lien statistique entre conditions de logement et situation vis-à-vis de l'emploi semble avérée. Pour certaines composantes du mal-logement, les différences observées en 2002 entre les ménages mal logé et le reste de la population se sont même pour certaines creusées.

Ainsi, alors qu'en 2002, le taux de chômage des individus vivant dans un logement sur occupé était deux fois supérieur à celui des individus résidant dans un logement à l'occupation « normale ».

En 2013, ce rapport atteint 2,5. Quand le taux de chômage des « non mal logés » augmentait d'1,5 points entre 2002 et 2013, les ménages exposés à la sur occupation voyait lors taux de chômage croître de plus de 5 points. De la même façon, alors que la présence de bruit augmentait en 2002 le taux de chômage de 4 points tout comme la présence d'humidité, en 2013, les taux de chômage des individus exposés au bruit et à l'humidité sont respectivement 6 points et 8 points supérieurs aux taux de chômage des individus non exposés à ces composantes du mal-logement.

Les composantes de « contrainte budgétaire » et de « précarité énergétique » ne sont pas, ici et dans la suite de l'analyse, retenues en raison de la forte relation causale liant la situation des individus vis-à-vis de l'emploi et leur revenu, et donc leur contrainte budgétaire et énergétique. De fait, les individus au chômage ont des revenus bien moindres que ceux des individus en emploi. Entraînant de fait des taux d'effort en logement et énergétique bien plus élevés et donc une analyse plus complexe de ces composantes du mal-logement.

A l'image du travail effectué sur le champ d'étude « Education », l'idée est maintenant de contrôler ces effets des autres variables pouvant influencer sur le taux de chômage. Pour ce faire, nous nous appuyons sur une analyse de la DARES menée en 2013 sur les enquêtes Emploi 2009-2012 de l'INSEE et portant sur l'emploi et le chômage des descendants d'immigrés⁹. Afin d'introduire dans nos régressions les meilleurs déterminants microéconomiques du chômage, nous reprenons donc l'intégralité des variables introduites par la DARES (CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Vie en couple de l'individu et Sexe) auxquelles nous ajouterons les variables relatives à la situation des individus vis-à-vis de leur logement. Afin de maintenir des tailles d'échantillons suffisantes, certaines variables ont dû être « recodées ». De fait, ces modifications et la différence de données engendrent certains changements dans les effets observés. Pour autant, les ordres de grandeur résultant de l'analyse de la DARES sont dans les grandes lignes respectés. Cette dernière n'intégrant pas dans son analyse d'informations relatives à la localisation géographique des ménages, les variables telles que l'appartenance ou non à une ZUS n'ont pas été intégrées dans nos analyses. Elles figurent tout de même en annexes de ce rapport.

Contrairement au champ d'étude « Education », celui relatif à l'emploi est renseigné de la même façon des enquêtes nationales logement 2002 et 2013. Il est donc possible pour ces deux enquêtes de calculer, et comparer, les risques relatifs résultant de la phase n°3 d'analyse économétrique des données.

1. Chômage et sur occupation

Les tableaux 21 et 22 nous renseignent sur l'impact de la sur occupation sur la probabilité d'être au chômage en 2002 et en 2013. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, tout individu ayant les caractéristiques spécifiques de l'échantillon sélectionné et étant en situation de sur occupation a, en 2002, 2 fois plus de chance d'être au chômage qu'un individu aux caractéristiques équivalentes mais vivant dans une situation d'occupation « normale ». Le risque relatif associé ici au facteur « sur occupation » est donc égale à 2. En 2013, ce risque relatif est évalué à 2,3.

9. Voir « Emploi et chômage des descendants d'immigrés en 2012 », DARES Analyse n°023, Mars 2014

Tableau 21. Résultats de l'estimation logit pour la sur occupation en 2002

		Effectif	Coeff. B	Significativité	Exp (β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	9913	réf.	***	réf.
	Sur occupation	749	0,7	***	2,0
CSP	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	748	réf.	***	réf.
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	1657	0,1	ns.	1,1
	Professions intermédiaires	2445	0,0	ns.	1,1
	Employés	3155	0,8	***	2,3
	Ouvriers	2657	1,1	***	3,2
Pays de naissance	France	9485	réf.	***	réf.
	Autres Pays	1177	0,4	***	1,5
Niveau de diplôme	Certificat d'étude primaire ou aucun diplôme	2087	réf.	***	réf.
	Brevets (BEPC, ...)	848	-0,5	***	0,6
	CAP, BEP, ...	3413	-0,6	***	0,6
	Baccalauréats	1555	-0,8	***	0,4
	Bac +2	854	-0,5	**	0,6
	Supérieur à BAC +2	1905	-0,5	***	0,6
Age	Moins de 30 ans	1021	réf.	***	réf.
	Entre 30 et 34 ans	958	-0,8	***	0,5
	Entre 35 et 39 ans	1669	-0,6	***	0,5
	Entre 40 et 44 ans	2167	-0,8	***	0,4
	Entre 45 et 49 ans	1884	-0,7	***	0,5
	Entre 50 et 54 ans	1709	-0,4	**	0,7
	55 ans et plus	1254	0,3	*	1,4
Taille urbaine	Commune rurale et de moins de 20 000 habitants	2504	réf.	**	réf.
	Entre 20 000 et 200 000 habitants	2226	0,3	*	1,3
	Plus de 200 000 habitants	3634	0,1	ns.	1,1
	Aire urbaine de Paris	2298	-0,2	ns.	0,8
Nombre d'enfants	Aucun	3893	réf.	*	réf.
	1	2435	0,3	**	1,3
	2 et plus	4334	0,1	ns.	1,1
Vie en couple	Oui	7484	réf.	***	réf.
	Non	3178	0,9	***	2,6
Sexe	Masculin	5775	réf.	***	réf.
	Féminin	5095	0,3	***	1,3
Constante		-4,0		***	0,0
R ²		15%			

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Sexe), un individu n'ayant pas subi de modifications de sa structure familiale et n'ayant pas déménagé voit sa probabilité d'être au chômage en 2001 multiplié par 1,6 s'il ne vit pas en couple.

Tableau 22. Résultats de l'estimation logit pour la sur occupation en 2013

		Effectifs	Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	11 095	ref.	***	ref.
	Sur occupation	1 597	0,6	***	1,8
CSP	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	800	ref.	***	ref.
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	2 231		ns.	
	Professions intermédiaires	2 903	0,4	**	1,5
	Employés	3 768	0,7	***	2,0
	Ouvriers	2 990	0,9	***	2,6
Pays de naissance	France	10 881	ref.	***	ref.
	Autres Pays	1 811	0,4	***	1,5
Niveau de diplôme	Certificat d'étude primaire ou aucun diplôme	2 137	ref.	***	ref.
	Brevets (BEPC, ...)	702	-0,4	***	0,6
	CAP, BEP, ...	3 509	-0,5	***	0,6
	Baccalauréats	2 142	-0,5	***	0,6
	Bac +2	1 834	-0,6	***	0,6
	Supérieur à BAC +2	2 368	-0,8	***	0,5
Age	Moins de 30 ans	1 168	ref.	***	ref.
	Entre 30 et 34 ans	744	-0,5	***	0,6
	Entre 35 et 39 ans	1 297	-0,4	***	0,6
	Entre 40 et 44 ans	2 308	-0,6	***	0,5
	Entre 45 et 49 ans	2 374	-0,7	***	0,5
	Entre 50 et 54 ans	2 079	-0,8	***	0,5
	55 ans et plus	2 722	-0,4	***	0,7
Taille urbaine	Commune rurale et de moins de 20 000 habitants	4 248	ref.	ns.	ref.
	Entre 20 000 et 200 000 habitants	2 121		ns.	
	Plus de 200 000 habitants	2 901		ns.	
	Aire urbaine de Paris	3 422		ns.	
Nombre d'enfants	Aucun	5 853	ref.	***	ref.
	1	2 297		ns.	
	2 et plus	4 542	-0,2	**	0,8
Vie en couple	Oui	8 889	ref.	***	ref.
	Non	3 803	0,7	***	2,0
Sexe	Masculin	6 233	ref.	***	ref.
	Féminin	6 257	-0,2	**	0,8
Constante			-2,0	***	0,1
R²		12%			

Note : réf. : modalité de référence, n.s. : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %. *Note de lecture* : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Sexe), un individu n'ayant pas subi de modifications de sa structure familiale et n'ayant pas déménagé voit sa probabilité d'être au chômage en 2001 multiplié par 2,05 s'il ne vit pas en couple.

Source : Enquête Nationale Logement 2013, Insee, Calculs des auteurs.

Autrement dit, alors que l'individu de référence (i.e. l'individu ayant les caractéristiques de l'échantillon sélectionné ainsi que celles correspondant aux modalités de référence) a 2 % de chance d'être au chômage en 2002, un individu aux caractéristiques comparables mais en situation de sur occupation a 4 % de chance de l'être. En 2013, ces proportions sont respectivement de 4 % et 8 %.

Les prévalences par âge sont quant à elles données par les proportions d'individus exposés à la sur occupation dans le sous échantillon retenu. Ces prévalences par âge sont fournies par les données de l'ENL 2002 (tableau 23) et l'ENL 2013 (tableau 24).

Tableau 23. Exposition au surpeuplement par âge en 2002

		Age							Total
		Moins de 30 ans	Entre 30 et 34 ans	Entre 35 et 39 ans	Entre 40 et 44 ans	Entre 45 et 49 ans	Entre 50 et 54 ans	55 ans et plus	
Logement sur occupé	Non	85,1%	90,5%	91,0%	92,0%	93,8%	95,4%	96,8%	90,1%
	Oui	14,9%	9,5%	9,0%	8,0%	6,2%	4,6%	3,2%	9,9%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Tableau 24. Exposition au surpeuplement par âge en 2013

		Age							Total
		Moins de 30 ans	Entre 30 et 34 ans	Entre 35 et 39 ans	Entre 40 et 44 ans	Entre 45 et 49 ans	Entre 50 et 54 ans	55 ans et plus	
Logement sur occupé	Non	84,7%	88,7%	89,1%	90,8%	90,4%	94,0%	96,5%	90,4%
	Oui	15,3%	11,3%	10,9%	9,2%	9,6%	6,0%	3,5%	9,6%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Source : Enquête Nationale Logement 2013, Insee, Calculs des auteurs.

Ces résultats permettent le calcul de fractions attribuables par âge pour chacune des deux enquêtes.

En 2002, nous obtenons les fractions attribuables suivantes :

$$FA_{\text{Moins de 30 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{1 * 0,15}{1 * 0,15 + 1} = 13\%$$

$$FA_{\text{Entre 30 et 34 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}} + 1} = \frac{1 * 0,10}{1 * 0,10 + 1} = 9\%$$

$$FA_{\text{Entre 35 et 39 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}} + 1} = \frac{1 * 0,09}{1 * 0,09 + 1} = 8\%$$

$$FA_{\text{Entre 40 et 44 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}} + 1} = \frac{1 * 0,08}{1 * 0,08 + 1} = 7\%$$

$$FA_{\text{Entre 45 et 49 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}} + 1} = \frac{1 * 0,06}{1 * 0,06 + 1} = 6\%$$

$$FA_{\text{Entre 50 et 54 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}} + 1} = \frac{1 * 0,05}{1 * 0,05 + 1} = 5\%$$

$$FA_{\text{55 ans et plus}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}}}{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}} + 1} = \frac{1 * 0,03}{1 * 0,03 + 1} = 3\%$$

En 2013, elles s'élèvent à :

$$FA_{\text{Moins de 30 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{1,3 * 0,15}{1,3 * 0,15 + 1} = 16\%$$

$$FA_{\text{Entre 30 et 34 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}} + 1} = \frac{1,3 * 0,11}{1,3 * 0,11 + 1} = 13\%$$

$$FA_{\text{Entre 35 et 39 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}} + 1} = \frac{1,3 * 0,11}{1,3 * 0,11 + 1} = 13\%$$

$$FA_{\text{Entre 40 et 44 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}} + 1} = \frac{1,3 * 0,09}{1,3 * 0,09 + 1} = 10\%$$

$$FA_{\text{Entre 45 et 49 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}} + 1} = \frac{1,3 * 0,10}{1,3 * 0,10 + 1} = 12\%$$

$$FA_{\text{Entre 50 et 54 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}} + 1} = \frac{1,3 * 0,06}{1,3 * 0,06 + 1} = 7\%$$

$$FA_{\text{55 ans et plus}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}}}{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}} + 1} = \frac{1,3 * 0,04}{1,3 * 0,04 + 1} = 4\%$$

N'ayant pas à disposition d'estimation acceptable et validée dans la littérature du coût économique et social global du chômage (voir encadré), il apparaît compliqué de chiffrer monétairement l'impact des situations de mal-logement sur l'emploi. Pour autant, au vu des résultats ci-dessus, il semblerait que la composante « sur occupation » du mal-logement ait un impact significatif, compris entre 3% et 9% selon la classe d'âge, sur le niveau de chômage des individus exposés. Une fois encore, il faut tout de même rappeler que ces résultats ne concernent que le sous échantillon de la population active n'ayant connu ni de modification dans leurs conditions de logement, ni dans leur composition familiale.

Appliquée aux données fournies par la DARES sur les dépenses en faveur de l'emploi et du marché du travail (voir encadré), cela correspondrait à un coût estimé affectable aux situations de mal-logement compris entre 2 milliards et 8 milliards d'euros. Evidemment, ces coûts ne pourraient pas disparaître entièrement en cas de résolutions complètes des situations de mal-logement, le phénomène de file d'attente jouant pleinement son rôle sur le marché de l'emploi.

Le coût du chômage imputable aux situations de mal-logement doit être restreint aux situations de chômage classique. Celles-ci correspondent plus ou moins aux situations de plein emploi (i.e. quand on peut considérer que les chômeurs involontaires sont soit en insertion à la fin de leur formation, soit en transit entre deux emplois soit inemployables du fait de leurs caractéristiques personnelles). Dans ce cas, le mal-logement peut être une cause de chômage du fait de son impact sur l'employabilité des chômeurs. La difficulté à trouver un logement adéquat peut aussi limiter la mobilité des chômeurs et expliquer ainsi une part structurelle du chômage classique.

Par contre en situation de chômage keynésien on ne peut pas considérer que le sous-emploi est de nature structurelle. Le coût du chômage doit dès lors être imputé au déséquilibre macroéconomique. Dans ce cas les chômeurs mal logés ou en difficulté pour trouver un logement, sont simplement rejetés en fin de la file d'attente et une amélioration de leur situation en matière de logement ne ferait que modifier leur rang dans cette file. Sans réduction du chômage global il n'y aurait donc pas de réduction du coût monétaire du chômage à court terme. Ce n'est qu'à long terme, une fois revenu au plein emploi, que l'on pourrait enregistrer une réduction de coût du fait de l'amélioration structurelle de l'employabilité de la main d'œuvre.

Encadré : Un coût du chômage sujet à débat

Bien qu'il existe un consensus autour de l'idée selon laquelle le chômage a un coût monétaire important tant sur les finances publiques (allocations chômage, accompagnement des demandeurs d'emploi, manque à gagner fiscal, ...) que pour les demandeurs d'emploi eux même (perte de revenu), chiffrer globalement et monétairement ce coût paraît complexe.

En 1989, Philippe Barbe publiait au sein de la revue Travail et Emploi un article intitulé « Un coût du chômage ? ». L'auteur y recense les concepts et résultats d'un certain nombre d'études qui ont visé à répondre à la problématique de chiffrage du coût économique du chômage. Une fois rappelées les limites d'un tel exercice, l'auteur fournit l'estimation d'un coût par personne de 7 000 F de 1986. Appliqué au nombre de chômeur de l'année 2013 et actualisé, cela représenterait selon cette estimation un coût du chômage total de l'ordre de 60 milliard d'euros par an.

En 2012, à la demande de la Fédération européenne des Services à la personne (EFSI) la société Idea Consult a mis en place une étude visant à estimer le coût d'une personne au chômage par rapport au profit procuré par une personne active dans six Etats membres de l'UE : l'Allemagne, la Belgique, l'Espagne, le Royaume Uni, la Suède et la France (EFSI, 2012). Dans cette étude, le coût du chômage est entendu comme « *l'intervention publique complémentaire induite par le chômage et la perte potentielle de revenus pour le gouvernement* ». Des données factuelles et harmonisées sur les dépenses publiques ont été utilisées afin d'estimer le montant des interventions publiques au profit des demandeurs d'emploi. Pour estimer la perte potentielle de revenus pour le gouvernement, les recettes fiscales générées par les cotisations sociales et les impôts sur les revenus et la consommation des demandeurs d'emploi ont été comparées aux revenus perçus par le gouvernement pour un salarié touchant un salaire annuel brut moyen. Selon les estimations des auteurs, le coût annuel moyen d'un demandeur d'emploi français s'élèverait à 28 727 euros. En 2013, le nombre de chômeurs s'élevant à 2,8 millions, le coût total du chômage pouvait être estimé selon cette étude à près de 80 milliards d'euros, soit 4% du PIB.

Plus trivialement, chaque année, la DARES recense les dépenses en faveur de l'emploi et du marché du travail. Bien que ne prenant pas en compte par exemple le manque à gagner fiscal résultant des situations de perte d'emploi, ces dépenses peuvent servir d'approximation simple à l'évaluation du coût économique du chômage. En 2012, ces dépenses s'élevaient à 85,7 milliards d'euros. Ces dépenses exclues les mécanismes d'aide au maintien dans l'emploi (allègements de charge, RSA activité, ...) mais intègrent l'ensemble des dépenses financées par l'Etat, les collectivités locales ou les administrations de sécurité sociale.

2. Chômage et habitat dégradé

Bien que légèrement moindres, les effets induits par la présence d'humidité et de bruit semblent eux aussi avérés (Tableau 25 à 28). **Ainsi la probabilité d'un individu vivant dans un logement sans confort d'être au chômage est 1,5 à 1,6 fois plus élevée que celle d'un individu vivant dans un logement sans humidité ou sans bruit en 2002 comme en 2013.**

L'explication de ces effets n'est au premier abord pas évident. On peut en effet penser que l'impact significatif de ces variables est expliqué par l'absence d'un certain nombre de variables explicatives relatives à l'environnement du logement. De même, nous n'intégrons pas ici l'année ou le type de construction du logement qui pourtant est à même d'avoir un pouvoir explicatif significatif sur ces deux variables. Ce choix est dû au fait qu'une fois encore nous tentons de nous rapprocher au mieux des modélisations issues de la littérature. Comme pour la sur occupation, nous n'avons donc intégrer dans les régressions que les variables présentes dans les modélisations de la DARES mentionnées précédemment. Des résultats complémentaires, issus d'autres modélisations, sont disponibles en annexes.

Les résultats décrits ici sont donc à analyser avec prudence. Pour autant, il paraît établi que les situations de mal-logement ont un impact sur la probabilité d'être ou non au chômage. Afin de quantifier plus précisément cet impact, il conviendrait d'analyser un échantillon permettant d'augmenter le nombre de variables explicatives ce que les Enquêtes Nationales Logement 2002 et 2013 ne permettent pas.

Tableau 25. Résultats de l'estimation logit pour la présence d'humidité en 2002

		Effectifs	Coeff. β	Significativité	Exp (β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	8358	réf.	***	réf.
	Présence d'humidité	2304	0,4	***	1,5
CSP	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	748	réf.	***	réf.
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	1657	0,5	ns.	1,6
	Professions intermédiaires	2445	0,9	**	2,5
	Employés	3155	1,3	***	3,6
	Ouvriers	2657	1,4	***	4,1
Pays de naissance	France	9485	réf.	***	réf.
	Autres Pays	1177	0,6	***	1,9
Niveau de diplôme	Certificat d'étude primaire ou aucun diplôme	2087	réf.	***	réf.
	Brevets (BEPC, ...)	848	-0,6	***	0,5
	CAP, BEP, ...	3413	-0,6	***	0,5
	Baccalauréats	1555	-0,8	***	0,4
	Bac +2	854	-0,9	***	0,4
	Supérieur à BAC +2	1905	-1,0	***	0,4
Age	Moins de 30 ans	1021	réf.	***	réf.
	Entre 30 et 34 ans	958	-1,2	***	0,3
	Entre 35 et 39 ans	1669	-1,2	***	0,3
	Entre 40 et 44 ans	2167	-1,6	***	0,2
	Entre 45 et 49 ans	1884	-1,5	***	0,2
	Entre 50 et 54 ans	1709	-1,4	***	0,2
	55 ans et plus	1254	-1,0	***	0,4
Taille urbaine	Commune rurale et de moins de 20 000 habitants	2504	réf.	*	réf.
	Entre 20 000 et 200 000 habitants	2226	0,1	ns.	1,1
	Plus de 200 000 habitants	3634	0,0	ns.	1,0
	Aire urbaine de Paris	2298	-0,3	*	0,8
Nombre d'enfants	Aucun	3893	réf.	***	réf.
	1	2435	0,3	**	1,4
	2 et plus	4334	0,4	***	1,5
Vie en couple	Oui	7484	réf.	***	réf.
	Non	3178	1,3	***	2,6
Sexe	Masculin	5775	réf.	***	réf.
	Féminin	5095	-0,1	ns.	0,9
Constante			-3,3	***	0,0
R ²		15%			

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s. : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Sexe), un individu n'ayant pas subi de modifications de sa structure familiale et n'ayant pas déménagé voit sa probabilité d'être au chômage en 2001 multiplié par 2,6 s'il ne vit pas en couple.

Tableau 26. Résultats de l'estimation logit pour la présence d'humidité en 2013

		Effectifs	Coeff. β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	9717	ref.	***	ref.
	Humidité	2975	0,5	***	1,6
CSP	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	800	ref.	***	ref.
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	2 231		ns.	
	Professions intermédiaires	2 903	0,4	**	1,4
	Employés	3 768	0,7	***	2,0
	Ouvriers	2 990	0,9	***	2,5
Pays de naissance	France	10 881	ref.	***	ref.
	Autres Pays	1 811	0,5	***	1,6
Niveau de diplôme	Certificat d'étude primaire ou aucun diplôme	2 137	ref.	***	ref.
	Brevets (BEPC, ...)	702	-0,5	***	0,6
	CAP, BEP, ...	3 509	-0,5	***	0,6
	Baccalauréats	2 142	-0,5	***	0,6
	Bac +2	1 834	-0,6	***	0,5
	Supérieur à BAC +2	2 368	-0,8	***	0,5
Age	Moins de 30 ans	1 168	ref.	***	ref.
	Entre 30 et 34 ans	744	-0,5	***	0,6
	Entre 35 et 39 ans	1 297	-0,5	***	0,6
	Entre 40 et 44 ans	2 308	-0,7	***	0,5
	Entre 45 et 49 ans	2 374	-0,8	***	0,5
	Entre 50 et 54 ans	2 079	-0,8	***	0,4
	55 ans et plus	2 722	-0,5	***	0,6
Taille urbaine	Commune rurale et de moins de 20 000 habitants	4 248	ref.	ns.	ref.
	Entre 20 000 et 200 000 habitants	2 121		ns.	
	Plus de 200 000 habitants	2 901		ns.	
	Aire urbaine de Paris	3 422		ns.	
Nombre d'enfants	Aucun	5 853	ref.	*	ref.
	1	2 297		ns.	
	2 et plus	4 542		ns.	
Vie en couple	Oui	8 889	ref.	***	ref.
	Non	3 803	0,7	***	2,1
Sexe	Masculin	6 233	ref.	***	ref.
	Féminin	6 257	-0,2	**	0,9
Constante			-2,1	***	0,1
R ²		12%			

Source : Enquête Nationale Logement 2013, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Sexe), un individu n'ayant pas subi de modifications de sa structure familiale et n'ayant pas déménagé voit sa probabilité d'être au chômage en 2001 multiplié par 2,1 s'il ne vit pas en couple.

Tableau 27. Résultats de l'estimation logit pour la présence de bruit en 2002

		Effectif	Coeff. β	Significativité	Exp (β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	8978	réf.	***	réf.
	Présence de bruit	1684	0,5	***	1,6
CSP	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	748	réf.	***	réf.
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	1657	0,0	ns.	1,0
	Professions intermédiaires	2445	0,0	ns.	1,0
	Employés	3155	0,9	***	2,4
	Ouvriers	2657	1,2	***	3,3
Pays de naissance	France	9485	réf.	***	réf.
	Autres Pays	1177	0,5	***	1,6
Niveau de diplôme	Certificat d'étude primaire ou aucun diplôme	2087	réf.	***	réf.
	Brevets (BEPC, ...)	848	-0,6	***	0,6
	CAP, BEP, ...	3413	-0,6	***	0,6
	Baccalauréats	1555	-0,8	***	0,4
	Bac +2	854	-0,5	**	0,6
	Supérieur à BAC +2	1905	-0,5	***	0,6
Age	Moins de 30 ans	1021	réf.	***	réf.
	Entre 30 et 34 ans	958	-0,8	***	0,4
	Entre 35 et 39 ans	1669	-0,7	***	0,5
	Entre 40 et 44 ans	2167	-0,9	***	0,4
	Entre 45 et 49 ans	1884	-0,8	***	0,5
	Entre 50 et 54 ans	1709	-0,4	**	0,7
	55 ans et plus	1254	0,3	ns.	1,3
Taille urbaine	Commune rurale et de moins de 20 000 habitants	2504	réf.	**	réf.
	Entre 20 000 et 200 000 habitants	2226	0,2	*	1,3
	Plus de 200 000 habitants	3634	0,1	ns.	1,1
	Aire urbaine de Paris	2298	-0,1	ns.	0,9
Nombre d'enfants	Aucun	3893	réf.	ns.	réf.
	1	2435	0,2	**	1,3
	2 et plus	4334	0,2	ns.	1,2
Vie en couple	Oui	7484	réf.	***	réf.
	Non	3178	1,0	***	2,8
Sexe	Masculin	5775	réf.	***	réf.
	Féminin	5095	0,3	**	1,3
Constante			-4,0	***	0,0
R ²		15%			

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s. : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Sexe), un individu n'ayant pas subi de modifications de sa structure familiale et n'ayant pas déménagé voit sa probabilité d'être au chômage en 2001 multiplié par 2,8 s'il ne vit pas en couple.

Tableau 28. Résultats de l'estimation logit pour la présence de bruit en 2013

		Effectifs	Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	11 151	ref.	***	ref.
	Bruit	1541	0,4	***	1,5
CSP	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	800	ref.	***	ref.
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	2 231		ns.	
	Professions intermédiaires	2 903	0,4	**	1,4
	Employés	3 768	0,7	***	2,0
	Ouvriers	2 990	0,9	***	2,6
Pays de naissance	France	10 881	ref.	***	ref.
	Autres Pays	1 811	0,5	***	1,6
Niveau de diplôme	Certificat d'étude primaire ou aucun diplôme	2 137	ref.	***	ref.
	Brevets (BEPC, ...)	702	-0,5	***	0,6
	CAP, BEP, ...	3 509	-0,5	***	0,6
	Baccalauréats	2 142	-0,5	***	0,6
	Bac +2	1 834	-0,6	***	0,5
	Supérieur à BAC +2	2 368	-0,8	***	0,5
Age	Moins de 30 ans	1 168	ref.	***	ref.
	Entre 30 et 34 ans	744	-0,5	***	0,6
	Entre 35 et 39 ans	1 297	-0,5	***	0,6
	Entre 40 et 44 ans	2 308	-0,7	***	0,5
	Entre 45 et 49 ans	2 374	-0,8	***	0,5
	Entre 50 et 54 ans	2 079	-0,8	***	0,4
	55 ans et plus	2 722	-0,5	***	0,6
Taille urbaine	Commune rurale et de moins de 20 000 habitants	4 248	ref.	ns.	ref.
	Entre 20 000 et 200 000 habitants	2 121		ns.	
	Plus de 200 000 habitants	2 901		ns.	
	Aire urbaine de Paris	3 422		ns.	
Nombre d'enfants	Aucun	5 853	ref.	**	ref.
	1	2 297	0,2	*	1,2
	2 et plus	4 542		ns.	
Vie en couple	Oui	8 889	ref.	***	ref.
	Non	3 803	0,7	***	2,1
Sexe	Masculin	6 233	ref.	***	ref.
	Féminin	6 257	-0,2	**	0,8
Constante			-2,0	***	0,1
R ²		12%			

Source : Enquête Nationale Logement 2013, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Sexe), un individu n'ayant pas subi de modifications de sa structure familiale et n'ayant pas déménagé voit sa probabilité d'être au chômage en 2001 multiplié par 2,1 s'il ne vit pas en couple.

La prévalence par âge est quant à elle donnée par la proportion d'individu exposés à l'humidité ou au bruit dans le sous échantillon retenu. Ces prévalences par âge sont fournies par les données des ENL 2002 et 2013 (tableau 29 et 30).

Tableau 29 Exposition à l'humidité ou au bruit par âge en 2002

		Age							Total
		Moins de 30 ans	Entre 30 et 34 ans	Entre 35 et 39 ans	Entre 40 et 44 ans	Entre 45 et 49 ans	Entre 50 et 54 ans	55 ans et plus	
Logement humide	Non	71,0%	72,7%	73,9%	74,3%	77,8%	80,4%	81,8%	74,9%
	Oui	29,0%	27,3%	26,1%	25,7%	22,2%	19,6%	18,2%	25,1%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Logement bruyant	Non	79,8%	81,8%	83,4%	84,3%	83,1%	82,2%	85,3%	82,1%
	Oui	20,2%	18,2%	16,6%	15,7%	16,9%	17,8%	14,7%	17,9%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Tableau 30 Exposition à l'humidité ou au bruit par âge en 2013

		Age							Total
		Moins de 30 ans	Entre 30 et 34 ans	Entre 35 et 39 ans	Entre 40 et 44 ans	Entre 45 et 49 ans	Entre 50 et 54 ans	55 ans et plus	
Logement humide	Non	73,9%	73,4%	74,8%	75,1%	77,5%	78,4%	84,4%	77,9%
	Oui	26,1%	26,6%	25,2%	24,9%	22,5%	21,6%	15,6%	22,1%
Total		100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Logement bruyant	Non	86,8%	86,5%	88,1%	88,7%	90,1%	90,7%	92,4%	89,3%
	Oui	13,2%	13,5%	11,9%	11,3%	9,9%	9,3%	7,6%	10,7%
Total		100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Source : Enquête Nationale Logement 2013, Insee, Calculs des auteurs.

Ces résultats permettent le calcul de fractions attribuables par âge et par année. Ainsi, pour la composante « Humidité dans le logement », en 2002, on obtient les fractions attribuables suivantes :

$$\begin{aligned}
 FA_{\text{Moins de 30 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,29}{0,5 * 0,29 + 1} = 13\% \\
 FA_{\text{Entre 30 et 34 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,27}{0,5 * 0,27 + 1} = 12\% \\
 FA_{\text{Entre 35 et 39 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,26}{0,5 * 0,26 + 1} = 12\% \\
 FA_{\text{Entre 40 et 44 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,26}{0,5 * 0,26 + 1} = 12\% \\
 FA_{\text{Entre 45 et 49 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,22}{0,5 * 0,22 + 1} = 10\% \\
 FA_{\text{Entre 50 et 54 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,20}{0,5 * 0,20 + 1} = 9\% \\
 FA_{\text{55 ans et plus}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}}}{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}} + 1} = \frac{0,5 * 0,18}{0,5 * 0,18 + 1} = 8\%
 \end{aligned}$$

En 2013, les fractions attribuables sont les suivantes :

$$\begin{aligned}
 FA_{\text{Moins de 30 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,26}{0,6 * 0,26 + 1} = 13\% \\
 FA_{\text{Entre 30 et 34 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,27}{0,6 * 0,27 + 1} = 14\% \\
 FA_{\text{Entre 35 et 39 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,25}{0,6 * 0,25 + 1} = 13\% \\
 FA_{\text{Entre 40 et 44 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,25}{0,6 * 0,25 + 1} = 13\% \\
 FA_{\text{Entre 45 et 49 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,23}{0,6 * 0,23 + 1} = 12\% \\
 FA_{\text{Entre 50 et 54 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,22}{0,6 * 0,22 + 1} = 12\% \\
 FA_{\text{55 ans et plus}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}}}{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}} + 1} = \frac{0,6 * 0,16}{0,6 * 0,16 + 1} = 9\%
 \end{aligned}$$

Pour la composante « Présence de bruit dans le logement », les fractions attribuables sont en 2002 :

$$\begin{aligned}
 FA_{\text{Moins de 30 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,20}{0,6 * 0,20 + 1} = 11\% \\
 FA_{\text{Entre 30 et 34 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,18}{0,6 * 0,18 + 1} = 10\% \\
 FA_{\text{Entre 35 et 39 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,17}{0,6 * 0,17 + 1} = 9\% \\
 FA_{\text{Entre 40 et 44 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,16}{0,6 * 0,16 + 1} = 9\% \\
 FA_{\text{Entre 45 et 49 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,17}{0,6 * 0,17 + 1} = 9\% \\
 FA_{\text{Entre 50 et 54 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}} + 1} = \frac{0,6 * 0,18}{0,6 * 0,18 + 1} = 10\% \\
 FA_{\text{55 ans et plus}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}}}{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}} + 1} = \frac{0,6 * 0,15}{0,6 * 0,15 + 1} = 8\%
 \end{aligned}$$

Et en 2013 :

$$\begin{aligned}
 FA_{\text{Moins de 30 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,13}{0,5 * 0,13 + 1} = 6\% \\
 FA_{\text{Entre 30 et 34 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 34 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,14}{0,5 * 0,14 + 1} = 7\% \\
 FA_{\text{Entre 35 et 39 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 35 et 39 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,12}{0,5 * 0,12 + 1} = 6\% \\
 FA_{\text{Entre 40 et 44 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 40 et 44 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,11}{0,5 * 0,11 + 1} = 5\% \\
 FA_{\text{Entre 45 et 49 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 45 et 49 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,10}{0,5 * 0,10 + 1} = 5\% \\
 FA_{\text{Entre 50 et 54 ans}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 54 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,09}{0,5 * 0,09 + 1} = 4\% \\
 FA_{\text{55 ans et plus}} &= \frac{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}}}{(RR - 1) * P_{\text{55 ans et plus}} + 1} = \frac{0,5 * 0,08}{0,5 * 0,08 + 1} = 4\%
 \end{aligned}$$

Au vu des résultats ci-dessus, il semblerait que la composante « Humidité » du mal-logement ait, en 2002 comme en 2013, un impact significatif, compris entre 9% et 14% selon la classe d'âge, sur le niveau de chômage des individus exposés. Si nous décidons de retenir les coûts induits par les situations de chômage de la DARES, cela représenterait un impact monétaire compris entre 9 milliards et 12 milliards d'euros en 2013. Une fois encore, ces coûts n'ont que peu de signification étant donné le fait que la résolution des situations de mal-logement n'engendrerait en aucune façon une économie immédiate pour les finances publiques des montants estimés.

Les résultats obtenus pour la composante « Bruit » sont compris entre 8% et 10% soit une estimation de coût compris entre 6,5milliards et 8,5 milliards d’euros pour la composante « Bruit » en 2013.

Les cas de multi exposition sont traités dans le tableau 31. Les résultats sont similaires aux résultats énoncés précédemment.

Une fois encore, ces résultats se doivent évidemment d’être prudemment commentés. Le modèle proposé n’expliquant qu’une partie de la probabilité d’être ou non au chômage, de nombreuses variables explicatives ne sont ici pas présentes, variables pouvant, une fois intégrées, largement diminuer l’impact des situations de mal-logement. Il est également important de préciser que les coûts mis en évidence ne peuvent nullement être considérés comme des coûts évitables par la seule résolution des situations de mal-logement. Si l’impact des situations de mal-logement sur la place des individus dans la « file d’attente du chômage » semble prouvé, la résolution de ces dernières ne résoudrait en rien, à court terme, la situation des individus vis-à-vis de l’emploi.

**Tableau 31 Résultats de l'estimation logit pour la sur occupation,
l'humidité et le bruit en 2002**

		Coeff. B	Significativité	Exp (β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale	réf.	***	réf.
	Sur occupé	0,4	***	1,6
	Présence d'humidité	0,4	***	1,5
	Présence de bruit	0,2	***	1,3
CSP	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	réf.	***	réf.
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	0,4	*	1,5
	Professions intermédiaires	0,6	***	1,7
	Employés	1,0	***	2,6
	Ouvriers	1,4	***	4,2
Pays de naissance	France	réf.	***	réf.
	Autres Pays	0,3	***	1,4
Niveau de diplôme	Certificat d'étude primaire ou aucun diplôme	réf.	***	réf.
	Brevets (BEPC, ...)	-0,4	***	0,7
	CAP, BEP, ...	-0,3	***	0,7
	Baccalauréats	-0,4	***	0,7
	Bac +2	-0,6	***	0,6
	Supérieur à BAC +2	-0,5	***	0,6
Age	Moins de 30 ans	réf.	***	réf.
	Entre 30 et 34 ans	-0,4	***	0,7
	Entre 35 et 39 ans	-0,3	***	0,7
	Entre 40 et 44 ans	-0,5	***	0,6
	Entre 45 et 49 ans	-0,5	***	0,6
	Entre 50 et 54 ans	-0,2	ns.	0,8
	55 ans et plus	0,6	***	1,8
Taille urbaine	Commune rurale et de moins de 20 000 habitants	réf.	ns.	réf.
	Entre 20 000 et 200 000 habitants	0,1	ns.	1,1
	Plus de 200 000 habitants	0,1	ns.	1,1
	Aire urbaine de Paris	0,0	ns.	1,0
Nombre d'enfants	Aucun	réf.	**	réf.
	1	-0,1	ns.	0,9
	2 et plus	-0,2	***	0,8
Vie en couple	Oui	réf.	***	réf.
	Non	0,5	***	1,6
Sexe	Masculin	réf.	***	réf.
	Féminin	0,3	***	1,3
Constante		-3,4	***	0,0
R2		16%		

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Sexe), un individu n'ayant pas subi de modifications de sa structure familiale et n'ayant pas déménagé voit sa probabilité d'être au chômage en 2001 multiplié par 1,6 s'il ne vit pas en couple.

VI. IMPACT DES SITUATIONS DE MAL-LOGEMENT SUR LA SANTE

Le lien causal entre « Situation de logement » et « Etat de santé » est à l'heure actuelle relativement bien documenté (voir supra). A titre d'exemple, sur la base d'enquêtes réalisées dans 8 villes européennes (données LARES), l'organisation mondiale de la santé (OMS) a mis en lumière un lien statistique significatif entre conditions de logement (confort thermique, accès à la lumière naturelle dans le logement, qualité de l'air intérieur, humidité et moisissures, exposition au bruit, qualité des installations sanitaires,...) et état de santé des individus. Nous tenterons de confirmer ces résultats sur un échantillon de la population française.

Contrairement à la partie précédente, le sens de la relation causale semble, pour ce champ d'étude, plus facile à établir. Pour autant, si l'impact des conditions de logement sur l'état de santé est significatif, la question quant à sa quantification, monétaire ou non, reste difficile.

L'enquête Logement de l'INSEE étant dépourvue de questions relatives à la santé, nous axerons notre analyse sur l'exploitation de l'enquête Santé de l'INSEE datant de 2002. Au sein de cette dernière, la question suivante est posée aux répondants : « Comment est votre état de santé général ? ». Les réponses proposées sont : « Très bon », « Bon », « Moyen », « Mauvais » et « Très mauvais ».

Concernant les composantes du mal-logement retenues, elles sont, exception faite de la composante de contrainte budgétaire (non mesurable par manque d'information sur les dépenses en logement des ménages), toutes présentes dans l'enquête sous une forme toutefois plus déclarative que dans l'ENL. Ainsi, les enquêtes ont questionné les individus sur leur ressenti vis-à-vis de la taille de leur logement (trop petit ou non) et sur la facilité ou non de chauffer ce dernier. Les questions relatives à l'humidité et au bruit sont quant à elle identiques à celles posées dans l'ENL.

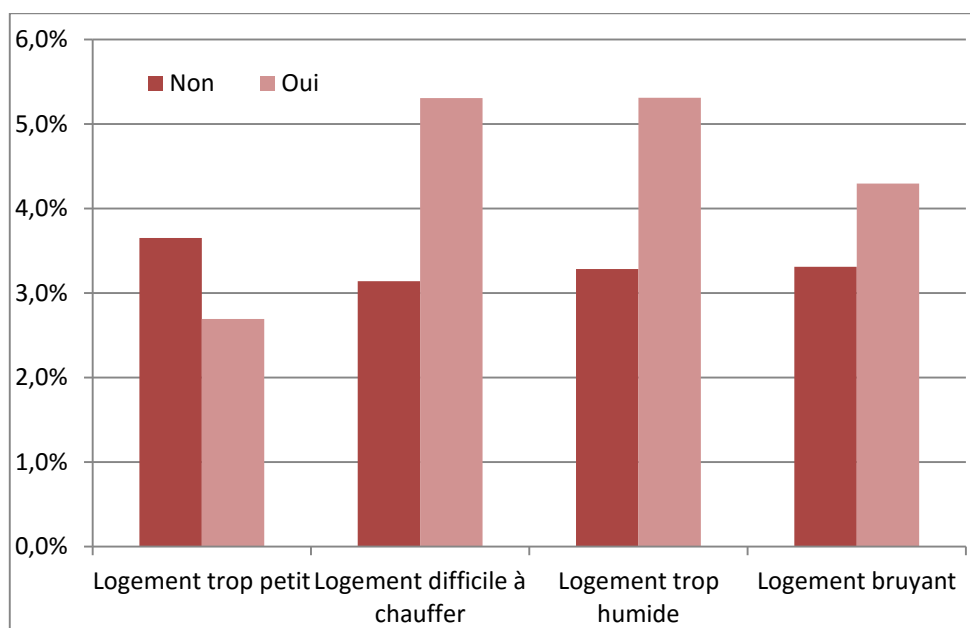
Nous tenterons dans un premier temps de mesurer l'impact des situations de logement sur la probabilité de se déclarer en mauvaise ou en très mauvaise santé.

Le graphique 8 nous renseigne sur la proportion de ménages se déclarant en mauvaise ou très mauvaise santé (que nous regrouperons par la suite sous le terme : état de santé dégradé) selon les situations de logement.

Excepté la composante de sur occupation, il semblerait que toutes les autres composantes de mal-logement impactent négativement l'état de santé (ressenti) des individus interrogés. Ainsi, les individus vivant dans un logement « Difficile à chauffer » sont 5,3 % à déclarer un état de santé dégradé contre 3,1 % pour les ménages résidant dans un logement correctement chauffé. Il en est de même pour ce qui est de l'humidité (5,3 % contre 3,3 %) et dans une moindre mesure du bruit (4,3 % contre 3,3 %).

Malgré tout, à l'image des résultats descriptifs des parties précédentes, ces analyses sont à exploiter avec la plus grande précaution puisqu'aucune autre caractéristique individuelle n'est ici prise en compte. Il est évident que l'âge constitue par exemple un facteur explicatif prédominant de l'état de santé des individus. L'absence de contrôle de cette variable est d'ailleurs l'une des explications probables de l'effet observé de la sur occupation. En effet, cette composante du mal-logement est très présente chez les ménages les plus jeunes, par nature en meilleure santé que leurs aînés, biaisant ainsi les résultats descriptifs observés.

Graphique 10. Etat de santé selon la situation vis-à-vis du logement



Source : Enquête Nationale Santé 2002, Insee

Afin de prendre en compte cet état de fait, il nous faut donc réaliser une analyse similaire à celles effectuées au sein des parties précédentes. Les tableaux 32 à 36 présentent les résultats des estimations *logit* réalisées. La variable à expliquer est ici la variable « Etat de santé dégradé » et les régressions présentées renseignent sur la probabilité qu'un individu déclare un état de santé dégradé.

Une fois encore, nous avons fait le choix de baser les modélisations sur celles issues de la littérature traitant de l'impact des conditions de vie sur la probabilité de se déclarer ou non en mauvaise santé. Pour ce faire, nous itérerons les régressions issues de l'article « Contexte géographique et état de santé de la population » publié en 2009 par l'IRDES. Cet article vise à mesurer l'impact du lieu de résidence (ZUS ou non) sur la probabilité de se déclarer en mauvaise santé, à l'aide d'un modèle de type *probit*.

Afin de se rapprocher au mieux du modèle proposé par l'IRDES, nous intégrons donc comme variables explicatives de l'état de santé déclaré : l'âge de l'individu, sa catégorie socio-professionnelle, son revenu, son niveau de diplôme, sa nationalité, la taille urbaine de l'unité urbaine dans laquelle il réside, son occupation professionnelle, le fait qu'il réside ou non en ZUS, ainsi évidemment que les variables relatives aux composantes du mal-logement traitées.

Les modélisations proposées expliquent près d'un cinquième de l'état de santé déclaré.

Si, logiquement, l'âge semble impacter fortement l'état de santé des individus, le revenu joue également un rôle important dans la perception qu'ont ces derniers sur leur santé et donc potentiellement leur état de santé réel. Cela est capté à la fois par les variables relatives au revenu mais également par les CSP ou le niveau de diplôme. De même, les inactifs, qu'ils soient chômeurs ou non, déclarent beaucoup plus souvent un état de santé dégradé que les autres individus.

Concernant les composantes du mal-logement, leurs impacts est, malgré les nombreux contrôles, particulièrement significatif. De même, alors que l'IRDES mettait en évidence un lien statistique entre contexte géographique et état de santé, ce lien est, dans nos modélisations, capté par les différentes composantes relatives aux conditions de logement. En effet, l'appartenance ou non à une zone urbaine sensible, significative dans les régressions de l'IRDES, ne l'est plus ici. A contrario, les ménages « mal logés » voient leurs chances de se déclarer en mauvaise santé augmenter entre 40 et 80% par rapport aux autres catégories de ménages.

Pour ce qui est de la sur occupation, l'hypothèse émise précédemment semble ici confirmée. Une fois contrôlé de l'âge des individus, il semblerait que la sur occupation ait un impact négatif significatif sur l'état de santé. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, un individu en sur occupation a 1,6 fois plus de chance de se déclarer en mauvaise ou très mauvaises santé qu'un individu vivant dans un logement à l'occupation jugée normale (Tableau 32).

De la même façon, avec un rapport de chance estimé de 1,7, le lien statistique entre « Précarité énergétique » et « Etat de santé » est similaire à celui observé précédemment (Tableau 33). Si une fois encore le pouvoir explicatif de la variable est relativement faible, son existence est réelle. C'est également le cas, mais dans une moindre mesure, pour ce qui est de la présence ou l'absence de bruit dans le logement (Tableau 34).

La présence ou l'absence d'humidité (Tableau 35) semble quant à elle impacter dans des proportions plus importantes que les autres composantes du mal-logement l'état de santé des individus. Ainsi, un individu déclarant habiter dans un logement trop humide a toutes choses égales par ailleurs 1,8 fois plus de chance de se déclarer en mauvaise ou très mauvaises santé qu'un individu résidant dans un environnement sain.

Tableau 32. Résultats de l'estimation logit pour la sur occupation déclarée

		Effectifs	Coeff. β	Significativité	Exp(β)
Logement sur occupé (perçu)	Non	29 973	réf.	***	réf.
	Oui	5 815	0,4	***	1,6
Age (en tranche)	Moins de 30 ans	13 526	réf.	***	réf.
	Entre 30 et 44 ans	7 947	2,4	***	10,7
	Entre 45 et 59 ans	7 392	3,0	***	20,3
	Entre 60 et 79 ans	5 835	2,7	***	14,2
	80 ans et plus	1 088	3,4	***	28,8
CSP	Inactif	10 715	réf.	***	réf.
	Agriculteurs	1 146	0,3	*	1,4
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprises	1 629	0,4	**	1,4
	Cadre et professions intellectuelles supérieures	3 511	0,0	ns.	1,0
	Professions intermédiaires	5 499	0,3	ns.	1,3
	Employés	7 045	0,3	**	1,3
	Ouvriers	6 243	0,6	***	1,8
Revenu	Inférieur à 14 500 euros	6 604	réf.	***	réf.
	Entre 14 500 euros et 23 999 euros	9 888	-0,3	***	0,7
	Entre 24 000 euros et 35 999 euros	9 430	-0,5	***	0,6
	36 000 euros et plus	9 866	-0,8	***	0,4
Niveau de diplôme	Inférieur au bac	18 112	réf.	***	réf.
	Bac	11 231	-0,4	***	0,7
	Bac +2 et plus	6 445	-0,3	*	0,8
Nationalité	Français de naissance	33 133	réf.	***	réf.
	Français par acquisition	1 107	0,4	***	1,6
	Etrangers ressortissants de l'Europe des 15	614	0,4	**	1,4
	Etrangers non ressortissants de l'Europe des 15	934	0,1	ns.	1,1
Taille urbaine	Moins de 50 000 habitants	16 439	réf.	***	réf.
	Entre 50 000 et 199 999 habitants	4 361	0,1	ns.	1,1
	Plus de 200 000 habitants	8 067	0,2	***	1,3
	Paris	6 921	0,0	ns.	1,0
Occupation de l'individu	Actif occupé	14 918	réf.	***	réf.
	Chômeur	1 681	1,0	***	2,6
	Inactif	19 189	1,5	***	4,4
Logement en ZUS	Non	32 143	réf.	***	réf.
	Oui	3 645	0,1	ns.	1,1
Constante			-6,7	***	0,0
R ²			20%		

Source : Enquête Santé 2002, INSEE, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, Revenu, Age, Région), un cadre a une probabilité de déclarer son état comme « dégradé » 1,8 fois moins élevé qu'un « Ouvriers ».

Tableau 33. Résultats de l'estimation logit pour la précarité énergétique déclarée

		Effectifs	Coeff. β	Significativité	Exp(β)
Difficultés à se chauffer (perçues)	Non	30 115	réf.	***	réf.
	Oui	5 673	0,5	***	1,7
Age (en tranche)	Moins de 30 ans	13 526	réf.	***	réf.
	Entre 30 et 44 ans	7 947	2,4	***	10,7
	Entre 45 et 59 ans	7 392	3,0	***	19,2
	Entre 60 et 79 ans	5 835	2,6	***	13,2
	80 ans et plus	1 088	3,3	***	27,1
CSP	Inactif	10 715	réf.	***	réf.
	Agriculteurs	1 146	0,3	*	1,3
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprises	1 629	0,4	**	1,4
	Cadre et professions intellectuelles supérieures	3 511	0,1	ns.	1,1
	Professions intermédiaires	5 499	0,3	*	1,3
	Employés	7 045	0,3	**	1,4
	Ouvriers	6 243	0,6	***	1,8
Revenu	Inférieur à 14 500 euros	6 604	réf.	***	réf.
	Entre 14 500 euros et 23 999 euros	9 888	-0,3	***	0,7
	Entre 24 000 euros et 35 999 euros	9 430	-0,5	***	0,6
	36 000 euros et plus	9 866	-0,8	***	0,5
Niveau de diplôme	Inférieur au bac	18 112	réf.	***	réf.
	Bac	11 231	-0,4	***	0,7
	Bac +2 et plus	6 445	-0,3	*	0,8
Nationalité	Français de naissance	33 133	réf.	***	réf.
	Français par acquisition	1 107	0,4	***	1,5
	Etrangers ressortissants de l'Europe des 15	614	0,4	**	1,5
	Etrangers non ressortissants de l'Europe des 15	934	0,1	ns.	1,1
Taille urbaine	Moins de 50 000 habitants	16 439	réf.	***	réf.
	Entre 50 000 et 199 999 habitants	4 361	0,1	ns.	1,1
	Plus de 200 000 habitants	8 067	0,3	***	1,3
	Paris	6 921	0,0	ns.	1,0
Occupation de l'individu	Actif occupé	14 918	réf.	***	réf.
	Chômeur	1 681	0,9	***	2,5
	Inactif	19 189	1,5	***	4,3
Logement en ZUS	Non	32 143	réf.	***	réf.
	Oui	3 645	0,1	ns.	1,2
Constante			-6,7	***	0,0
R ²			21%		

Source : Enquête Santé 2002, INSEE, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s. : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, Revenu, Age, Région), un cadre a une probabilité de déclarer son état comme « dégradé » 1,8 fois moins élevé qu'un « Ouvriers ».

Tableau 34. Résultats de l'estimation logit pour la présence de bruit

		Effectifs	Coeff. β	Significativité	Exp(β)
Présence de bruit (perçue)	Non	29 293	réf.	***	réf.
	Oui	6 495	0,4	***	1,5
Age (en tranche)	Moins de 30 ans	13 526	réf.	***	réf.
	Entre 30 et 44 ans	7 947	2,4	***	10,8
	Entre 45 et 59 ans	7 392	3,0	***	19,5
	Entre 60 et 79 ans	5 835	2,6	***	13,4
	80 ans et plus	1 088	3,3	***	27,6
CSP	Inactif	10 715	réf.	***	réf.
	Agriculteurs	1 146	0,3	*	1,4
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprises	1 629	0,3	**	1,4
	Cadre et professions intellectuelles supérieures	3 511	0,0	ns.	1,0
	Professions intermédiaires	5 499	0,2	ns.	1,3
	Employés	7 045	0,3	*	1,3
	Ouvriers	6 243	0,6	***	1,8
Revenu	Inférieur à 14 500 euros	6 604	réf.	***	réf.
	Entre 14 500 euros et 23 999 euros	9 888	-0,3	***	0,7
	Entre 24 000 euros et 35 999 euros	9 430	-0,5	***	0,6
	36 000 euros et plus	9 866	-0,8	***	0,4
Niveau de diplôme	Inférieur au bac	18 112	réf.	***	réf.
	Bac	11 231	-0,4	***	0,7
	Bac +2 et plus	6 445	-0,2	*	0,8
Nationalité	Français de naissance	33 133	réf.	***	réf.
	Français par acquisition	1 107	0,5	***	1,6
	Etrangers ressortissants de l'Europe des 15	614	0,4	**	1,5
	Etrangers non ressortissants de l'Europe des 15	934	0,1	ns.	1,1
Taille urbaine	Moins de 50 000 habitants	16 439	réf.	***	réf.
	Entre 50 000 et 199 999 habitants	4 361	0,1	ns.	1,1
	Plus de 200 000 habitants	8 067	0,2	***	1,3
	Paris	6 921	0,0	ns.	1,0
Occupation de l'individu	Actif occupé	14 918	réf.	***	réf.
	Chômeur	1 681	0,9	***	2,6
	Inactif	19 189	1,5	***	4,4
Logement en ZUS	Non	32 143	réf.	***	réf.
	Oui	3 645	0,1	ns.	1,1
Constante			-6,7	***	0,0
R ²			20%		

Source : Enquête Santé 2002, INSEE, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, Revenu, Age, Région), un cadre a une probabilité de déclarer son état comme « dégradé » 1,8 fois moins élevé qu'un « Ouvriers ».

Tableau 35. Résultats de l'estimation logit pour la présence d'humidité

		Effectifs	Coeff. β	Significativité	Exp(β)
Présence d'humidité (perçue)	Non	32 189	réf.	***	réf.
	Oui	3 599	0,6	***	1,8
Age (en tranche)	Moins de 30 ans	13 526	réf.	***	réf.
	Entre 30 et 44 ans	7 947	2,4	***	10,7
	Entre 45 et 59 ans	7 392	3,0	***	19,4
	Entre 60 et 79 ans	5 835	2,6	***	13,6
	80 ans et plus	1 088	3,3	***	27,5
CSP	Inactif	10 715	réf.	***	réf.
	Agriculteurs	1 146	0,3	ns.	1,3
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprises	1 629	0,4	**	1,4
	Cadre et professions intellectuelles supérieures	3 511	0,1	ns.	1,1
	Professions intermédiaires	5 499	0,3	ns.	1,3
	Employés	7 045	0,3	**	1,3
	Ouvriers	6 243	0,6	***	1,8
Revenu	Inférieur à 14 500 euros	6 604	réf.	***	réf.
	Entre 14 500 euros et 23 999 euros	9 888	-0,3	***	0,7
	Entre 24 000 euros et 35 999 euros	9 430	-0,5	***	0,6
	36 000 euros et plus	9 866	-0,8	***	0,5
Niveau de diplôme	Inférieur au bac	18 112	réf.	***	réf.
	Bac	11 231	-0,4	***	0,7
	Bac +2 et plus	6 445	-0,2	*	0,8
Nationalité	Français de naissance	33 133	réf.	***	réf.
	Français par acquisition	1 107	0,5	***	1,6
	Etrangers ressortissants de l'Europe des 15	614	0,4	**	1,5
	Etrangers non ressortissants de l'Europe des 15	934	0,1	ns.	1,1
Taille urbaine	Moins de 50 000 habitants	16 439	réf.	***	réf.
	Entre 50 000 et 199 999 habitants	4 361	0,1	ns.	1,1
	Plus de 200 000 habitants	8 067	0,3	***	1,3
	Paris	6 921	0,0	ns.	1,0
Occupation de l'individu	Actif occupé	14 918	réf.	***	réf.
	Chômeurs	1 681	0,9	***	2,5
	Inactif	19 189	1,5	***	4,3
Logement en ZUS	Non	32 143	réf.	***	réf.
	Oui	3 645	0,1	ns.	1,1
Constante			-6,7	***	0,0
R ²			20%		

Source : Enquête Santé 2002, INSEE, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, Revenu, Age, Région), un cadre a une probabilité de déclarer son état comme « dégradé » 1,8 fois moins élevé qu'un « Ouvriers ».

A l'image du travail effectué lors des étapes précédentes, le tableau 37 présente les résultats de l'estimation *logit* intégrant l'ensemble des composantes du mal-logement.

Nous pouvons observer que contrairement aux champs d'étude précédents, le fait de contrôler de l'ensemble des situations de logement diminue l'impact des différentes composantes sur l'état de santé des individus.

Ceci devrait s'expliquer en partie par l'aspect déclaratif des indicateurs retenus. On peut en effet penser que les « multi expositions », relativement peu nombreuses lors des étapes précédentes, sont ici plus présentes. Selon la composante retenue, le rapport de chances varie ici de 1,4 (Logement trop petit, trop humide ou trop bruyant) à 1,5 (logement difficile à chauffer), contre 1,6 à 1,8 lors des étapes précédentes.

Afin de tenir compte de ce biais, semble-t-il déclaratif, le calcul des fractions attribuables se fera par l'utilisation des risques relatifs extrait de la régression traitant de la multi exposition (tableau 36).

Tableau 36. Résultats de l'estimation logit pour l'ensemble des composantes du mal-logement

		Effectifs	Coeff. β	Significativité	Exp(β)
Composantes du mal-logement	Aucune	23 388	réf.	***	réf.
	Logement sur occupé	6 573	0,3	***	1,4
	Froid ressenti	6 559	0,4	***	1,5
	Présence d'humidité	4 160	0,3	***	1,4
	Présence de bruit	7 424	0,3	***	1,4
Age (en tranche)	Moins de 30 ans	13 526	réf.	***	réf.
	Entre 30 et 44 ans	7 947	2,4	***	10,9
	Entre 45 et 59 ans	7 392	3,1	***	21,2
	Entre 60 et 79 ans	5 835	2,7	***	15,3
	80 ans et plus	1 088	3,5	***	31,8
CSP	Inactif	10 715	réf.	***	réf.
	Agriculteurs	1 146	0,3	*	1,3
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprises	1 629	0,4	**	1,4
	Cadre et professions intellectuelles supérieures	3 511	0,1	ns.	1,1
	Professions intermédiaires	5 499	0,3	*	1,3
	Employés	7 045	0,3	*	1,3
	Ouvriers	6 243	0,6	***	1,8
Revenu	Inférieur à 14 500 euros	6 604	réf.	***	réf.
	Entre 14 500 euros et 23 999 euros	9 888	-0,3	***	0,7
	Entre 24 000 euros et 35 999 euros	9 430	-0,5	***	0,6
	36 000 euros et plus	9 866	-0,7	***	0,5
Niveau de diplôme	Inférieur au bac	18 112	réf.	***	réf.
	Bac	11 231	-0,4	***	0,7
	Bac +2 et plus	6 445	-0,3	*	0,8
Nationalité	Français de naissance	33 133	réf.	***	réf.
	Français par acquisition	1 107	0,4	***	1,5
	Etrangers ressortissants de l'Europe des 15	614	0,4	**	1,5
	Etrangers non ressortissants de l'Europe des 15	934	0,0	ns.	1,0
Taille urbaine	Moins de 50 000 habitants	16 439	réf.	***	réf.
	Entre 50 000 et 199 999 habitants	4 361	0,1	ns.	1,1
	Plus de 200 000 habitants	8 067	0,2	***	1,3
	Paris	6 921	-0,1	ns.	0,9
Occupation de l'individu	Actif occupé	14 918	réf.	***	réf.
	Chômeur	1 681	0,9	***	2,5
	Inactif	19 189	1,5	***	4,3
Logement en ZUS	Non	32 143	réf.	***	réf.
	Oui	3 645	0,1	ns.	1,1
Constante			-6,9	***	0,0
R ²			21%		

Source : Enquête Santé 2002, INSEE, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, Revenu, Age, Région), un cadre a une probabilité de déclarer son état comme « dégradé » 1,8 fois moins élevé qu'un « Ouvriers ».

La prévalence par âge est quant à elle donnée par la proportion d'individus exposés aux différentes composantes du mal-logement dans le sous échantillon retenu. Ces prévalences par âge sont fournies par les données de l'enquête Santé 2002 de l'INSEE (tableau 37). Compte tenu des biais déclaratifs mis en évidence, nous retiendrons les risques relatifs résultant de l'estimation prenant en compte la multi exposition aux situations de mal-logement (Tableau 36).

Tableau 37. Exposition aux composantes du mal-logement par âge

		Age				Total
		Moins de 30 ans	Entre 30 et 49 ans	Entre 50 et 69 ans	Plus de 70 ans	
Logement sur occupé	Non	76,7%	80,3%	93,1%	96,7%	83,7%
	Oui	23,3%	19,7%	6,9%	3,3%	16,3%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Logement difficile à chauffer	Non	82,2%	84,2%	85,6%	83,9%	83,7%
	Oui	17,8%	15,8%	14,4%	16,1%	16,3%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Logement trop humide	Non	87,2%	89,4%	93,0%	92,0%	89,7%
	Oui	12,8%	10,6%	7,0%	8,0%	10,3%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Logement trop bruyant	Non	78,4%	80,9%	85,0%	86,8%	81,6%
	Oui	21,6%	19,1%	15,0%	13,2%	18,4%
Total		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Source : Enquête Nationale Logement 2002, Insee, Calculs des auteurs.

Ces résultats permettent le calcul de fractions attribuables par âge :

- Pour la sur occupation :

$$FA_{\text{Moins de 30 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,23}{0,4 * 0,23 + 1} = 9\%$$

$$FA_{\text{Entre 30 et 49 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 49 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,20}{0,4 * 0,20 + 1} = 7\%$$

$$FA_{\text{Entre 50 et 69 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 69 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 69 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,07}{0,4 * 0,07 + 1} = 3\%$$

$$FA_{\text{Plus de 70 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Plus de 70 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Plus de 70 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,03}{0,4 * 0,03 + 1} = 1\%$$

- Pour la précarité énergétique :

$$FA_{\text{Moins de 30 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,18}{0,5 * 0,18 + 1} = 8\%$$

$$FA_{\text{Entre 30 et 49 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 49 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,16}{0,5 * 0,16 + 1} = 7\%$$

$$FA_{\text{Entre 50 et 69 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 69 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 69 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,14}{0,5 * 0,14 + 1} = 7\%$$

$$FA_{\text{Plus de 70 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Plus de 70 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Plus de 70 ans}} + 1} = \frac{0,5 * 0,16}{0,5 * 0,16 + 1} = 7\%$$

- Pour la présence d'humidité :

$$FA_{\text{Moins de 30 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,13}{0,4 * 0,13 + 1} = 5\%$$

$$FA_{\text{Entre 30 et 49 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 49 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,11}{0,4 * 0,11 + 1} = 4\%$$

$$FA_{\text{Entre 50 et 69 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 69 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 69 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,07}{0,4 * 0,07 + 1} = 3\%$$

$$FA_{\text{Plus de 70 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Plus de 70 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Plus de 70 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,08}{0,4 * 0,08 + 1} = 3\%$$

- Pour la présence de bruit :

$$FA_{\text{Moins de 30 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Moins de 30 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,22}{0,4 * 0,22 + 1} = 8\%$$

$$FA_{\text{Entre 30 et 49 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 49 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 30 et 49 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,19}{0,4 * 0,19 + 1} = 7\%$$

$$FA_{\text{Entre 50 et 69 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 69 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Entre 50 et 69 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,15}{0,4 * 0,15 + 1} = 6\%$$

$$FA_{\text{Plus de 70 ans}} = \frac{(RR - 1) * P_{\text{Plus de 70 ans}}}{(RR - 1) * P_{\text{Plus de 70 ans}} + 1} = \frac{0,4 * 0,13}{0,4 * 0,13 + 1} = 5\%$$

Afin de traduire monétairement ces fractions attribuables, nous devrions connaître le coût monétaire (par exemple en termes de dépenses de santé) pour un individu ou pour la collectivité du fait de déclarer un état de santé dégradé comparativement à un état de santé « normal ». La version mise à disposition de l'enquête Santé et Protection sociale (ESPS) menée par l'IRDES n'intégrant pas ces données, le chiffrage monétaire semble à l'heure actuelle impossible. Pour autant, nous sommes en mesure de conclure à un impact significatif des conditions de logement sur l'état de santé des individus puisque, selon la composante retenue et l'âge des individus, les conditions de logement expliquent entre 1% et 9% des états de santé déclarés comme « dégradés » par les individus de l'échantillon. Une fois le lien monétaire établi entre « Etat de santé déclaré » et « Dépenses de santé », le chiffrage monétaire pourra être réalisé aisément.

Plus généralement, nous l'avons vu, mener une telle évaluation des coûts indirects sur des enquêtes dont la finalité initiale n'était pas celle-ci est complexe. Si l'enquête nationale logement et l'enquête santé de l'INSEE ont rendu possible la richesse de l'analyse produite, leur caractère « générique » rend difficile la possibilité d'approfondir les résultats mis en lumière. Pour ce faire, le développement d'enquêtes plus spécifiques pourrait être envisagé. Qu'elles soient qualitatives, à l'image du travail effectué par le groupement Fondation des Villes / Fondation des Pact / Credoc ou plus quantitatives à l'image par exemple de l'enquête Sans domicile menée au début des années 2000 par l'INSEE, ces enquêtes ciblant des populations spécifiques permettraient d'enrichir grandement l'analyse initiée ici. Si celles-ci a permis de mettre en lumière les impacts induits par les conditions de logement tant en termes de retard scolaire que d'insertion dans l'emploi ou d'état de santé, impacts qui se sont révélés fortement significatifs, un certain nombre de problématiques restent en suspens. Ainsi, certains publics, touchés par le mal logement, n'ont ici pas été étudiés (sans abris, saturnismes, ...). De plus, la multiplicité des données utilisées et la non exhaustivité de ces dernières ne permettent pas l'obtention *in fine* d'un chiffrage final pouvant être jugé comme satisfaisant. En effet, une partie des coûts mis en lumière ne sont de fait pas additionnables.

Enfin, ce chiffrage repose en partie sur des évaluations de nature diverses des coûts économiques et sociaux, tant du retard scolaire que du chômage. Compte tenu du manque de précision des dites évaluations, il apparaît, à l'heure actuelle, impossible d'établir un chiffrage précis de la partie de ces coûts imputable aux situations de mal logement.

Une fois encore, la mise en place d'analyses de terrain spécifiques permettrait d'améliorer considérablement la qualité des enseignements à tirer de l'évaluation du coût économique et social du mal logement.

Partie 3

ÉVALUATION DES COÛTS D'ÉVITEMENT DU MAL-LOGEMENT

Nous l'avons vu, les situations de mal-logement ont, directement ou indirectement, des impacts négatifs nombreux et coûteux tant pour les finances publiques que pour le niveau et la qualité de vie des ménages.

Malgré les nombreuses difficultés soulevées précédemment de quantification de ces impacts, le coût économique et social global du mal-logement, somme de ces coûts directs et indirects et chiffrable à plusieurs milliards d'euros par an, doit être comparé dans le cadre d'une analyse coûts-bénéfices, au coût global d'évitement des situations de mal-logement. En effet, il convient une fois mis en avant ces coûts de répondre à la problématique de prise en charge et d'évidement de ces derniers. Autrement dit, il convient de répondre à la question « Est-il plus coûteux d'éviter ces situations de mal-logement que de les traiter ? ». Pour ce faire, il faut donc chiffrer ce que coûterait la résolution de l'ensemble des situations de mal-logement : relogement, rénovation, offre de logement nouvelle, ...

Cette démarche a déjà partiellement été mise en place, au début des années 2000, pour l'Ile de France dans une étude de l'ANIL¹⁰. Les auteurs y rappellent l'une des conclusions de rapports de la fin des années 1970 qui déjà mentionnaient : « On ne se satisfera pas, au surplus, des seuls besoins recensés. Il faut y intégrer, dans la mesure du possible, la demande non exprimée, en analysant le degré de peuplement des logements à l'aide de critères d'habitabilité et de confort plus adaptés au mode de vie actuel que ne le sont les normes habituellement retenues pour apprécier le surpeuplement ... Les normes de confort se limitant au confort sanitaire sont très insuffisantes pour rendre compte des qualités minimales exigibles aujourd'hui d'un logement ». Les auteurs y proposent une modélisation non pas de la demande potentielle en logement, mesurée depuis longtemps par l'INSEE, mais du besoin de logement en Ile de France. C'est à dire non pas le besoin en construction neuve et renouvellement mais bien à la fois la demande induite par la croissance du nombre de ménages et la demande « non exprimée » induite par des situations de logement non adéquates. De même, l'analyse des besoins ne doit pas se restreindre aux ménages. Les problématiques soulevées par les individus « hors ménages », notamment ceux résidant en foyers, doivent également être intégrées. En 2001, pour la seule région Ile de France, l'ANIL chiffrait à 1,4 millions le nombre de ménages en situation de « besoins de logement », en additionnant à la fois les besoins de décohabitation et les ménages déjà formés.

A l'image du travail effectué par l'ANIL, l'évaluation du besoin en logement, entendu comme le pendant de l'évaluation des coûts directs et indirects du mal logement présentés au sein de ce rapport, nécessite plusieurs étapes de réflexion et donc de mise en place.

Tout d'abord, selon les données utilisées, un choix d'échelle territoriale doit être arrêté. Si l'enquête nationale logement de l'INSEE permet la mise en place d'une analyse territoriale représentative dans certaines régions (Ile-de-France et Nord Pas de Calais), elle ne permet pas

10. Voir « Evaluation normative des besoins : principes et application concrète à l'Ile-de-France », ANIL, 2001.

d'analyse fine des territoires et donc une prise en compte acceptable des contraintes de mobilité résidentielle. De plus, l'homogénéité des marchés du logement, tant en termes de structure que de prix, au sein de ces régions ne va pas de soi. Selon les territoires, les dynamiques démographiques divergent fortement. Il en est de même des situations vis-à-vis du logement. Le nombre de logements disponibles, la structure du parc (location privée, location social, accession), l'exposition aux situations de mal-logement, les coûts tant du logement que de la construction sont autant de facteurs essentiels à une bonne mesure des besoins en logement, éléments qui diffèrent très fortement selon les territoires considérés.

La mobilisation de données territoriales fines permettrait de passer outre ces réserves. Malgré tout, ces données sont éparpillées et difficilement mobilisables simultanément que ce soient les données de la CAF, permettant d'étudier les caractéristiques budgétaires et d'occupation du parc locatif, ou les données FILOCOM qui permettent une analyse fine du bâti mais dans lesquelles les caractéristiques individuelles des ménages ne sont pas renseignées. Le répertoire sur le parc locatif social (RPLS) pourra également être mobilisé afin d'identifier les besoins spécifiques aux ménages locataires sociaux. En effet, dans les zones les plus tendues, compte tenu des importantes tensions pouvant exister sur les prix immobiliers et les loyers privés, les marchés du logement sont assez fortement cloisonnés. Une étude visant à étudier le besoins en logement des ménages du parc social pourrait donc avoir un sens.

Une fois l'échelle d'analyse arrêtée, la méthodologie devra isoler, pour chaque territoire retenu, l'ensemble des ménages en situation de mal-logement et ce par composante de mal-logement spécifique. Pour chacune de ces composantes, la résolution du mal-logement est à même de se faire au travers des solutions différentes. En effet, si un ménage en situation de sur occupation est de fait dans l'obligation de changer de logement¹¹, un ménage souffrant de la présence d'humidité ou de bruit pourra dans certains cas et sous réserve de rénovations importantes du logement rester dans ce dernier. Une fois isolées ces différentes populations exposées, il conviendra de définir, pour chaque ménage, la situation la plus adéquate à la résolution de sa situation de mal-logement et de définir, pour chacune de ces solutions un coût monétaire. Pour ce faire, l'approche normative des besoins explicitée dans le document de l'ANIL pour servir de base. Les auteurs y définissent les 5 grands principes régissant la constitution des normes permettant de définir ces situations de mal logement : prise en compte de l'ensemble des dimensions des conditions de logement, définition de critères objectifs, lisibilité, réalisme et enfin neutralité de la norme.

Il s'avère que la nomenclature proposée dans le présent rapport répond à l'ensemble de ces principes. Malgré tout, les composantes et indicateurs retenus pourront être amendé en fonction notamment des données utilisées.

Une fois identifié chaque ménage et chaque solution, il conviendra d'associer chacun de ces couples ménage-solution à un logement, existant ou non, du territoire considéré. Devront être prise en compte l'ensemble des situations (sans-abrisme, individus hors ménages, population spécifique mais également cohabitation forcée) et l'ensemble des contraintes pesants sur les ménages (contraintes budgétaires, contraintes de localisation, contraintes de mobilité résidentielle ou professionnelle).

11. Exception faite des cas de cohabitation forcée (étudiant, jeunes actifs, ...).

Si certaines des situations de mal logement peuvent être résolues par une amélioration du logement existant, d'autres appellent à un changement de logement. Si le logement correspondant au besoin du ménage ne peut être trouvé notamment sans mobilité résidentielle importante, il convient alors de construire. Ces besoins de nouveaux logements se doivent donc d'être intégrés dans l'analyse.

En 2001, l'ANIL chiffrait partiellement ces « besoins résiduels », c'est-à-dire ceux ne pouvant être résolus par une réaffectation de logement existant, à 632 000 soit 46% des besoins globaux. L'analyse étant opérée au niveau régional, les auteurs ne tiennent que peu compte des contraintes de mobilités résidentielles et professionnelles fortes qui pèsent sur les ménages. De même, les contraintes posées par le foncier disponible devront également être prises en considération.

Une fois l'ensemble des besoins identifiés, le chiffrage de l'analyse « coûts/bénéfices » devrait être aisé. En effet, les coûts afférents aux diverses « solutions » sont relativement bien documentés. Les coûts de construction font l'objet de publications régulières. Les coûts, tant publics que privés, de construction des logements subventionnés sont également connus par type de logement et de financement (PLU, PLAI, ...). Enfin, les prix du foncier sont disponibles à des niveaux territoriaux relativement fins.

Une fois le chiffrage des coûts « d'évitement » réalisé, il pourra être mis en regard avec les coûts, directs et indirects, mise en lumière au sein des parties 1 et 2 de ce rapport.

Malgré le travail important effectué depuis des décennies tant par les chercheurs que par les acteurs de secteur, la qualification du mal-logement reste sujette à débat. Des situations les plus extrêmes touchant les publics les plus fragiles (sans abris, exclusion sociale, ...) à celles les plus répandues que sont la sur occupation, des dépenses en logement trop élevées ou encore des difficultés de chauffage, les situations de mal-logement sont multiples et variées. De fait, la qualification et la quantification de l'impact de ces dernières est donc des plus complexes d'autant plus que les données statistiques à la disposition du monde scientifique ne permettent pas d'analyser aisément l'ensemble des formes prises par le « mal-logement ». Ce rapport, initié par l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion (ONPES) et le Plan urbanisme construction architecture (PUCA) se propose d'éclairer ces aspects.

Si la revue de la littérature proposée dans une première partie a pour objectif d'offrir un panorama relativement large des méthodes d'évaluation des coûts économiques et sociaux disponibles, la seconde partie, visant à qualifier et quantifier les coûts économiques et sociaux du mal-logement se focalise sur les composantes du mal-logement dont la prévalence dans la population est la plus élevée.

Après avoir recensé l'ensemble des coûts directement imputables aux situations de mal-logement, pour la plupart inscrits au titre du programme 177 des lois de finances mais dont ce rapport propose d'élargir le dessin, nous tentons de quantifier l'impact des situations de mal-logement sur l'éducation, l'insertion dans l'emploi et la santé. Les résultats semblent montrer l'importance de l'environnement du foyer sur l'ensemble des champs d'étude retenus. En effet, les liens statistiques mis en évidence à travers notamment l'analyse économétrique employée concluent à un impact significatif des principales conditions de logement tant sur la réussite scolaire des élèves que sur la probabilité de retrouver un emploi ou celle de se déclarer en mauvaise santé. Ainsi, entre 8% et 10% du retard scolaire mesuré serait en partie expliqué par des conditions de logement dégradées. Concernant l'insertion dans l'emploi, les résultats obtenus mettent en évidence une corrélation importante entre logement et probabilité de retrouver un emploi. Enfin, la probabilité d'un individu à juger sa santé dégradée semble quant à elle fortement liée à la situation de logement de ce dernier puisqu'entre 16% et 30% de la perception de l'état de santé semble expliquée par le confort du logement.

La quantification, monétaire ou non, de ces impacts négatifs des conditions de logement, bien que fragiles compte tenu des données et de la méthode employée, permet d'apporter un éclairage nouveau sur les conséquences que peuvent avoir les conditions de logement sur les conditions de vie des ménages pris dans leur intégralité et ce à la fois à court mais également à moyen/long terme.

Une fois ce constat établi, la question de la capacité des pouvoirs publics à éviter ces situations de mal-logement reste entière. Ce rapport propose en conclusion une méthodologie originale permettant, sous réserve de la mobilisation des données nécessaires, de mesurer ces coûts au travers un modèle de mobilité résidentielle faisant appel à la fois au parc de logement existant mais également à la construction neuve.

1. Mal logement et retard scolaire

Comme mentionné précédemment, l'introduction marginale, dans les régressions, de nouvelles variables, n'impacte que très modérément les coefficients relatifs aux variables de mal logement. Ainsi, l'introduction du niveau de diplôme du conjoint (seul ou en conservant celui de la personne de référence du ménage), bien que très significatif, ne change quasiment pas l'*odds ratio* correspondant aux modalités de sur occupation et de bruit qui sont toujours respectivement de 1,5 et 1,4 (Tableau A1 et A2).

De la même façon, l'introduction dans la modélisation d'une variable renseignant la catégorie socio professionnelle de la personne de référence du ménage en lieu et place de son niveau de diplôme ne modifie qu'à la marge les résultats globaux. Surtout, cette modification n'affecte quasiment pas l'impact des modalités relatives au mal logement sur la probabilité de retard scolaire. L'*odds ratio* associé à la sur occupation est de 1,4 tout comme celui associé à la présence déclarée de bruit (Tableau A3).

Compte tenu des faibles effectifs observés sur le sous échantillon considéré pour la modalité « Sur peuplement Accentué » de l'indice de peuplement de l'INSEE, aucune régression ne peut être construite en extrayant cette modalité. De même, l'absence d'indication, dans l'ENL 2002, sur l'appartenance du logement à un quartier de la politique de la ville (ZUS) ne permet pas d'étudier l'impact de cette localisation sur la probabilité de retard scolaire.

Enfin, le nombre insuffisant d'observations valables, sur le sous échantillon d'élèves retenu, concernant la nationalité des enfants ne permet pas de tester l'impact de la nationalité sur le retard scolaire et donc de mesurer le lien entre nationalité/retard scolaire/mal logement.

Tableau A1. Résultats de la variante « diplôme du conjoint » de l'estimation logit relatif au retard scolaire

		Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale			
	Sur occupation	,370	***	1,448
	Bruit ressenti	,318	***	1,374
Diplôme le plus élevé du conjoint	Inférieur au bac			
	Bac et supérieur	-,531	***	,588
Nombre d'enfants du ménage	1		**	
	2	,179	ns.	1,196
	3	,022	ns.	1,023
	4	,182	ns.	1,199
	5	,194	ns.	1,214
	6	,526	**	1,693
Position dans la fratrie	Pas aîné			
	Aîné	-,305	***	,737
Sexe	Garçon			
	Fille	-,475	***	,622
Age au 31/12/2002	11		***	
	13	,461	***	1,585
	14	,837	***	2,309
	15	1,406	***	4,080
Revenu du ménage par UC en décile	1er décile		***	
	2ème décile	-,042	ns.	,959
	3ème décile	-,307	ns.	,735
	4ème décile	-,336	ns.	,715
	5ème décile	-,551	**	,576
	6ème décile	-,736	***	,479
	7ème décile	-,903	***	,405
	8ème décile	-1,029	***	,358
	9ème décile	-1,362	***	,256
	10ème décile	-1,739	***	,176
	Constante	,171	ns.	1,186

Source : Enquête Logement 2002, INSEE, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, Revenu, Age, Sexe), un enfant dont le conjoint du chef de ménage a plus que le bac a une probabilité d'échec scolaire 0,59 fois moins élevée qu'un élève dont le conjoint du chef de ménage a un niveau de diplôme inférieur au bac.

Tableau A2. Résultats de la variante « diplôme des parents » de l'estimation logit relatif au retard scolaire

		Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale			
	Sur occupation	,355	***	1,427
	Bruit ressenti	,315	***	1,370
Diplôme le plus élevé du chef de ménage	Inférieur au bac			
	Bac et supérieur	-,717	***	,488
Diplôme le plus élevé du conjoint	Inférieur au bac			
	Bac et supérieur	-,310	***	,733
Nombre d'enfants du ménage	1		**	
	2	,133	ns.	1,143
	3	-,016	ns.	,984
	4	,132	ns.	1,141
	5	,135	ns.	1,145
	6	,512	**	1,669
Position dans la fratrie	Pas aîné			
	Aîné	-,279	***	,757
Sexe	Garçon			
	Fille	-,483	***	,617
Age au 31/12/2002	11		***	
	13	,466	***	1,593
	14	,838	***	2,312
	15	1,414	***	4,111
Revenu du ménage par UC en décile	1er décile			
	2ème décile	-,027	ns.	,973
	3ème décile	-,237	,351	,789
	4ème décile	-,218	,351	,804
	5ème décile	-,393	,351	,675
	6ème décile	-,559	**	,572
	7ème décile	-,700	***	,496
	8ème décile	-,814	***	,443
	9ème décile	-1,112	***	,329
	10ème décile	-1,281	***	,278
	Constante	,100	ns.	1,105

Source : Enquête Logement 2002, INSEE, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, Revenu, Age, Sexe), un enfant dont le chef de ménage a plus que le bac a une probabilité d'échec scolaire 0,49 fois moins élevée qu'un élève dont le chef de ménage a un niveau de diplôme inférieur au bac.

Tableau A3. Résultats de la variante « CSP » de l'estimation logit relatif au retard scolaire

		Coefficient β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale			
	Sur occupation	,313	,008	1,367
	Bruit ressenti	,301	,001	1,351
Catégorie socio professionnelle de la personne de référence du ménage	Artisan, commerçant et chefs d'entreprise			
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	-,349	,042	,705
	Professions intermédiaires	-,219	,154	,803
	Employés	,395	,010	1,484
	Ouvriers	,644	,000	1,904
	Autres (Agriculteurs, Non déclarés)	,416	,051	1,516
Nombre d'enfants du ménage	1			
	2	,265	,155	1,303
	3	,160	,381	1,173
	4	,322	,090	1,379
	5	,289	,186	1,335
	6	,612	,015	1,844
Position dans la fratrie	Pas aîné	1,102	,002	3,010
	Aîné			
Sexe	Garçon	-,258	,001	,773
	Fille			
Age au 31/12/2002	11	-,473	,000	,623
	13		,000	
	14	,461	,000	1,586
	15	,817	,000	2,264
Revenu du ménage par UC en décile	1er décile	1,410	,000	4,096
	2ème décile	-,136	,608	,873
	3ème décile	-,300	,241	,741
	4ème décile	-,257	,305	,774
	5ème décile	-,431	,078	,650
	6ème décile	-,569	,020	,566
	7ème décile	-,645	,008	,525
	8ème décile	-,750	,002	,472
	9ème décile	-1,025	,000	,359
	10ème décile	-1,251	,000	,286
	Constante	-,654	,028	,520

Source : Enquête Logement 2002, INSEE, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, Revenu, Age, Sexe), un enfant dont le chef de ménage est cadre a une probabilité d'échec scolaire 0,7fois moins élevé qu'un élève dont le chef de ménage Artisan, commerçant ou chef d'entreprise.

2. Mal logement et Emploi

L'une des variables pouvant impacter la probabilité d'un individu d'être au chômage est la localisation géographique de son lieu de vie, lieu de vie pouvant lui-même expliquer une partie du mal logement des ménages. Nous avons donc choisi d'introduire dans le modèle économétrique une variable renseignant l'appartenance ou non du logement à une zone urbaine sensible (ZUS). Il s'avère que malgré la grande significativité de cette modalité, son introduction ne modifie pas l'impact mesuré des modalités relatives au mal logement. Ainsi, la probabilité d'être au chômage d'un individu appartenant au sous échantillon analysé et exposé à la sur occupation demeure 62 % (Tableau A4) supérieure à celle d'un individu non exposé (contre 65 % lorsque l'on ne contrôle pas de la localisation (voir tableau 31). Concernant la présence d'humidité et de bruit, ces impacts sont respectivement de 44% et 31% contre 45% et 34% sans contrôle de la localisation.

Tableau A4. Résultats de la variante « ZUS » de l'estimation logit relatif au chômage

		Coeff. β	Significativité	Exp(β)
Situation vis-à-vis du logement	Normale			
	Sur occupé	,430	***	1,537
	Présence d'humidité	,364	***	1,440
	Présence de bruit	,254	***	1,289
CSP	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	,229	***	1,257
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	,353	**	1,423
	Professions intermédiaires	,655	***	1,926
	Employés	,921	***	2,512
	Ouvriers			
Pays de naissance	France			
	Autres Pays	,321	***	1,378
Niveau de diplôme	Certificat d'étude primaire ou aucun diplôme			
	Brevets (BEPC, ...)	-,440	***	,644
	CAP, BEP, ...	-,479	***	,619
	Baccalauréats	-,461	***	,630
	Bac +2	-,536	***	,585
	Supérieur à BAC +2	-,728	***	,483
Age	Moins de 30 ans			
	Entre 30 et 34 ans	-,528	***	,590
	Entre 35 et 39 ans	-,461	***	,630
	Entre 40 et 44 ans	-,623	***	,536
	Entre 45 et 49 ans	-,703	***	,495
	Entre 50 et 54 ans	-,741	***	,477
	55 ans et plus	-,408	***	,665
Nombre d'enfants	Aucun			
	1	,116	ns.	1,123
	2 et plus	-,187	**	,829
Vie en couple	Oui			
	Non	,689	***	1,993
Sexe	Masculin			
	Féminin	-,168	**	,845
Appartenance du logement à une ZUS	Oui			
	Non	-,371	***	,690
	Constante	-1,733	***	,177

Source : Enquête Nationale Logement 2013, Insee, Calculs des auteurs.

Note : réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif, * : coeff. significatif au seuil de 90 %, ** : coeff. significatif au seuil de 95 %, *** : coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Sexe, Zus), un individu n'ayant pas subi de modifications de sa structure familiale et n'ayant pas déménagé voit sa probabilité d'être au chômage en 2013 multiplié par 2 s'il ne vit pas en couple.

INDEX TABLEAUX ET GRAPHIQUES

Graphique 1.	Obtention du bac selon que les parents ont connu ou non la précarité professionnelle (Dué, 2005).....	20
Graphique 2.	Taux de retard scolaire par âge selon la situation de logement.....	43
Graphique 3.	Taux de retard scolaire par âge selon la situation budgétaire du ménage	48
Graphique 4.	Taux de retard scolaire par âge selon la situation budgétaire du ménage	49
Graphique 5.	Taux de retard scolaire par âge selon la situation énergétique du ménage	51
Graphique 6.	Taux de retard scolaire par âge selon la situation d'hygiène du logement	53
Graphique 7.	Taux de retard scolaire par âge selon l'isolation phonique du logement.....	53
Graphique 8.	Taux de chômage selon la situation du logement en 2002	63
Graphique 9.	Taux de chômage selon la situation du logement en 2013	63
Graphique 10.	Etat de santé selon la situation vis-à-vis du logement	63
Tableau 1.	Résultat des estimations des régressions Probit (Duée, 2005)	22
Tableau 2.	Principaux types de coûts et valeurs estimées (Ormandy, 2010)	27
Tableau 3.	Exemple de classement par coûts (Ormandy, 2010)	28
Tableau 4.	Classification des risques (Ormandy, 2010).....	28
Tableau 5.	Coûts par type et classe de risques (Ormandy, 2010).....	29
Tableau 6.	Prévalence du stress professionnel dans la population active	31
Tableau 7.	Risques relatifs par pathologie pour une population exposée au stress professionnel (Trontin <i>et al.</i> , 2007)	31
Tableau 8.	Fractions attribuables au stress professionnel par pathologie pour une exposition pendant au minimum 75 % du temps de travail (resp. 50 %).....	31
Tableau 9.	Coût du stress professionnel par pathologie pour une exposition pendant au moins 75 % du temps de travail (resp. 50 %) en 2007.....	32
Tableau 10.	Résultats de l'estimation logit	45
Tableau 11.	Exposition au surpeuplement par âge en 2001	46
Tableau 12.	Exposition au surpeuplement par âge en 2013	46
Tableau 13.	Résultats de l'estimation logit	50
Tableau 14.	Résultats de l'estimation logit	52
Tableau 15.	Résultats de l'estimation logit pour la présence d'humidité	54
Tableau 16.	Résultats de l'estimation logit pour la présence de bruits	55
Tableau 17.	Exposition au bruit par âge en 2001	56
Tableau 18.	Exposition au bruit par âge en 2013	56
Tableau 19.	Résultats de l'estimation logit pour la sur occupation et la présence de bruits	58
Tableau 20.	Taux de chômage selon le diplôme et la durée écoulée depuis la fin de la formation initiale en 2013	61
Tableau 21.	Résultats de l'estimation logit pour la sur occupation en 2002	65
Tableau 22.	Résultats de l'estimation logit pour la sur occupation en 2013	66
Tableau 23.	Exposition au surpeuplement par âge en 2002	67
Tableau 24.	Exposition au surpeuplement par âge en 2013	67
Tableau 25.	Résultats de l'estimation logit pour la présence d'humidité (2002).....	72
Tableau 26.	Résultats de l'estimation logit pour la présence d'humidité (2013).....	73
Tableau 27.	Résultats de l'estimation logit pour la présence de bruit en 2002	74
Tableau 28.	Résultats de l'estimation logit pour la présence de bruit en 2013	75

Tableau 29.	Exposition à l'humidité ou au bruit par âge en 2002.....	76
Tableau 30.	Exposition à l'humidité ou au bruit par âge en 2013.....	76
Tableau 31.	Résultats de l'estimation logit pour la sur occupation, l'humidité et le bruit	80
Tableau 32.	Résultats de l'estimation logit pour la sur occupation déclarée	84
Tableau 33.	Résultats de l'estimation logit pour la précarité énergétique déclarée	85
Tableau 34.	Résultats de l'estimation logit pour la présence de bruit	86
Tableau 35.	Résultats de l'estimation logit pour la présence d'humidité.....	87
Tableau 36.	Résultats de l'estimation logit pour l'ensemble des composantes du mal-logement	89
Tableau 37.	Exposition aux composantes du mal-logement par âge	90
Tableau A1.	Résultats de la variante « diplôme du conjoint » de l'estimation logit relatif au retard scolaire	100
Tableau A2.	Résultats de la variante « diplôme des parents » de l'estimation logit relatif au retard scolaire	101
Tableau A3.	Résultats de la variante « CSP » de l'estimation logit relatif au retard scolaire	102
Tableau A4.	Résultats de la variante « ZUS » de l'estimation logit relatif au chômage	103

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. Articles traitant de la mise en évidence de relations causales

- *The Social and Economic Impacts of Unmet Housing Needs*, Phibbs, P., Queensland Department of Housing, Occasional Paper No.4, 14-16.
- *Does noise limit the learning of young listeners ?*, Larson G. et B. Petersen, *The Elementary School Journal*, Vol 78(4), Mars 1978, 264-265
- *Overcrowding in the home: an empirical investigation of its possible pathological consequences*, Gove W.R, M. Hugues, O. R. Galle, *American sociological Review*, Vol. 44, février 1979.
- *Adverse Effects of the Indoor Environment on Respiratory Health in Primary School Children*, Cuijpers CE, Swaen GM, Wesseling G, 1995.
- *The Cutting Edge, Bad housing: counting the cost*, The Royal Institution of Chartered. Surveyors, Peter Ambrose, 1996
- *Pour une meilleure connaissance des sans-abri et de l'exclusion du logement*, rapport final du groupe de travail sur les sans- abri, Conseil national de l'information statistique, n°29, mars 1996.
- *The effect of overcrowded housing on children's performance at school*, Goux D. et E. Maurin, 2005, *Journal of Public Economics*, Elsevier, vol. 89(5-6), pages 797-819.
- *The impact of overcrowding on health and education: a review of the evidence and literature*, Office of the Deputy Prime Minister, corp creators, 2004.
- *Habitat insalubre et santé, Insalubrité, habitat indigne, taudis : quels impacts sur la santé ?*, Institut Théophraste Renaudot ,2005.
- *Large Analysis and Review of European housing and health Status (LARES)*, World Health Organization Regional Office for Europe, 2007
- *Conditions de logement et échec scolaire*, Mémoire de recherche, Hernu M. ,2007.
- *Analyse de la méthodologie anglaise d'évaluation des risques*, Paul Bousquet ,2008.
- *L'hébergement dans le logement d'un tiers, la question sociale et ses enjeux urbains*, Puca, 2009.
- *Droit au logement, droit du logement*, Rapport public, Conseil d'Etat, 2009.
- *Social Impact of Poor Housing*, D. Friedman, Ecotec, Mars 2010.
- *Prendre en compte le risque santé dans l'habitat existant*, Repères et outils d'intervention, cahier pratique de la Fédération des PACT, Anne Le Bail, Vincent Bricaud, Allain Mellet, sous la coordination d'Éric MalavergneE, 2010.
- *Le Parc privé dans l'Enquête Nationale Logement 2006*, Agence Nationale de l'Habitat, 2010
- *Habitat dégradé et santé perçue : une étude à partir des demandes de logement social*, Ginot L. et C. Peyr, *Santé Publique*, Vol. 22, p. 493-503, 2010
- *Le mal-logement*, Rapport du groupe de travail du CNIS, Conseil national de l'information statistique, n°126, juillet 2011.
- *L'habitat dégradé et indigne en ile de France. Enjeux et politiques*, Institut d'aménagement et d'urbanisme d'Ile de France, Février 2011.
- *Les répercussions directes et indirectes de la crise du logement sur l'emploi*, Collection des rapports, CREDOC, mars 2011.
- *Les hébergés hors structures, catégorie en jachère de la mise en œuvre du droit au logement*, Rapport final, Acadie, Décembre 2011.
- *La mission banlieue et Médecins du Monde*, Rapport d'activité, Mission Santé-logement, Colleville, 2012.

- *The impact of parental income on early schooling transitions*, E. Maurin, Journal of public economics, n°85, 301-332, 2002.
- *L'impact du chômage des parents sur le devenir des enfants*, Document de travail, Michel Duée, INSEE, Juillet 2004.
- *The Stern Review on the Economics of Climate Change*, Rapport d'information, N. Stern, octobre 2006.

2. Articles traitant de la mesure du coût économique

- Homelessness Causes & Effects: The Costs of Homelessness in B. C., Ministry of Social Development and Economic Security, British Columbia, 2001.
- The NY housing initiative and use of public shelters by person with severe mental illness, University of Pennsylvania , 2003.
- Cost-Effectiveness of supported housing for Homeless Persons with Mental Illness, Archives of General Psychiatry, 2003.
- The Social and Economic Impacts of Unmet Housing Needs, Phibbs, P., Queensland Department of Housing, Occasional Paper No.4, 14-16.
- The real cost of poor housing, Roys M., M. Davidson, S. Nicol, D. Ormandy et P. Ambrose, 2010.
- The human cost: how the lack of affordable housing impacts on all aspects of life, Shelter, Turffrey B., Mars 2010
- Moving to Opportunity for Fair Housing Demonstration Program, Final Impacts Evaluation, U.S. Department of Housing and Urban Development, 2011.
- Les coûts économiques, sociaux et sanitaires du mal-logement, Rapport final, Fondation Abbé Pierre, 2011.
- Les coûts sociaux du mal-logement, FORS Recherche Sociale ,2012.
- The cost of poor housing in Northern Ireland, Davidson M., S. Nicol, M. Roys, H. Garrett, A. Beaumont et C. Turner, 2012.
- L'état du mal-logement en France, Rapport annuel, Fondation Abbé Pierre, 2013
- Le prix de la vie humaine, Michel LE NET, La Documentation française, Notes et études documentaires, n° 4455, 3e édition, 1980.
- Les méthodes d'évaluation du prix de la vie humaine, Comparaisons internationales, Application au coût de l'insécurité routière, Michel LE NET, École Nationale des Ponts et Chaussées.
- Un coût du chômage ? , Philippe BARBE, in n°40, Travail et Emploi, 1989.
- Averting behavior and urban air pollution, Bresnahan B. W., M. Dickie, et S. D. Gerking, Land Economics, 73(3), 340-357. 1997.
- Le coût social des drogues licites et illicites en France, KOPP P., P. FENOGLIO, Observatoire français des drogues et des Toxicomanies, 2000.
- Age, Health and the Willingness to Pay for Mortality Risk Reductions: A Contingent Valuation Survey of Ontario Residents, Krupnick A., A. Alberini, M. Cropper, N. Simon, B. O'Brien, R. Goeree, et M. Heintzelman , Journal of Risk and Uncertainty, 24 (2); 161-186, 2002.
- Valorisation économique des effets de la pollution atmosphérique », Chanel O., E. Faugère,
- G. Geniaux, R. Kast, S. Luchini, P. Scapecchi, Revue économique, Vol. 55, p. 65-92, 2004
- Méthodes des préférences révélées pour l'évaluation des impacts non marchands, dans OCDE « Analyse coûts-bénéfices et environnement: Développements récents », OCDE, 2007.
- Le coût du stress professionnel au travail en 2007, Trontin C., M . Lassagne, S. Boini, S. Rinal, Institut national de recherche et de sécurité ,2010.
- Prix du climat : les préférences révélées des consommateurs français, Joly D., J. Cavailhès, T. Brossard, H. Cardot, M. Hilal et P. Wavresky, 2010.
- Le coût économique et social de l'autisme, Conseil Économique Social et Environnemental, Octobre 2012.

