

# Le montant et le nombre des transactions de logements anciens depuis 1967 et leurs « tendances longues »

J. Friggit  
CGEDD  
Février 2015<sup>1</sup>

## Résumé

Cette note révisé à la baisse la croissance des « tendances longues » auxquelles on compare le montant et le nombre des transactions de logements anciens, par rapport aux valeurs figurant dans de précédents documents. Elle reconstitue approximativement le nombre de transactions de logements anciens de 1967 à 1992.

## Plan

<b>1. Montant des transactions de logements anciens</b>	<b>2</b>	
1.1. Reconstitution du montant des transactions sur le passé		2
1.2. Identification de la « tendance longue » du montant des transactions		2
<b>2. Nombre de transactions de logements anciens</b>	<b>4</b>	
2.1. Reconstitution du nombre de transactions sur le passé		4
2.2. Identification de la « tendance longue » du nombre de transactions		9
<b>3. Résultats</b>	<b>11</b>	
<b>4. Discussion</b>	<b>11</b>	
4.1. Discussion de l'hypothèse de poursuite de la croissance de la vitesse de rotation		11
4.2. Discussion du choix de l'agrégat régressé		12
4.3. Discussion des autres hypothèses		12
<b>5. Conclusion : les résultats doivent être utilisés en toute connaissance des marges d'erreur et d'appréciation</b>		<b>15</b>

\*  
\* \* \*

---

<sup>1</sup> Première version : 7 février 2015. Cette version : 12 février 2015. Le seul changement par rapport à la première version consiste en la mise à jour de valeurs numériques, au vu des résultats de l'enregistrement de janvier 2015.

Dans plusieurs notes<sup>2</sup>, nous avons identifié des « tendances longues » auxquelles les évolutions du montant et du nombre des transactions de logements peuvent être comparées.

Nous révisons ici ces tendances longues, sur la base notamment des données accumulées depuis lors.

Rechercher une « tendance longue » à laquelle les évolutions d'une variable peuvent être rapportées nécessite tout d'abord de connaître l'évolution passée de cette variable. Cela nécessite ensuite d'identifier sur le passé une grandeur restée approximativement constante et dont on puisse raisonnablement supposer qu'elle le restera dans le futur.

On examinera successivement ces deux étapes, d'une part pour le montant et d'autre part pour le nombre des transactions de logements anciens.

## **1. Montant des transactions de logements anciens**

### **1.1. Reconstitution du montant des transactions sur le passé**

Le montant annuel des transactions de logements anciens depuis 1967 peut être reconstitué avec une assez bonne précision<sup>3</sup> :

- avant les réformes des droits de mutation de 1998 et 1999, un droit spécifique s'appliquait aux mutations de biens immobiliers à usage d'habitation et son produit était comptabilisé par la DGFIP ; en divisant ce produit par le taux applicable, on peut reconstituer le montant des transactions de logements anciens ; cette reconstitution est possible pour l'année 1967 et pour toutes les années de 1970 à 1998.

- depuis ces réformes il n'existe plus de droit spécifique aux mutations de logements anciens mais, par croisement du produit des droits de mutation et d'agrégats extraits des bases notariales, il est possible d'estimer le montant des transactions de logements anciens.

### **1.2. Identification de la « tendance longue » du montant des transactions**

La « tendance longue » à laquelle les évolutions récentes peuvent être rapportées peut être choisie de différentes manières.

La période postérieure à 2000 apparaît historiquement anormale en termes de croissance des montants de transactions. Il semble donc préférable, pour dégager une « tendance longue » représentative d'une certaine « normalité historique », de ne considérer que les années antérieures à 2001, donc les années 1967 et 1970 à 2000 (nous n'avons pas pu reconstituer le montant des transactions pour les années 1968 et 1969).

Nous avons recherché une « tendance longue » du montant de transactions, considéré soit rapporté à l'indice des prix à la consommation (donc en « monnaie constante »), soit rapporté au produit intérieur brut, soit enfin rapporté au revenu disponible des ménages<sup>4</sup>.

Ce dernier choix semble a priori le plus adapté, puisque les logements sont achetés pour l'essentiel par les ménages et que ces derniers utilisent pour cela leur revenu. Néanmoins, jusqu'à présent<sup>5</sup>, nous avons calculé la « tendance longue » en régressant par rapport au temps le montant des transactions rapporté à l'indice des prix à la consommation, parce que le R<sup>2</sup> de la régression était plus élevé. Ce choix revenait à supposer que la croissance du revenu des ménages en monnaie constante après 2001 serait bon an mal an voisine de ce qu'elle avait été depuis 1970<sup>6</sup>.

Le déficit de croissance du revenu disponible par ménage accumulé depuis 2009 par rapport à cette « tendance longue » ne permet plus de faire cette hypothèse. Il nous semble donc désormais plus adapté de construire la « tendance longue » à partir du revenu disponible des ménages.

Par ailleurs, pour identifier la « tendance longue », nous régressions précédemment non pas le montant des transactions en monnaie constante, mais son logarithme : nous supposions donc implicitement une croissance géométrique de ce ratio. Il nous semble désormais plus adapté de supposer une croissance non pas géométrique mais arithmétique du montant de transactions rapporté au revenu brut des ménages, dont la croissance tendancielle devrait

<sup>2</sup> Notamment la note « Le prix des logements sur le long terme », mars 2010, [http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/evolution-prix-immobilier-friggitt\\_cle0c611b.pdf](http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/evolution-prix-immobilier-friggitt_cle0c611b.pdf).

<sup>3</sup> Cf. « Droits de mutation et montant des transactions immobilières, 1800-2008 », CGEDD, J. Friggitt, avril 2009, [http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/historique-droit-mutation-immobilier-friggitt\\_cle57bea8.doc](http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/historique-droit-mutation-immobilier-friggitt_cle57bea8.doc). Cf. également <http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/nombre-et-montant-des-ventes-a1003.html>.

<sup>4</sup> A ne pas confondre avec le revenu disponible par ménage. Le revenu disponible **des** ménages est égal au revenu disponible **par** ménage multiplié par le nombre de ménages.

<sup>5</sup> Cf. § 3.3.3. de [http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/historique-droit-mutation-immobilier-friggitt\\_cle57bea8.doc](http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/historique-droit-mutation-immobilier-friggitt_cle57bea8.doc).

<sup>6</sup> Nous avons alors écarté l'année 1967 de la régression à partir de laquelle la « tendance longue » est calculée, le montant des transactions n'ayant pu être reconstitué en 1968 et 1969. Dans cette nouvelle version de la régression, nous avons inclus l'année 1967. Par ailleurs, nous avons inclus l'année 2001 dans la régression, alors que dans la nouvelle version nous l'avons exclue, cette année apparaissant rétrospectivement comme anormale. L'effet sur la pente de la régression de l'inclusion ou non des années 1967 et 2001 est faible ou nul.

<sup>7</sup> Donc moins prononcée que pendant les « trente glorieuses » mais néanmoins plus forte qu'elle ne l'est depuis 2010.

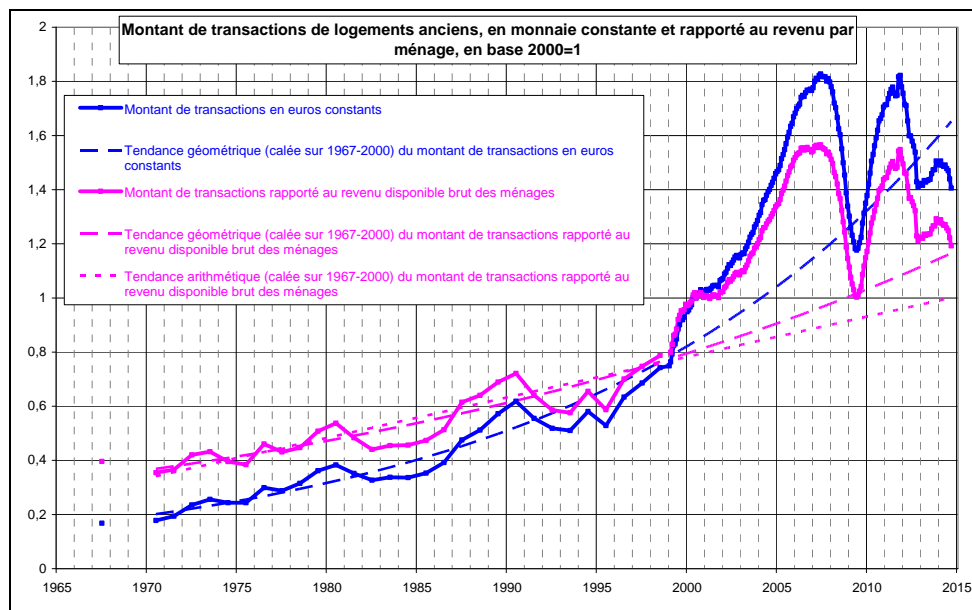
être voisine (cf. annexe) de celle de la vitesse de rotation du parc, pour laquelle nous avons désormais choisi une progression arithmétique (cf. § 2.2).

Nous avons ainsi remplacé une croissance tendancielle égale à la croissance de l'indice des prix à la consommation plus 4,9% par an par une croissance tendancielle égale à la croissance du revenu disponible par ménage plus 0,12 point par an. Si nous avons retenu une croissance géométrique la croissance tendancielle aurait été égale à la croissance du revenu disponible des ménages plus 2,6% par an<sup>8</sup>. Cf. graphique 1.

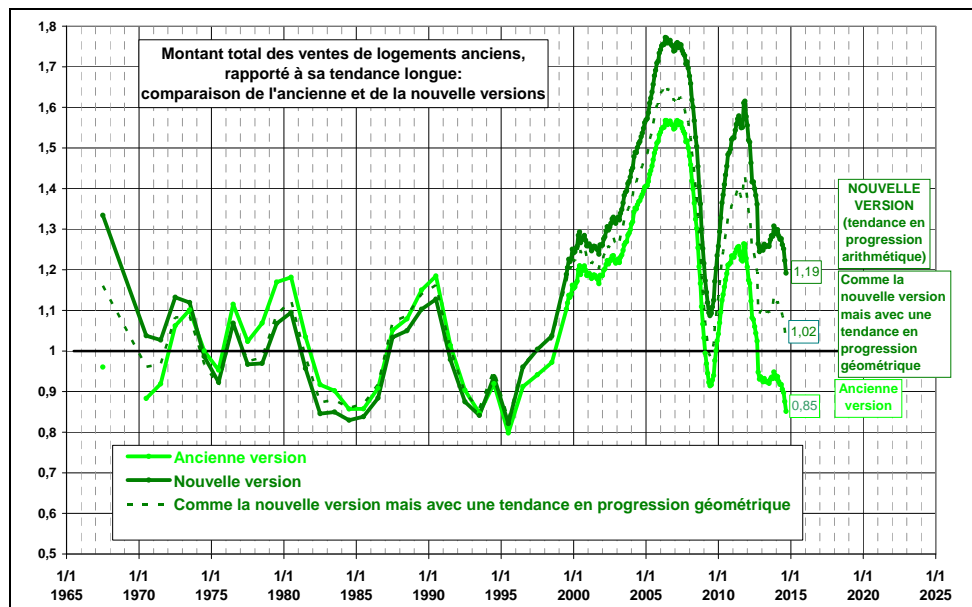
Les divers choix effectués, et notamment celui de supposer que le montant des transactions de logements anciens continuera tendanciuellement de croître par rapport au revenu des ménages dans les prochaines années, peuvent être discutés : cf. § 4.1 ci-après.

En termes d'écart par rapport à la « tendance longue », l'effet de ce changement est surtout visible sur les années postérieures à 2010 (graphique 2).

**Graphique 1 : montant des transactions de logements anciens, en monnaie constante et rapporté au revenu disponible des ménages, en base 2000=1**



**Graphique 2 : montant total des ventes de logements anciens rapporté à sa tendance longue : comparaison de l'ancienne et de la nouvelle versions**



<sup>8</sup> Le fait de régresser le montant de transactions en monnaie constante sur la période 1967-2000 au lieu de la période 1970-2001 fait passer la pente de la régression de 4,9% à 4,8%. Le fait de régresser sur la période 1967-2000 le montant de transactions non plus en monnaie constante mais rapporté au revenu disponible des ménages fait passer la pente de la régression de 4,8% à 2,6%. C'est donc essentiellement le changement de l'agrégat régressé, et non le changement de la période de régression, qui réduit la pente de la régression.

## 2. Nombre de transactions de logements anciens

### 2.1. Reconstitution du nombre de transactions sur le passé

Le nombre des transactions de logements anciens est beaucoup moins bien connu que leur montant, surtout avant le milieu des années 1990. En effet, les données les plus sûres, à savoir celles collectées lors de l'enregistrement des actes, portent sur les montants et non sur les effectifs.

Pour les années couvertes par les bases de données notariales, donc postérieures à 1994<sup>9</sup>, le nombre des transactions de logements anciens peut être estimé, sous réserve de certaines approximations, en croisant des agrégats extraits de ces bases et le produit des droits de mutation. Cf. <http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/nombre-et-montant-des-ventes-a1003.html>.

Pour les années 1992 à 2000, on dispose des résultats de l'enquête Existan<sup>10</sup>. Ils sont cohérents, à quelques pourcents près, avec le produit des droits de mutation pour les années 1995 à 1998, mais présentent certaines fragilités<sup>11</sup>.

Pour les années antérieures à 1992, on ne dispose pas de décomptes du nombre de transactions de logements anciens. A défaut, nous avons combiné deux sources.

#### a) « Indicateur biaisé du nombre de transactions »

Le nombre de transactions est égal à leur montant total divisé par leur prix moyen.

Le prix moyen et l'indice de prix n'évoluent pas au même rythme, parce que ce dernier est corrigé au moins partiellement des effets de structure.

Il est néanmoins possible, à des fins heuristiques, de calculer le ratio du montant des transactions divisé par l'indice du prix des logements, puis d'examiner si en le corrigeant on peut en déduire une estimation du nombre de transactions. Nous baptisons ce ratio « indicateur biaisé du nombre de transactions » (« biaisé » en raison des effets de structure potentiels).

Une difficulté est que, selon la période examinée, non seulement la structure des ventes peut se déformer différemment, mais également l'indice de prix que nous utilisons est calculé selon une méthode différente, qui expurge différemment les effets de structure. En effet, cet indice est, après 1999, l'indice Notaires-Insee<sup>12</sup> et, avant 1999 un indice calculé par une méthode par vente répétée<sup>13</sup>.

Cet indicateur étant potentiellement biaisé, il convient de le redresser. Pour cela, nous avons utilisé les enquêtes logement.

#### b) Enquêtes logement

Les enquêtes logement successives depuis 1970<sup>14</sup> fournissent pour certaines années depuis 1967 une estimation du nombre et du prix moyen des logements anciens qui sont achetés par les ménages et qui deviennent après la vente des résidences principales occupées par le propriétaire. Néanmoins, ces logements ne représentent qu'une partie du nombre de logements anciens vendus :

- d'une part ils n'incluent pas les logements qui, après achat, deviennent des résidences principales locatives, des résidences secondaires ou des logements vacants<sup>15</sup> ;
- d'autre part, ils n'incluent pas les logements qui, entre l'achat et la date de l'enquête, sont sortis du patrimoine de l'acheteur ou ont quitté le statut de résidence principale occupée par le propriétaire ; ils sont d'autant plus nombreux que l'année d'achat est antérieure à celle de l'enquête ; l'effectif d'acheteurs fourni par les enquêtes logement est donc d'autant plus sous-estimé que l'année d'observation est antérieure à l'année de l'enquête ; pour réduire ce biais, nous n'avons retenu, pour chaque millésime, que les effectifs correspondant aux trois années pleines précédant l'enquête.

Les enquêtes logement peuvent être utilisées de deux manières pour reconstituer un nombre de transactions de logements anciens :

- soit en utilisant les prix moyens qu'elles fournissent, en examinant la divergence entre ces prix moyens et l'indice de prix et en redressant en conséquence l' « indicateur biaisé »,

<sup>9</sup> La province n'était pas couverte par les bases notariales avant 1994, et l'était trop partiellement pour permettre le calcul d'un nombre de transactions en 1994.

<sup>10</sup> Cf. § 1.1. de « Diverses évaluations du nombre de transactions de logements anciens », CGEDD, J. Friggit, 2008, [http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/evaluation-n-immobilier-ancien\\_cle715112-1.doc](http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/evaluation-n-immobilier-ancien_cle715112-1.doc).

<sup>11</sup> Les effectifs et les prix moyens pour une année donnée varient selon le support consulté : supports papiers correspondant aux différents millésimes ou fichier électronique.

<sup>12</sup> Cf. une présentation de la méthodologie des indices Notaires-Insee sur [http://www.insee.fr/fr/publications-et-services/sommaire.asp?ref\\_id=IMET128](http://www.insee.fr/fr/publications-et-services/sommaire.asp?ref_id=IMET128).

<sup>13</sup> Cf. un résumé de la méthode utilisée pour construire cet indice au § 1.2.3. de [http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/house-price-index-Paris-and-others-secular\\_cle7fed11.doc](http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/house-price-index-Paris-and-others-secular_cle7fed11.doc). La méthode est identique à Paris et sur l'ensemble de la France.

<sup>14</sup> Les millésimes des enquêtes logement depuis 1970 sont: 1970, 1973, 1978, 1984, 1988, 1992, 1996, 2002, 2006. L'enquête 2013-2014 est en cours de production à la date de rédaction de la présente note.

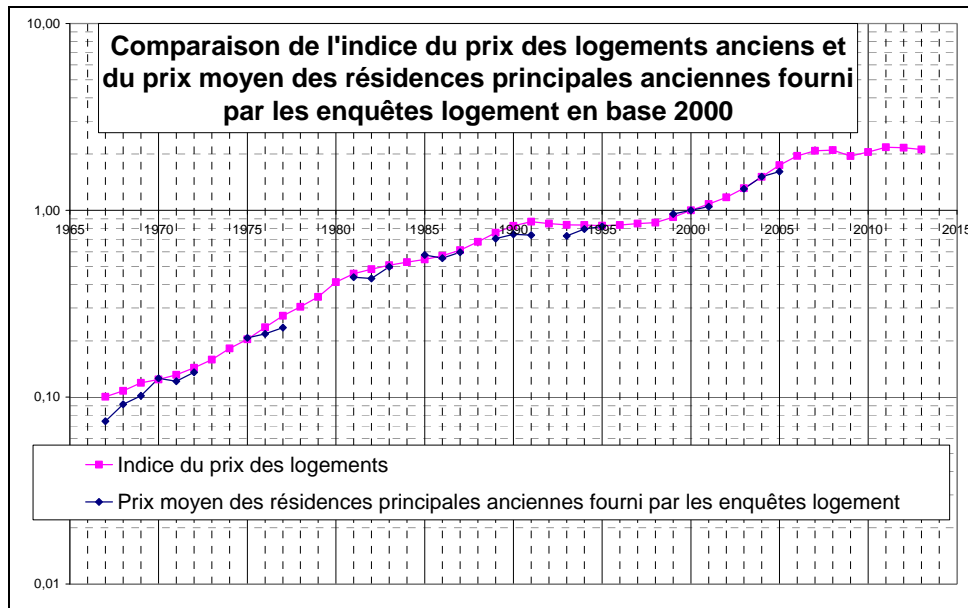
<sup>15</sup> Les enquêtes logement récentes fournissent des informations sur les achats de logements à finalité autre que l'occupation à titre de résidence principale, mais ces informations sont d'une qualité inégale.

- soit en utilisant les nombres de transactions de logements anciens

Le prix moyen fourni par les enquêtes logement est assez volatil si l'on considère les différentes années d'achat (cf. graphique 3). La faiblesse des effectifs et la grande dispersion des prix en sont sans doute la cause<sup>16</sup>. Sous réserve de cette volatilité, le graphique 4 montre que le prix moyen n'a crû que de 0,28% par an de plus que l'indice<sup>17</sup>.

Cet écart est très faible. Les effets de structure (localisation, qualité intrinsèque) ayant été considérables pendant la période considérée, la faiblesse de l'écart peut résulter de coïncidences, les effets de structure d'un certain signe se compensant avec ceux de signe opposé, ou d'un traitement insuffisant des effets de structure dans le calcul de l'indice. En outre elle peut résulter de la différence de périmètre (l'indice porte sur l'ensemble des logements anciens vendus, alors que le prix moyen fourni par les enquêtes logement porte uniquement sur ceux d'entre eux qui deviennent des résidences principales occupées par leur propriétaire), qui viendrait compenser un effet de structure global de signe opposé.

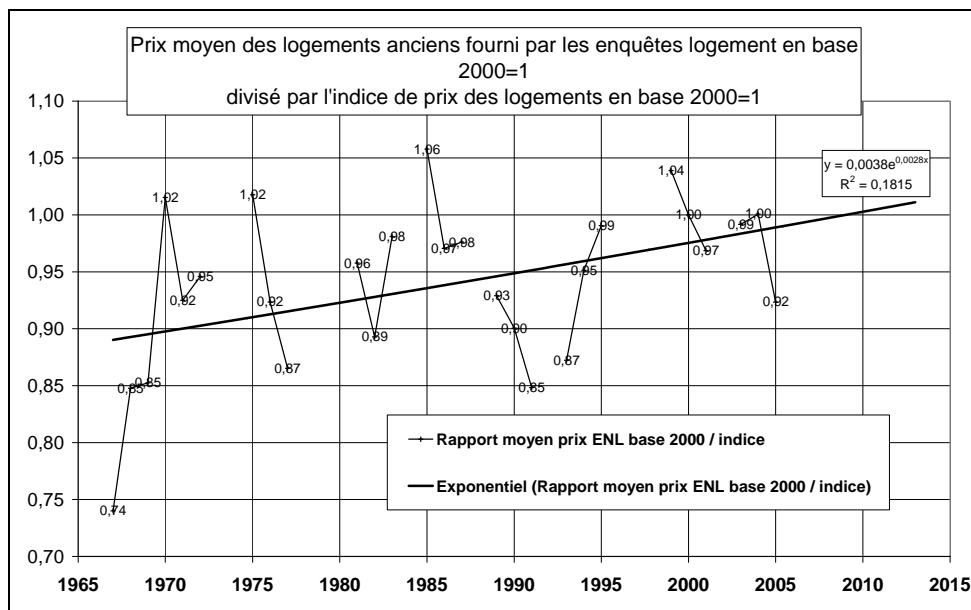
**Graphique 3 : comparaison de l'indice du prix des logements anciens et du prix moyen des résidences principales anciennes fourni par les enquêtes logement**



<sup>16</sup> Cela devrait cependant être vérifié. Les enquêtes logement fournissent également des agrégats portant sur l'ensemble des acheteurs « récents », c'est-à-dire qui ont acheté quatre ans ou moins avant la date de collecte. Ils sont moins volatils que les agrégats annuels. Nous avons préféré utiliser les agrégats annuels pour plusieurs raisons : leur inconvénient, à savoir leur volatilité, est supprimé par la régression linéaire dans laquelle nous les utilisons ; il aurait fallu les comparer à des nombres et des montants de transactions portant sur plusieurs années non calendaires ; des agrégats calculés sur l'ensemble des accédants récents masquent complètement le fait que certains biais, particulièrement sur les effectifs, dépendent de la durée entre l'achat et la date de l'enquête, alors que des agrégats annuels, malgré leur volatilité, peuvent montrer ou du moins suggérer ces biais.

<sup>17</sup> Pour l'année 1967, le prix moyen en base 2000=1 fourni par l'ENL 1970 décroche de 30% par rapport à l'indice sur le graphique 1. Néanmoins, le « prix moyen des résidences principales achetées récemment » fourni par l'enquête logement 1963 (source : Insee) n'est supérieur que de 1% en base 2000 à l'indice de prix. Il semble donc que la valeur 1967 du prix moyen fournie par l'ENL 1970 est aberrante, résultant par exemple de la volatilité causée par un faible taux d'échantillonnage ou par des biais.

**Graphique 4 : prix moyen des logements anciens fourni par les enquêtes logement divisé par l'indice du prix des logements, en base 2000=1**

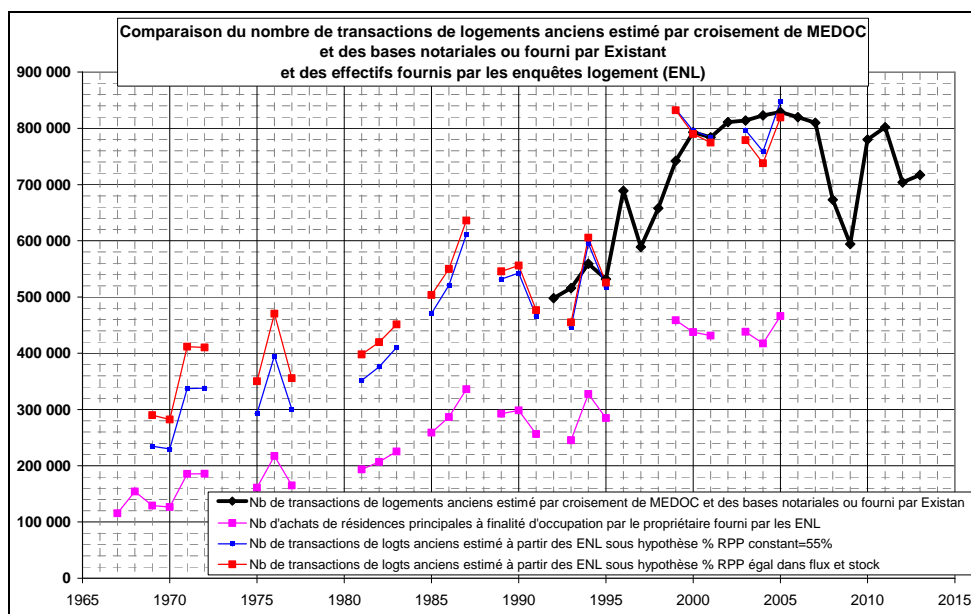


Les nombres d'achats de résidences principales à finalité d'occupation par le propriétaire fournis par les enquêtes logement sont également volatils. Ils ne sont pas directement comparables aux nombres de transactions de logements anciens de tous types, puisque ces derniers ont un périmètre plus large (cf. ci-dessus). Le graphique 5 présente donc, outre les effectifs bruts fournis par les enquêtes logements, des nombres de transactions estimés selon deux hypothèses :

- d'une part (courbe bleue), nous avons supposé que la proportion des achats de résidences principales à finalité d'occupation par le propriétaire figurant dans les enquêtes logement dans le nombre total de logements anciens vendus est constante dans le temps, égale à 55%, sa valeur moyenne pour les enquêtes logement 1996 à 2006;
- d'autre part (courbe rouge), nous avons supposé qu'elle est égale à la proportion de propriétaires occupants parmi l'ensemble des ménages, proportion dont elle est également voisine sur la période 1996-2006.

Il n'est pas évident que, lorsque la proportion de propriétaires occupants était plus faible qu'elle n'est actuellement, les résidences principales occupées par le propriétaire étaient moins nombreuses dans le flux de mutations. En effet, le parc locatif était alors davantage détenu sous forme d'immeubles entiers, moins souvent vendus que des appartements individuels<sup>18</sup>.

**Graphique 5 : comparaison du nombre de transactions de logements anciens estimé par croisement de MEDOC et des bases notariales ou fourni par Existan, et des effectifs fournis par les enquêtes logement.**



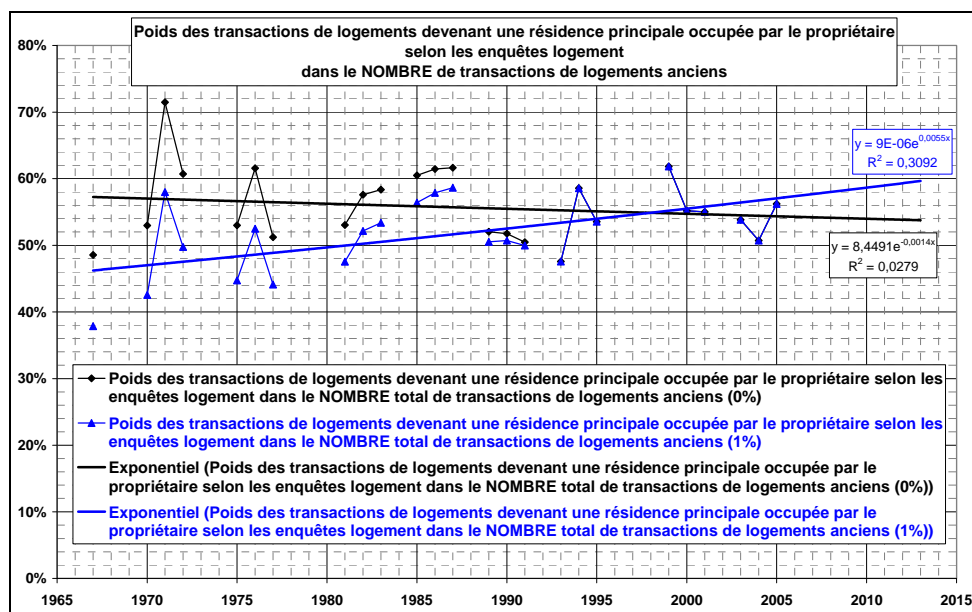
<sup>18</sup> Sur la base des nombres de ventes d'immeubles de rapport, très faibles, fournis dans le cas de Paris pour la période antérieure aux deux guerres mondiales par Gaston Duon (« Documents sur le problème du logement », Etudes Economiques, Service National de la Statistique, 1946, n°1).

Pour reconstituer un nombre de transactions avant 1992 (année la plus ancienne pour laquelle Existan fournit un effectif), nous avons redressé le biais de l'« indicateur biaisé » en supposant que, sur la période antérieure à 1992, le différentiel de croissance causé par les effets de structure entre l'indice et le prix moyen est constant.

Nous avons simulé deux valeurs de ce différentiel de croissance : 0% et 1% par an. Ces valeurs permettent, à partir de l'« indicateur biaisé » ainsi redressé et calé sur l'année 1992, de calculer un nombre de transactions de logements anciens et (par division du montant des transactions de logements anciens) un prix moyen des logements anciens.

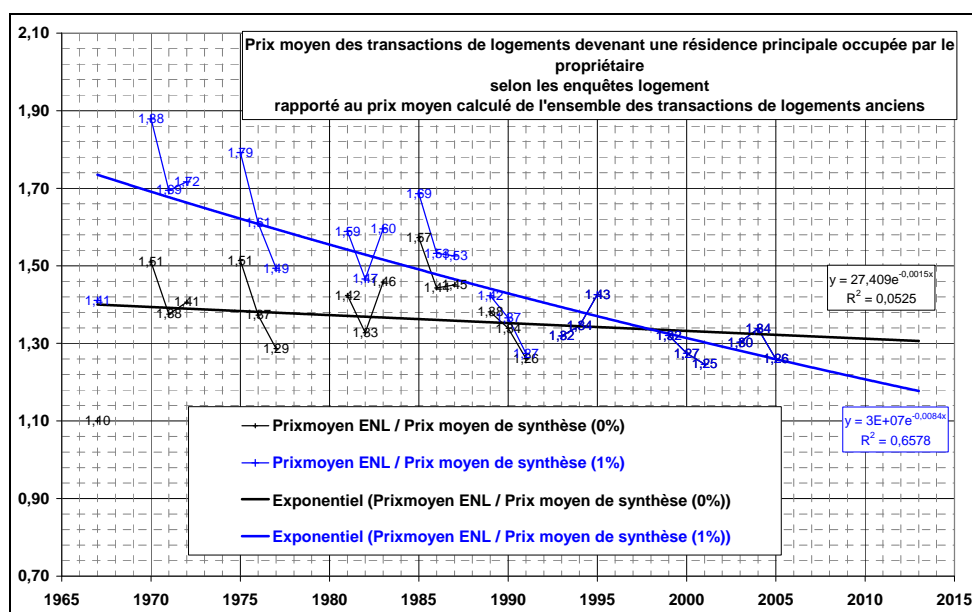
Le graphique 6 montre l'effet de ces deux hypothèses sur le quotient du nombre de transactions fourni par les enquêtes logement (il s'agit donc uniquement des logements qui deviennent des résidences principales occupées par le propriétaire) par le nombre de l'ensemble des transactions de logements anciens.

**Graphique 6 : NOMBRE des transactions de logements devenant une résidence principale occupée par le propriétaire fourni par les enquêtes logement rapporté au NOMBRE calculé de l'ensemble des transactions de logements anciens, selon deux hypothèses de biais**



Le graphique 7 montre l'effet de ces deux hypothèses sur le quotient du prix moyen fourni par les enquêtes logement par le prix moyen des logements anciens.

**Graphique 7 : PRIX MOYEN des transactions de logements devenant une résidence principale occupée par le propriétaire fourni par les enquêtes logement, rapporté au PRIX MOYEN calculé (« prix moyen de synthèse ») de l'ensemble des transactions de logements anciens, selon deux hypothèses de biais**

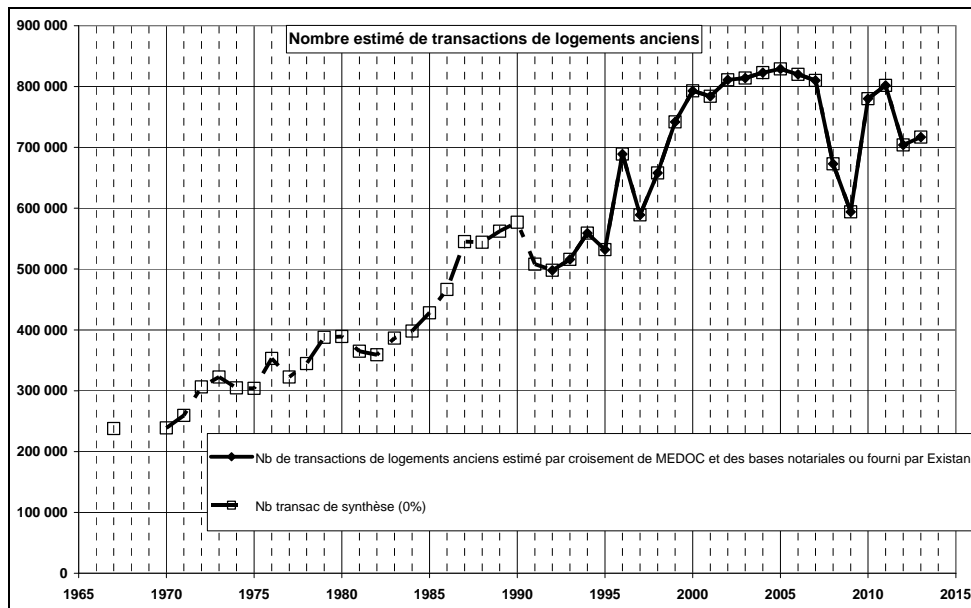


Il nous a semblé que l'hypothèse de biais nul était préférable à l'hypothèse de biais égal à 1%, parce qu'elle permet d'éviter les valeurs très élevées de la courbe bleue du graphique 7 pour les années anciennes.

Un biais de 0,2% permettrait d'obtenir une courbe horizontale sur le graphique 6 mais nous n'avons pas de raison de faire l'hypothèse que le prix moyen des résidences principales a évolué comme l'indice de prix des logements anciens.

Nous avons donc retenu, dans la suite, l'hypothèse de biais nul. Le résultat est représenté sur le graphique 8.

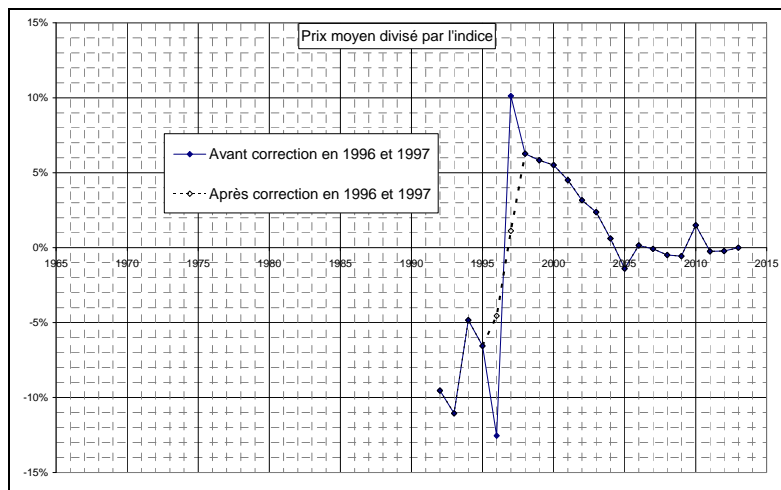
**Graphique 8 : nombre de transactions**



La différence entre cette évaluation du nombre de transactions utilisé pour identifier une « tendance longue » et celle utilisée précédemment est la suivante : précédemment, nous avons également retenu l'hypothèse de biais nul, mais nous avons utilisé le nombre de transactions obtenu en divisant le montant de transactions par l'indicateur biaisé pour l'ensemble des années antérieures à 2000, et non uniquement pour celles antérieures à 1992.

La raison en était que ce nombre de transactions nous apparaissait suspect avant 2000 : l'évolution du prix moyen (calculé comme égal au montant des transactions divisé par leur nombre) apparaissait incohérente avec celle de l'indice de prix avant 2000, y compris sur la période pour laquelle l'indice utilisé est l'indice Notaires-Insee, a priori fiable (années 1996 et suivantes) : graphique 9.

**Graphique 9 : prix moyen (calculé comme le montant des transactions divisé par le nombre de transactions) divisé par l'indice**



Les valeurs aberrantes pour 1996 et 1997 qui apparaissent sur le graphique 9 proviennent d'un « effet portillon » causé par la fin d'une réduction des droits de mutation<sup>19</sup>, et qui a provoqué une hausse du nombre de mutations fin 1996 et une baisse de leur nombre début 1997. Au numérateur du ratio, le montant des transactions est celui des droits de mutation perçus pendant l'année calendaire. Ils étaient alors perçus environ deux mois après la mutation. Le montant de l'année n est donc représentatif des actes signés de novembre de l'année n-1 à octobre de l'année n. Il n'est donc pas affecté par l'effet portillon. Au contraire, au dénominateur, le nombre de transactions est

<sup>19</sup> Du 1<sup>er</sup> juillet 1995 au 31 janvier 1997, le droit départemental et le droit régional applicables aux mutations de logements anciens furent réduits de 35%.



celui de l'année calendaire, et il est donc affecté par l'effet portillon : anormalement élevé en 1996 et anormalement faible en 1997. Le ratio est donc anormalement faible en 1996 et anormalement élevé en 1997.

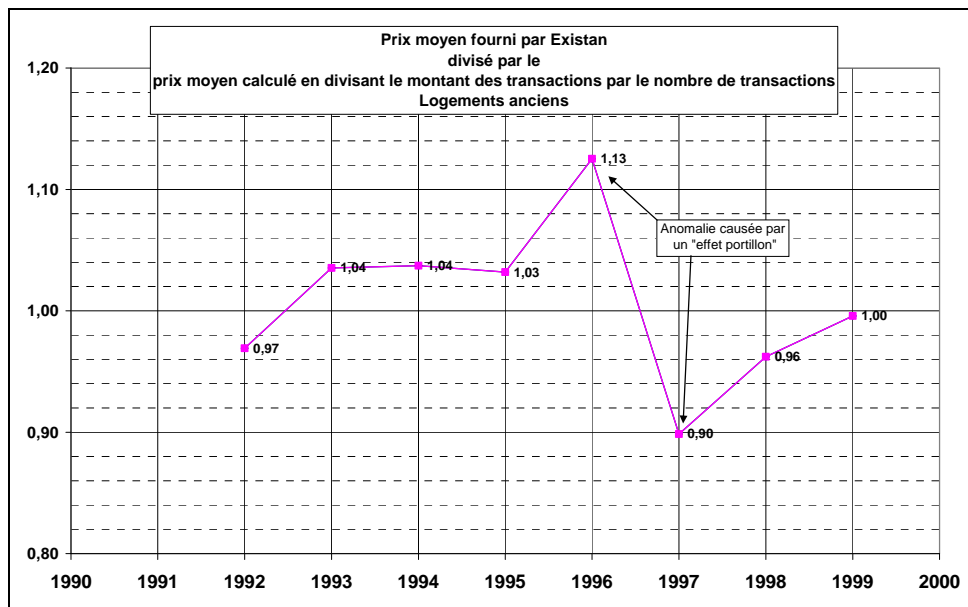
Après correction de ce phénomène (courbe en pointillé sur le graphique 9), il reste que le ratio présente une forte « bosse » centrée sur l'année 2000, et qu'il est, par rapport à la période 2005-2013, plus faible de 5% en 1994-1996 et de 10% en 1992-1993. Cela peut provenir de ce qu'en Ile-de-France et dans quelques grandes agglomérations de province (où le prix moyen est plus élevé que la moyenne) le nombre de transactions a davantage chuté pendant les années 1992-1996 puis davantage augmenté en 1997-2002, mais aussi d'un défaut du mode de calcul du nombre de transactions.

Précédemment, nous avons envisagé préférentiellement la seconde hypothèse.

Désormais, nous disposons de davantage d'années d'expérience du mode de calcul utilisé pour estimer le nombre de transactions depuis 1995, et nous pouvons comparer son résultat à d'autres sources (notamment les résultats de Fidji<sup>20</sup> ou ceux extractibles de Filocom<sup>21</sup>) qui le confirment sous réserve d'une marge d'erreur de quelques pourcents. Cela nous conduit à privilégier la première hypothèse, et donc à considérer comme fiables les effectifs calculés à partir de 1995.

Pour les années 1992 à 1994, il resterait la possibilité que l'effectif fourni par Existan soit surestimé (ce qui entraînerait une sous-estimation du prix moyen). Néanmoins nous n'avons pas de raison explicite de le supposer, car en 1995 l'effectif fourni par Existan (516 000 mutations) est cohérent avec le résultat de notre calcul (532 000). De plus, le prix moyen fourni par Existan pour l'ensemble des années 1992 à 1999 est cohérent avec le prix moyen calculé en divisant le montant des transactions par le nombre de transactions : l'écart entre ces deux grandeurs ne dépasse pas 4% (hormis pour les années 1996 et 1997 où l'« effet portillon » mentionné ci-dessus crée une anomalie), et leur différentiel de croissance sur la période 1992-2000 est inférieur à 3% (graphique 10). Cela conduit donc à écarter l'hypothèse que l'effectif fourni par Existan soit surestimé.

**Graphique 10 : comparaison du prix moyen fourni par Existan et du prix moyen calculé comme le rapport du montant des transactions et de leur nombre.**



Le graphique 12 compare l'ancienne et la nouvelle version des nombres de transactions utilisés pour identifier une « tendance longue » de ces derniers.

## 2.2. Identification de la « tendance longue » du nombre de transactions

Pour identifier une « tendance longue », nous avons examiné la vitesse de rotation du parc, calculée comme étant égale au nombre de transactions de logements anciens divisé par le nombre de logements détenus par des particuliers<sup>22</sup>.

<sup>20</sup> Cf. <http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/nombre-de-ventes-immobilieres-soumises-aux-droits-a1105.html>.

<sup>21</sup> Cf. « Evaluation du nombre de mutations de logements à titre onéreux et gratuit par statut d'occupation », août 2014 ([http://cgedd.documentation.developpement-durable.gouv.fr/documents/cgedd/008187-02\\_rapport.pdf](http://cgedd.documentation.developpement-durable.gouv.fr/documents/cgedd/008187-02_rapport.pdf)) et « Statut d'occupation des logements achetés ou construits par des particuliers », juin 2007 ([http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/achat-vente-immobilier-par-statut-friggit\\_cle697558.doc](http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/IMG/doc/achat-vente-immobilier-par-statut-friggit_cle697558.doc)).

<sup>22</sup> Nous avons donc exclu les logements détenus par des personnes morales. Les logements HLM et les autres logements sociaux, ainsi que les logements détenus par des entreprises qui y logent leur personnel, sont très rarement vendus. Nous avons supposé que les autres logements détenus par des personnes morales étaient vendus surtout via les sociétés qui les détenaient (dans le cas des autres personnes morales) et, n'étant pas enregistrés par les conservations des hypothèques, étaient hors de notre champ. Pour calculer le nombre de logements détenus par des

La période postérieure à 2007, avec l'effondrement causé par la crise financière de 2009, apparaît historiquement anormale en termes de croissance des nombres de transactions. Pour dégager une « tendance longue » représentative d'une certaine « normalité historique », nous n'avons donc considéré que les années antérieures à 2008, donc les années 1967 et 1968 à 2007 (le montant des transactions n'ayant pu être reconstitué pour les années 1968 et 1969, le nombre des transactions n'a pas pu l'être non plus).

Ainsi, nous avons tenu compte des années 2001 à 2007 pour identifier une « tendance longue » dans le cas des nombres de transactions, alors que nous les avons exclues dans le cas du montant de transactions. Cela peut être discuté, cf. plus loin.

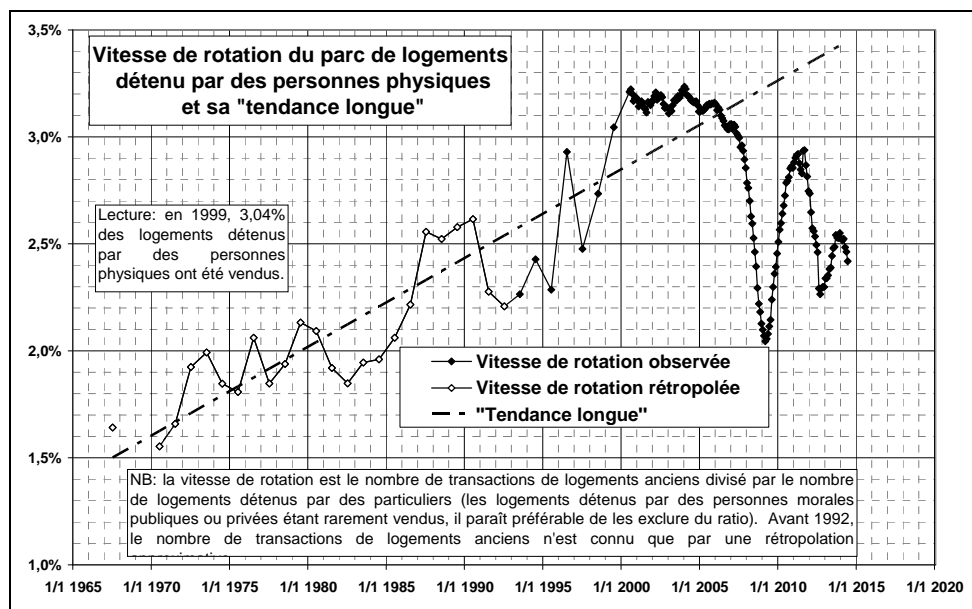
Sur la période 1967-2007, la vitesse de rotation a augmenté. Nous avons fait l'hypothèse – qui peut également être discutée - qu'elle continuera à augmenter.

Dans nos travaux précédents, nous avons supposé une progression géométrique du nombre de transactions (qui par ailleurs était reconstitué différemment, cf. § 2.1). La croissance tendancielle du nombre de transactions était de 3,73% par an. Celle de la vitesse de rotation, obtenue en déduisant la croissance du nombre de logements du parc détenu par les particuliers, était plus faible de 1 à 2% selon l'année considérée. Cf. graphique 12.

Nous préférons désormais supposer que la vitesse de rotation suit une progression non pas géométrique mais arithmétique. La raison en est qu'une progression géométrique entraînerait une accélération croissante de la rotation du parc que l'on n'a pas observée depuis 2000, bien au contraire puisque la vitesse de rotation a diminué.

Le résultat est que la variation arithmétique<sup>23</sup> de la vitesse de rotation du parc est de 0,04% par an. La variation géométrique<sup>24</sup> de la vitesse de rotation n'est pas constante. Elle est en moyenne de 1,7% par sur la période 1967 – 2007, mais plus élevée (2,5%) en début de période et plus faible (1,2%) en fin de période. Cf. graphique 11 et graphique 12.

**Graphique 11 : vitesse de rotation et sa « tendance longue »**

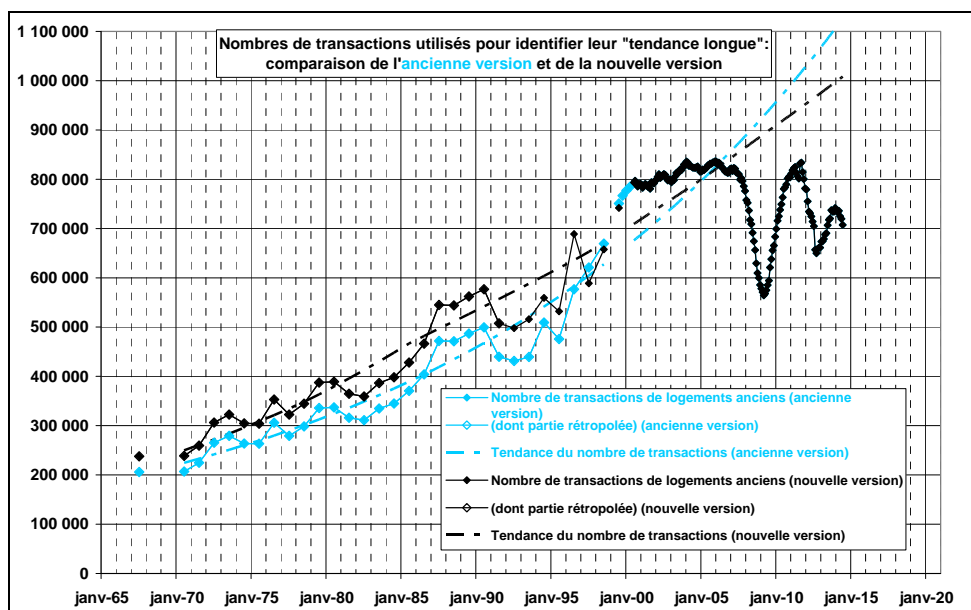


particuliers, nous avons combiné les données figurant dans le compte du logement (années 1982 à 2012), le recensement de la population 1971 et les enquêtes logement 1970, 1973, 1978 et 1984, en interpolant ou extrapolant là où cela était nécessaire.

<sup>23</sup> Différence de deux valeurs espacées d'un an.

<sup>24</sup> Rapport de deux valeurs espacées d'un an, moins 1.

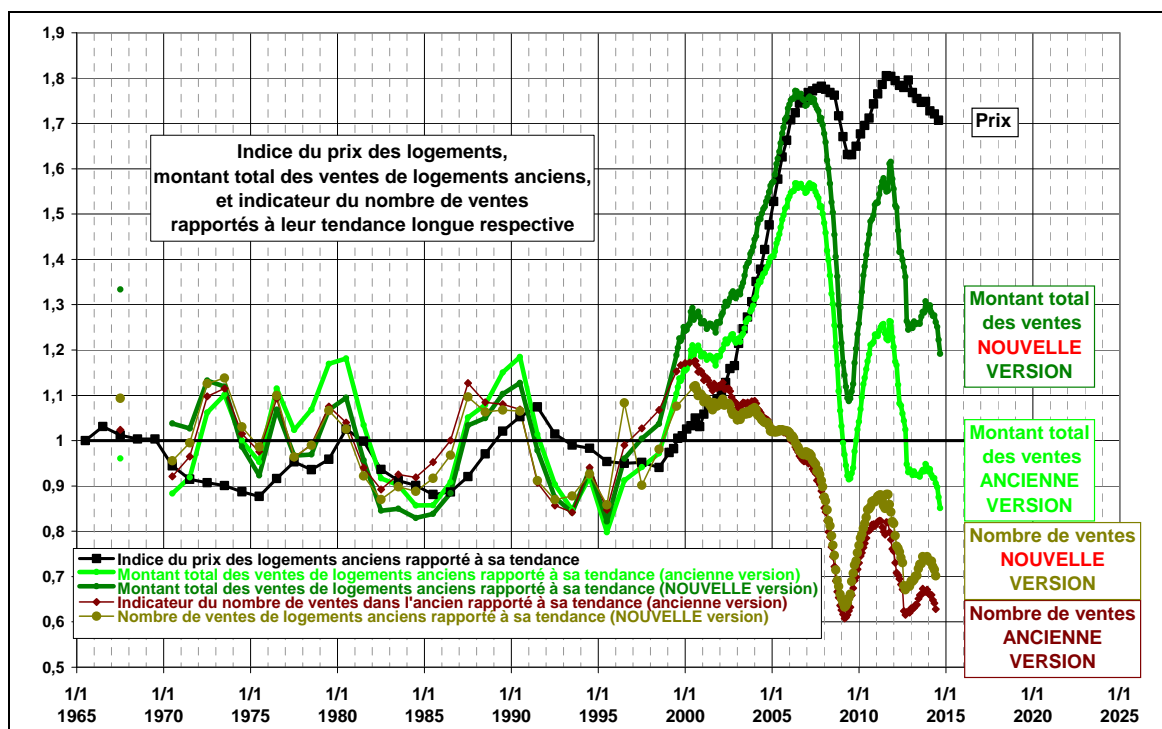
**Graphique 12 : comparaison de l'ancienne et de la nouvelle version des nombres de transactions utilisés pour identifier une « tendance longue »**



### 3. Résultats

Les changements de mode de calcul décrits ci-dessus conduisent à réviser comme indiqué sur le graphique 13 l'écart du montant des transactions et du nombre de transactions de logements anciens par rapport à la « tendance longue ».

**Graphique 13 : effet de la révision de la « tendance longue » du montant et du nombre des transactions de logements anciens**



Source : cf. § 1.1 de <http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/prix-immobilier-evolution-1200-a1048.html>.

Le nouveau mode de calcul, comme l'ancien, s'appuie sur un ensemble d'hypothèses qui peuvent être discutées.

### 4. Discussion

#### 4.1. Discussion de l'hypothèse de poursuite de la croissance de la vitesse de

## rotation

Par notre choix des « tendances longues » pour le montant comme pour le nombre des transactions de logements anciens<sup>25</sup>, nous avons supposé implicitement que la vitesse de rotation du parc continuera d'augmenter tendanciuellement dans les prochaines années au même rythme que de 1967 à 2000 ou 2007.

Ce choix peut être discuté, car la vitesse de rotation du parc ne pourra pas augmenter indéfiniment. Dans certains pays, comme le Royaume-Uni<sup>26</sup> ou les Etats-Unis<sup>27</sup>, elle est beaucoup plus élevée qu'en France, et on pourrait en conclure que notre pays a une marge de progression, mais a contrario dans d'autres pays comme l'Allemagne<sup>28</sup> elle est beaucoup plus faible.

Si nous avons fait le choix de supposer que la vitesse de rotation tendancielle du parc croît plus faiblement que précédemment à partir d'une certaine année, le montant et le nombre des transactions, rapportés à leur « tendance longue », apparaîtraient plus élevés.

### **4.2. Discussion du choix de l'agrégat régressé**

Nous avons choisi d'identifier la « tendance longue » par régression :

- du montant de transactions rapporté au revenu disponible des ménages dans le cas du montant des transactions,
- et de la vitesse de rotation dans le cas du nombre de transactions.

Ces choix peuvent bien sûr être discutés.

Le graphique 1 montre l'effet du choix du montant de transactions rapporté au revenu disponible but des ménages, plutôt qu'en monnaie constante, en supposant des progressions géométriques. Le montant des transactions rapporté à sa « tendance longue » en est augmenté de 18% en 2014.

Comme mentionné au § 1.2, il existe de bonnes raisons d'utiliser le montant des transactions de logements rapporté au revenu par ménage plutôt qu'en monnaie constante : on intègre ainsi la possibilité que la croissance future du pouvoir d'achat des ménages soit plus faible à l'avenir que sur la période 1970-2000.

Il apparaît également préférable de rapporter le montant des transactions au revenu disponible des ménages plutôt qu'au produit intérieur brut, puisque les logements sont achetés pour l'essentiel par les ménages et que ces derniers utilisent pour cela leur revenu.

Néanmoins, on pourrait également envisager d'utiliser le revenu des ménages de moins d'un certain âge (pour tenir compte de ce que les ménages jeunes achètent davantage que les ménages âgés), ou d'utiliser d'autres mesures du revenu que le revenu disponible<sup>29</sup>.

S'agissant du nombre de transactions, le choix de la vitesse de rotation semble s'imposer, mais la difficulté est ici, comme on l'a vu, de supposer que cette vitesse de rotation continue d'augmenter au rythme antérieur, alors que l'on sait qu'elle ne peut augmenter indéfiniment.

### **4.3. Discussion des autres hypothèses**

Les autres hypothèses effectuées portent sur les points suivants :

- pour la reconstitution du nombre de transactions passées :

<sup>25</sup> La croissance de la vitesse de rotation du parc et celle du montant des transactions rapporté au revenu des ménages sont en effet très proches : cf. annexe.

<sup>26</sup> En 2013, 1 074 000 biens immobiliers résidentiels neufs ou anciens ont été vendus au Royaume-Uni, contre 1 671 000 en 2006 (source : [https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/323126/2014\\_AUKPTS\\_circ.pdf](https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/323126/2014_AUKPTS_circ.pdf)) et 1 212 000 de septembre 2013 à août 2014 (source :

[https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/355918/UK\\_Tables\\_Sep\\_2014\\_cir.xls](https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/355918/UK_Tables_Sep_2014_cir.xls)).

Au premier semestre 2014, 100 000 ont été vendus chaque mois, ce qui conduirait à un effectif annuel de 1 200 000 sur l'ensemble de l'année 2014. Cet effectif inclut une partie des 134 000 logements neufs achevés en 2013. Si l'on estime à 1 100 000 le nombre de transactions pour les seuls logements anciens, la vitesse de rotation des 27,9 millions de logements britanniques ressort à 3,9%. En France, les 720 000 transactions de logements anciens constatées en 2013 représentaient 2,1% des 34,5 millions de logements du parc. La vitesse de rotation du parc serait donc presque deux fois plus élevée au Royaume-Uni qu'en France.

<sup>27</sup> Selon la National Association of Realtors (<http://www.realtor.org/research-and-statistics>), 5,2 millions de logements anciens ont été vendus aux Etats-Unis d'octobre 2013 à septembre 2014, soit 3,9% des 133 millions de logements du parc : la vitesse de rotation du parc serait donc, aux Etats-Unis comme au Royaume-Uni, presque deux fois plus élevée qu'en France.

<sup>28</sup> En 2013, 555 000 logements neufs et anciens ont été vendus en Allemagne (source : échanges de courriels avec Gewos <http://www.gewos.de/>, qui ne précise pas la répartition entre logements neufs et logements anciens). 211 000 logements neufs ont été achevés en 2013 en Allemagne, dont seule une partie a donné lieu à vente du logement (le solde étant construit par un maître d'ouvrage sur un terrain lui appartenant). Il y aurait donc eu environ 400 000 ventes de logements anciens en Allemagne, soit 55% seulement des 720 000 logements anciens vendus en France la même année, alors que le nombre de ménages est 42% plus élevé en Allemagne (40,9 millions contre 28,7 millions en France). La vitesse de rotation du parc serait donc 60% plus faible en Allemagne qu'en France.

<sup>29</sup> Par exemple n'incluant pas les loyers imputés des propriétaires occupants, qui sont inclus dans le revenu disponible mais qui peuvent difficilement être affectés à l'achat d'un logement.

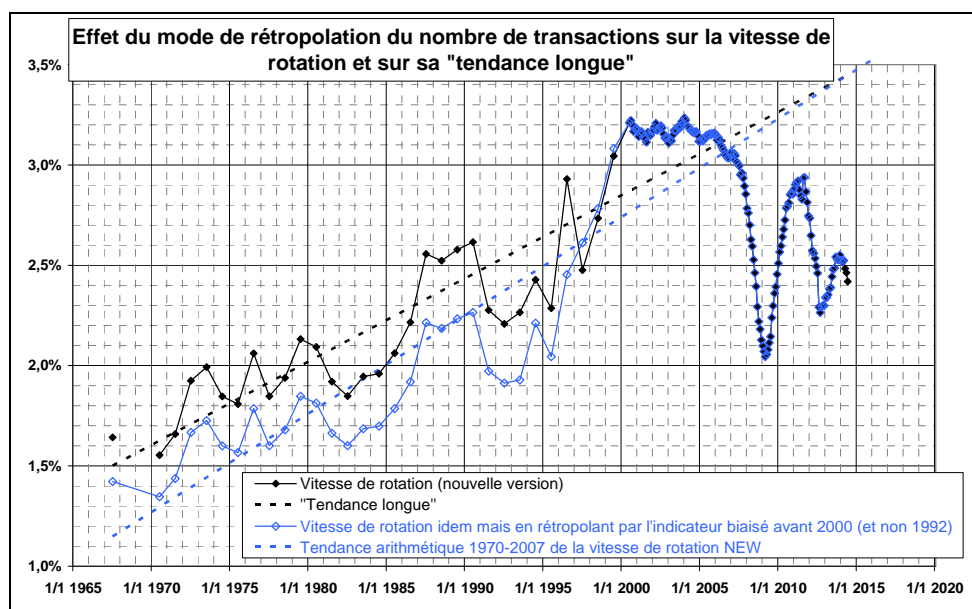
- choix de la période de rétropolation du nombre de transactions (nous avons rétropolé par l'indicateur biaisé uniquement avant 1992, et non avant 2000 comme nous le faisons précédemment) (cf. § 4.3.1);
- choix de retenir l'hypothèse de biais nul de l' « indicateur biaisé » (cf. § 4.3.2);
- pour l'identification de la « tendance longue » :
  - choix de la période sur laquelle la régression est effectuée (nous avons retenu 1967-2000 pour le montant des transactions mais 1967-2007 pour le nombre de transactions) (cf. § 4.3.3);
  - choix d'une progression arithmétique ou géométrique (c'est-à-dire, régression des agrégats ou de leur logarithme) (nous avons retenu des progressions arithmétiques tant pour le montant des transactions rapporté au revenu des ménages que pour la vitesse de rotation) (cf. § 4.3.4).

La sensibilité du résultat qui nous intéresse ici – à savoir la position actuelle du nombre et du montant des transactions par rapport à leur « tendance longue » - aux différences hypothèses peut être estimée.

#### 4.3.1. Choix de la période de rétropolation du nombre de transactions

Si l'on avait conservé le mode précédent de rétropolation du nombre de transactions (en utilisant l'indicateur biaisé avant 2000, et non avant 1992), la « tendance longue » du nombre de transactions serait modifiée mais la position du nombre de transactions par rapport à cette tendance le serait peu, surtout pour les années 2005-2015 : graphique 14.

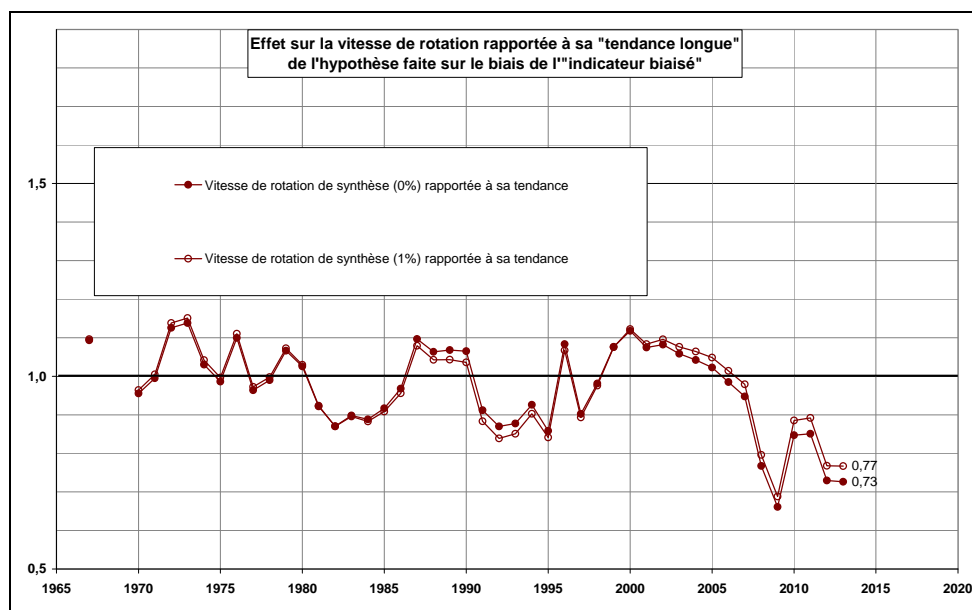
**Graphique 14 : effet du mode de rétropolation du nombre de transactions sur la vitesse de rotation et sur sa « tendance longue »**



#### 4.3.2. Choix du biais de l' « indicateur biaisé » du nombre de transactions

L'hypothèse effectuée sur le biais de l' « indicateur biaisé » a un également impact limité sur le résultat : en 2013, l'écart du nombre de transactions par rapport à sa « tendance longue » (égal à celui de la vitesse de rotation par rapport à sa « tendance longue ») passe de 27% à 23% si ce biais retenu est de 1% par an au lieu de 0% par an : graphique 15.

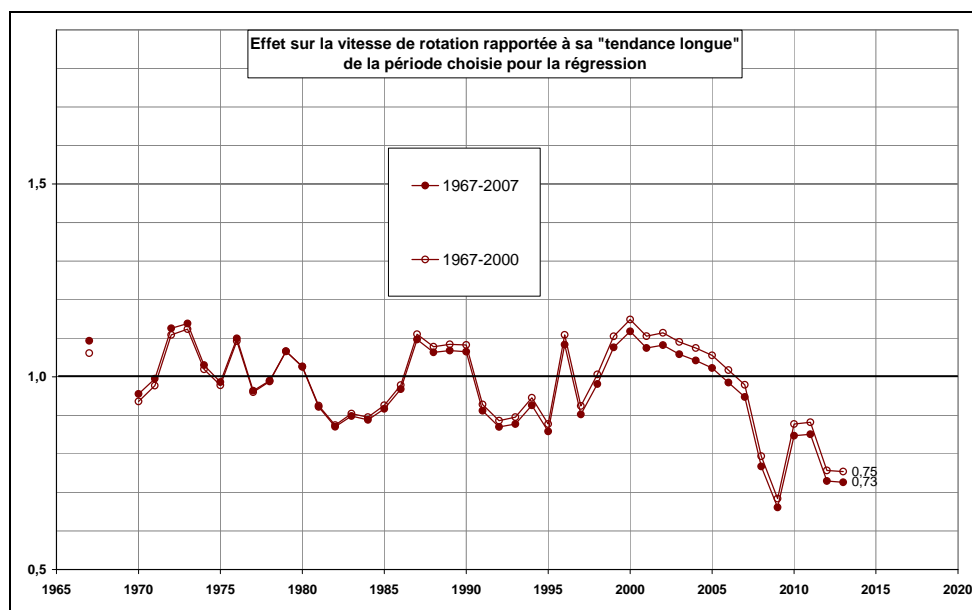
**Graphique 15 : effet sur la vitesse de rotation rapportée à sa « tendance longue » de l'hypothèse faite sur le biais de l' « indicateur biaisé ».**



#### 4.3.3. Choix de la période de régression

S'agissant de la période sur laquelle est effectuée la régression qui permet d'identifier la « tendance longue », nous avons choisi 1967-2000 pour le montant des transactions mais 1967-2007 pour le nombre de transactions. Si nous avions choisi 1967-2000 pour le nombre de transactions, l'effet sur le résultat aurait été limité : le nombre de transactions serait en 2013 inférieur de 25%, au lieu de 27%, par rapport à sa « tendance longue » : graphique 16.

**Graphique 16 : effet sur la vitesse de rotation rapportée à sa « tendance longue » de la période choisie pour la régression**



Ainsi, les trois hypothèses qui précèdent ont chacune un effet réduit sur le résultat. Même leur cumul a un effet relativement limité, faisant passer l'écart du nombre de transactions par rapport à sa « tendance longue » en 2013 de 27% à 21%.

#### 4.3.4. Choix d'une tendance en progression arithmétique ou géométrique

En revanche, le choix du type de tendance – en progression arithmétique ou géométrique – influe nettement sur le résultat : l'écart du montant de transactions par rapport à sa « tendance longue » passe de 2% à 19% en décembre 2014 si l'on choisit une tendance en progression arithmétique plutôt que géométrique (graphique 2).

## 5. **Conclusion : les résultats doivent être utilisés en toute connaissance des marges d'erreur et d'appréciation**

S'agissant de la reconstitution des valeurs passées, la marge d'erreur est faible s'agissant des montants de transaction mais elle est élevée sur les nombres de transactions. C'est pourquoi les nombres de transactions que nous avons reconstitués avant 1992 ne doivent être considérés que comme des auxiliaires pour le calcul de la « tendance longue » et de l'écart par rapport à cette dernière.

Ils s'établissent comme indiqué dans le tableau 1.

**Tableau 1 : nombre de transactions de logements anciens reconstitué avant 1992**

Année	Nombre de transactions de logements anciens
1967	238 000
1968	-
1969	-
1970	239 000
1971	259 000
1972	306 000
1973	323 000
1974	305 000
1975	304 000
1976	353 000
1977	322 000
1978	345 000
1979	388 000
1980	389 000
1981	365 000
1982	359 000
1983	386 000
1984	398 000
1985	428 000
1986	466 000
1987	545 000
1988	544 000
1989	562 000
1990	577 000
1991	508 000
1992	498 000

Les effectifs sont arrondis au millier mais la marge d'erreur est très supérieure.

Cette série d'effectifs se connecte à celle reconstituée à partir de 1992 selon la méthode décrite dans la note <http://www.cgedd.developpement-durable.gouv.fr/nombre-et-montant-des-ventes-a1003.html> et dont le résultat est publié dans le fichier <http://www.cgedd.fr/nombre-vente-maison-appartement-ancien.xls>.

Une fois résolue ou supposée résolue la question de la reconstitution des valeurs passées, il existe des marges d'appréciation considérables sur le choix de la « tendance longue ». Non seulement l'extrapolation dans le futur de la « tendance longue » constatée sur le passé peut être discutée, mais la régression dont est issue cette dernière peut être effectuée de plusieurs manières, et le résultat peut dépendre sensiblement des choix effectués.

## Annexe: la vitesse de rotation et le montant des transactions rapporté au revenu des ménages devraient tendanciellement évoluer à des rythmes très voisins

Cf. note infrapaginale 25.

Le nombre de transactions de logements anciens est égal au montant de ces transactions divisé par leur prix moyen, et le nombre de ménages est par définition égal au nombre de résidences principales.

La vitesse de rotation du parc, égale au nombre de ventes de logements anciens divisé par le nombre de logements, peut donc s'écrire :

$$\begin{aligned} \text{Vitesse de rotation} &= \frac{\text{nombre de transactions}}{\text{nombre de logements}} = \frac{\text{montant total des transactions}}{\text{prix moyen} \times \text{nombre de logements}} \\ &= \frac{\text{montant total des transactions}}{\text{revenu des ménages}} \times \frac{\text{revenu par ménage}}{\text{prix moyen par logement}} \times \frac{\text{nombre de ménages}}{\text{nombre de logements}} \end{aligned}$$

ou encore :

$$\text{Vitesse de rotation} = \frac{\frac{\text{montant total des transactions}}{\text{revenu des ménages}}}{\frac{\text{indice du prix des logements}}{\text{revenu par ménage}}} \times \frac{\text{indice du prix des logements}}{\text{prix moyen par logement}} \times \frac{\text{nombre de résidences principales}}{\text{nombre de logements}}$$

Sur le passé, le prix moyen des logements a augmenté sur le long terme approximativement comme l'indice du prix des logements, et on n'a pas de raison de penser qu'il en aille très différemment à l'avenir. Le quotient  $\frac{\text{indice du prix des logements}}{\text{prix moyen par logement}}$  devrait donc rester approximativement constant.

Par ailleurs, sur le passé, le nombre de résidences principales a représenté une proportion très stable du nombre de logements<sup>30</sup>, et on n'a pas de raison non plus de penser qu'il en aille très différemment à l'avenir. Le quotient  $\frac{\text{nombre de résidences principales}}{\text{nombre de logements}}$  devrait donc lui aussi rester approximativement constant.

De 1965 à 2000, l'indice du prix des logements est resté approximativement constant, et nous estimons que l'envolée du prix des logements depuis 2000 constitue une exception par rapport à cette tendance et ne devrait pas perdurer, la seule question étant le rythme auquel le retour vers la tendance 1965-2000 s'effectuera. Le quotient  $\frac{\text{indice du prix des logements}}{\text{revenu par ménage}}$  est donc tendanciellement stable.

Ainsi, les croissances tendanciennes de la vitesse de rotation et du montant des transactions rapporté au revenu des ménages devraient être voisines.

---

<sup>30</sup> Egale à 86% en 1960 et 84% en 1973 (source : recensements de la population, cités dans « Le logement des français », P. Longone, Populations et sociétés, INED, septembre 1975, numéro 83), et 82% en 1985 et 83% en 2013 (source : compte du logement). Les logements qui ne sont pas des résidences principales sont les résidences secondaires et les logements vacants.