

*Le marché de la santé en Algérie :
existe-t-il une induction de la demande par l'offre ?
(Etude économétrique)*

Dr. BENHAMOUDA Youcef*
Ecole préparatoire de Tlemcen

Résumé :

L'hypothèse selon laquelle la consommation de soins résulterait d'une simple confrontation d'une offre et d'une demande sur un marché a fait l'objet de nombreux doutes par les économistes. Ils ont souligné l'importance des effets d'offres ceux-ci ayant un effet d'induction sur la demande. Cette étude représente une contribution dans ce champ de recherche on a essayé à travers montrer l'existence d'une demande induite sur le marché de la santé en Algérie et cela en se basant sur les techniques de l'économétrie et plus précisément les modèles à équations simultanées.

Mots clés : demande de soins, offre de soins, marché de la santé, induction de la demande, Algérie.

CODE JEL : I11

1. Introduction :

Depuis ci-longtemps les économistes avaient des doutes concernant l'hypothèse selon laquelle la consommation de soins résulterait de la simple confrontation d'une offre et d'une demande élastique sur un marché. Ils ont donc souligné l'importance des effets d'offre, ceux-ci ayant un effet d'induction sur la demande.¹

Après les travaux de Roemer² (1961) qui observa une corrélation entre le nombre de lits d'hôpitaux par habitant et le nombre de journées d'hospitalisation, c'est Evans³ (1974) qui été le premier à formuler l'hypothèse de la demande induite.

* L'école supérieure de management de Tlemcen – Algérie e-mail : youcef.magister@yahoo.fr

En Algérie et comme ailleurs dans le monde on constate un accroissement simultané du nombre des médecins et des niveaux des honoraires ce phénomène qui contredit l'hypothèse traditionnelle portant sur la diminution des prix du fait de l'augmentation de l'offre.

Notre étude a pour objectif de tester l'existence d'une demande induite en Algérie. On examine dans quelle mesure les variations de la densité médicale peuvent expliquer l'activité des médecins.

L'article est organisé de la façon suivante : on parlera dans un premier lieu du comportement rationnel d'un médecin, ensuite nous traitons la formulation de l'hypothèse de demande induite, nous présentons après les travaux antérieurs, et finalement on abordera la vérification de l'existence d'une induction de la demande par l'offre en Algérie.

2. Comportement rationnel du médecin :

Comme producteur de services de soins, le médecin peut être considéré comme un entrepreneur individuel, c'est-à-dire que son objectif principal s'agit de maximiser son profit en plus de la recherche de performances vis-à-vis d'un certain nombre de critères qui sont censés le concerner.⁴

Dans un modèle de concurrence monopolistique, le comportement du médecin est déterminé en termes d'offre de travail/loisir étendu : la demande induite apparaît sous la forme d'un élément supplémentaire dans la fonction d'utilité du médecin. (Le pouvoir discrétionnaire sur la fonction de demande du patient).

On suppose que le médecin effectue son choix sur deux biens, le « loisir » le bien (X) et le « revenu » (Y) la fonction d'utilité s'écrit : $U = f(x,y)$; x,y étant les quantités des biens X et Y .

Cette fonction présente toutes les caractéristiques habituelles d'une fonction d'utilité c'est-à-dire $U'_x > 0$ $U''_x < 0$; $U'_y > 0$ $U''_y < 0$.

Il est supposé aussi que le médecin est libre de moduler la quantité d'heures de travail qu'il effectue chaque année. Chacune de ces heures lui est payée à un salaire w . Le revenu total dont il dispose Y dépend du nombre d'heures de travail N effectuées et d'un revenu $Y_0 \geq 0$ indépendant de son niveau d'activité (il peut être par exemple de loyers, d'allocations familiales...etc)⁵ donc $= w \cdot N + Y_0$.

Supposant que Z est le nombre d'heures annuelles de loisir soit ($N + Z = T$) T étant le nombre d'heures disponibles pendant la période considérée (l'année) pour le loisir ou le travail.

Sur le graphique (01) la « quantité de loisir » est représentée sur l'axe des abscisses orientée positivement et également la « quantité d'heures de travail offertes » comptée négativement à partir du point d'abscisse T . Soit l'équation de la droite de budget est : $Y = w \cdot (T - Z) + Y_0$

Pour $Z = 0$ (soit $N = T$) $Y = w \cdot T + Y_0$

Pour $n = 0$ (soit $T = Z$) $Y = Y_0$

Prenant en compte le tracé habituel des courbes d'indifférence revenu-loisirs, le point de tangence M entre la droite de budget et la courbe d'indifférence la plus élevée définit l'équilibre du médecin ; l'ordonnée du point M mesure le revenu obtenu (NM) par le consommateur et sur l'axe des abscisses on lit la quantité de loisirs demandée ($OZ = ON$) et la quantité d'heures de travail offertes (TN) avec $(ON + NT) = OT$.

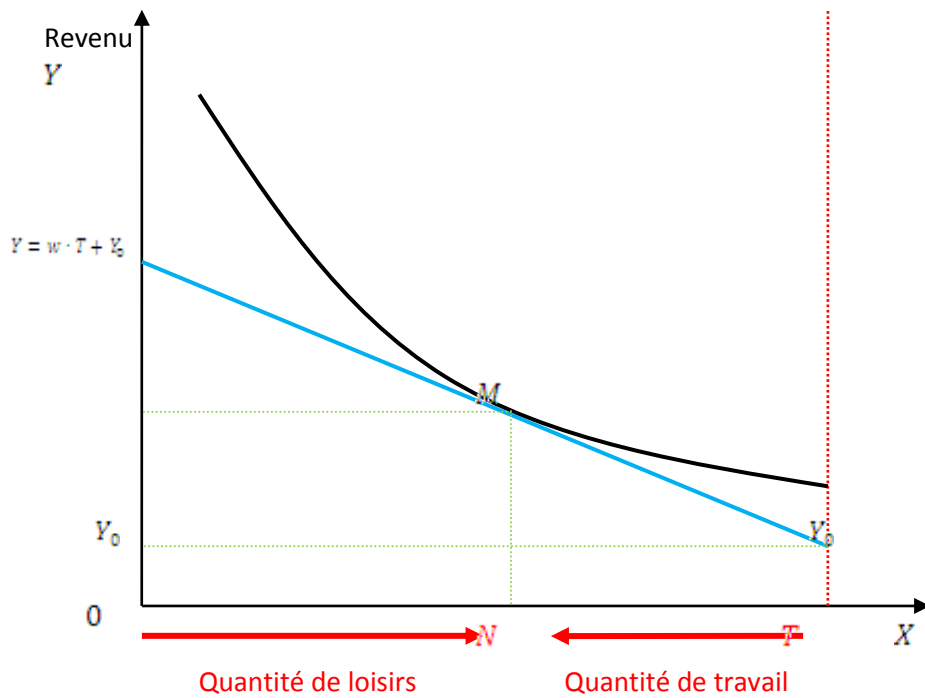


Figure (01) : courbe d'indifférence revenu/loisirs et équilibre du médecin⁶

Les cahiers du MECAS..... N° 13/ Juin 2016

Parmi les déterminants de l'offre dans ce cas d'analyse on trouve la variation du salaire. Si par exemple le salaire s'accroît le médecin va automatiquement diminuer la demande de loisirs et augmenter l'offre de travail (effet de substitution). Mais il apparaît aussi un effet de revenu car l'accroissement du salaire rend le médecin plus riche et il va demander davantage de loisir.⁷

L'effet de revenu joue donc en sens inverse de l'effet de substitution ; si l'effet de substitution est dominant (graphique 2) l'accroissement du salaire entraîne une augmentation de l'offre de travail, et si l'effet de revenu est dominant (graphique 3) l'offre du travail est fonction décroissante du niveau de salaire (on est en présence d'une courbe de travail anormale).

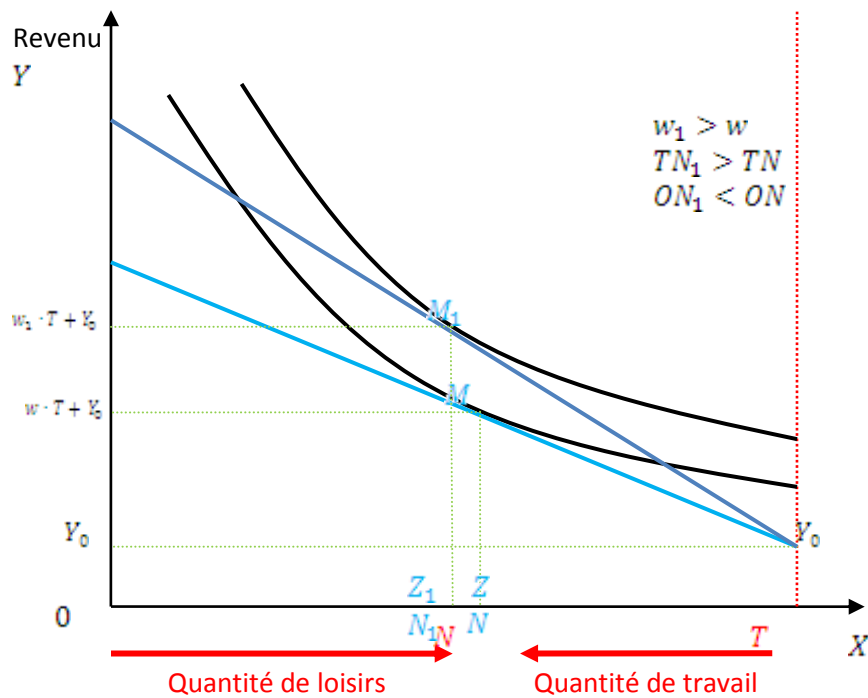


Figure (2) : effet de substitution dominant : diminution de la demande de loisirs et augmentation de l'offre de travail lorsque le salaire s'accroît.⁸

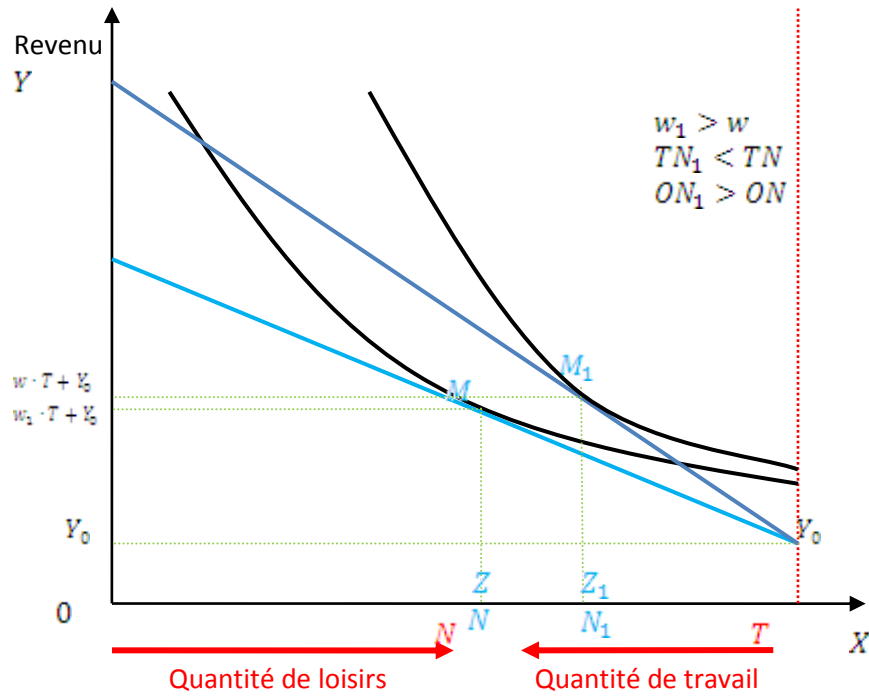


Figure (3) : effet de revenu dominant⁹

Donc en général et de manière classique, l'utilité est une fonction croissante du revenu et décroissante du temps de travail (croissante du temps de loisirs). Mais elle est aussi une fonction décroissante du pouvoir d'induction, en raison du coût psychologique résultant de l'éloignement des normes éthiques.

3. Formulation de l'hypothèse de demande induite :

La version initiale du modèle de l'induction de la demande prédit qu'une intensification de la concurrence conduira le médecin à augmenter son volume d'activité en exerçant son pouvoir discrétionnaire sur les volumes plutôt qu'à baisser ses tarifs.

La définition retenue pour la demande induite est celle de Rice¹⁰ : « la demande induite correspond à la mesure dans laquelle un médecin peut recommander et imposer une prestation de service médical différente de celle que le patient choisirait s'il détenait la même information que lui ».

Et afin d'examiner la validité de l'hypothèse de demande induite il faut pouvoir en tester ses prédictions par rapport à un modèle de référence de type néo-classique. Les prédictions sont représentées à partir des graphiques suivants¹¹:

Cas (01) :

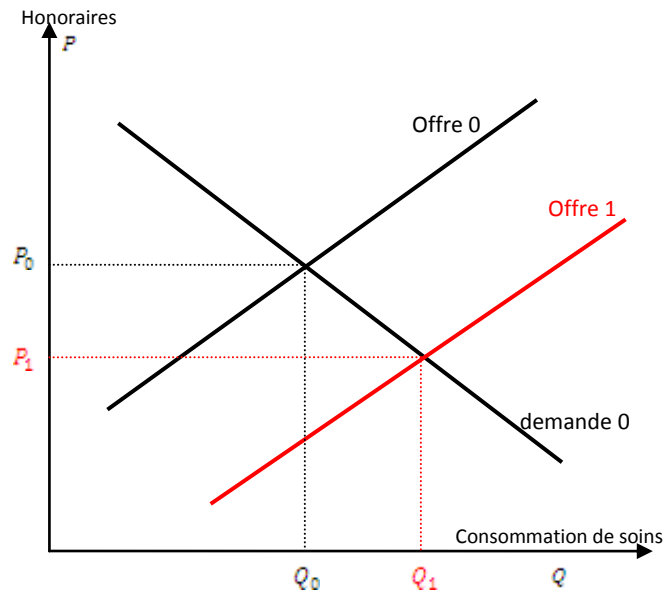


Figure (4) : cas 01 effet néoclassique simple

Selon la théorie néoclassique l'augmentation du nombre de médecins par habitant (offre 0 à offre 1) provoque une baisse du niveau des honoraires (P_0 à P_1) entraînant une plus grande consommation de soins de santé (Q_0 à Q_1).

Cas (02) :

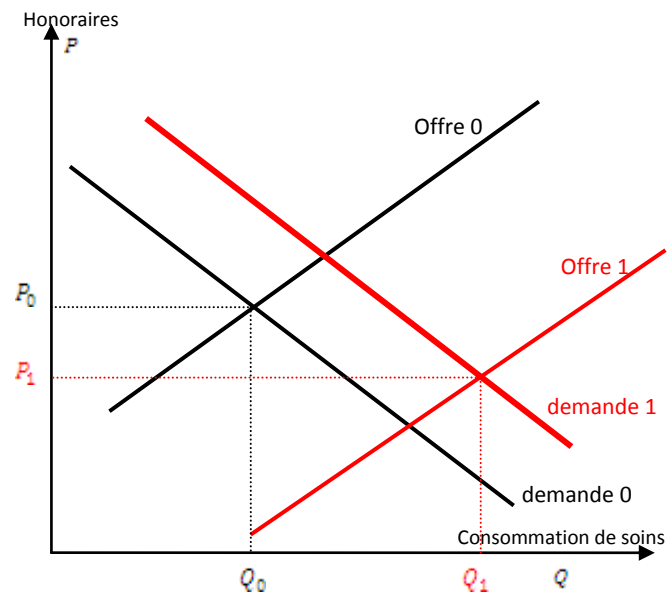


Figure (05) : cas (2-a) effet demande induite (faible)

Le modèle de demande induite se caractérise par le pouvoir discrétionnaire que dispose le médecin lui permettant de récupérer la perte du revenu dû à l'augmentation de la densité médicale ce qui est traduit graphiquement par un déplacement de la courbe de demande vers la droite et là en distingue deux situations : si la demande induite est modéré (figure (05) cas (2-a)) le déplacement ne suffit pas à rétablir les honoraires à leur niveau initial.

Par contre, si elle est forte (figure (05) cas (2-b)) le déplacement permet d'augmenter simultanément la consommation et les honoraires.

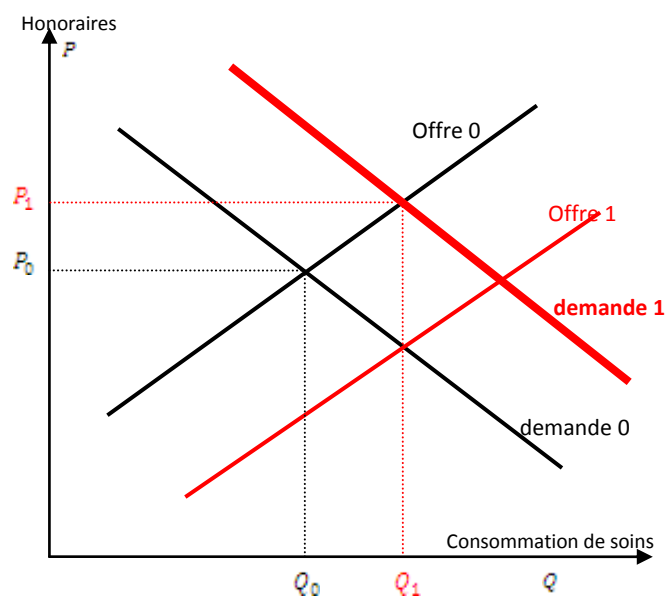


Figure (06) : cas (2-b) effet demande induite (forte)

Donc le résultat qui permettrait de rejeter de manière définitive l'utilisation du modèle néoclassique pour l'analyse du marché de la santé serait de trouver une relation de même sens entre densité médicale et niveau des honoraires, toutes choses égales par ailleurs.

4. Etudes antérieures :

❖ **Les travaux de Fuchs et Kramer¹² :**

Parmi les premières études focalisant sur le phénomène de l'induction de la demande, les travaux de Fuchs et Kramer ont utilisé les données de trente-trois états américains représentant 90% de la population du pays. L'estimation a été effectuée à l'aide d'un système de quatre équations structurelles. Les variables endogènes étaient simultanément : le nombre de consultations par habitant, la densité de médecin par habitant, l'activité par médecin, et le niveau d'indemnités individuelles d'assurance maladie.

Les variables exogènes étaient les prix, le niveau de couverture sociale, la densité médicale, le revenu par habitant et le nombre de lits d'hôpitaux. Le modèle a été identifié par l'utilisation de doubles moindres carrés.

Cette étude a montré qu'une augmentation de 10% de la densité médicale entraînerait une augmentation de 3 à 5% du volume des consultations à prix constant. Selon Fuchs¹³ cette étude souffre de limites méthodologiques car des problèmes de données peuvent se poser, le phénomène de mobilité géographique des patients n'est pas pris en compte, la quantité de soins est mal mesurée.

❖ **Les travaux de Sloan¹⁴ :**

Sloan a formulé son modèle en utilisant les données de Panel, avec des données agrégées d'états américaines sur quatre ans (1967-1970) le choix de cette période est dû à l'introduction du contrôle des prix en 1970. A cet effet il a examiné des données de l'American Medical Association.

La variable endogène était le prix des soins par différents types d'interventions. Selon Sloan une augmentation du stock de praticiens se traduit par une croissance modérée des honoraires.

Les difficultés appréciées sont les suivantes : l'étude a porté sur des revenus officiellement auto déclarés qui sont fortement sous-estimés. Aussi la variance de la variable explicative « la densité médicale » été faible sur la période.

❖ **Les travaux de Cromwell et Mitchell¹⁵ :**

En se basant sur les travaux de Fuchs les auteurs Cromwell et Mitchell retiennent comme unité d'observation l'unité élémentaire de recensement (360 unités pour les États-Unis à partir de l'enquête annuelle santé sur la période (1969 – 1976). Les transferts entre zones sont en grande partie contrôlés.

Les variables à expliquer incluent les ratios de chirurgien par habitant, les taux d'interventions chirurgicales et le niveau des honoraires. Les résultats montrent qu'une augmentation de 10% du nombre de chirurgiens par habitant conduit à une augmentation de 1% des opérations chirurgicales et de 1% des honoraires.

Et les résultats montrent aussi qu'il ne semble pas exister de création de demande dans les zones rurales, à la différence des zones urbaines et que les honoraires y sont plus bas. Selon cette étude l'effet de l'induction semble réduit mais cela est peut-être dû au choix des variables car l'induction porte plus sur les soins annexes comme les consultations préopératoires et post-opératoires.

❖ **Les travaux de Wilensky et Rossiter¹⁶ :**

Sachant qu'au marché de la santé on peut distinguer entre deux types de demande, une demande relevant de la visite initiale du patient, et une demande secondaire venant soit d'une deuxième consultation, soit d'actes effectués par le médecin lui-même ou par d'autres. Cette demande secondaire englobe une partie due à des raisons strictement médicales et une autre partie due aux objectifs personnels du médecin produisant le phénomène de l'induction. Les travaux de Wilensky et Rossiter portent sur l'estimation de la probabilité de consulter tout en distinguant entre les consultations initiées par le patient et celles demandées par le médecin. Le modèle a utilisé des données en coupe sur 14000 ménages de l'enquête nationale américaine sur les soins de santé de 1977. Le résultat obtenu montre que la densité médicale influe sur la probabilité de consultation initiée par le médecin mais avec une élasticité très faible (0,06).

5. Vérification de l'existence d'une induction de la demande par l'offre en Algérie :

Avant de présenter quelques statistiques et indicateurs du marché de la santé en Algérie, il est intéressant de signaler qu'au niveau micro-économique le taux de croissance de l'activité du médecin i pour une année (act_{it} ou Q_{it}) dépend du multiple facteurs. Certains ont une relation avec la demande adressée au médecin il s'agit par exemple de l'évolution du revenu disponible des ménages, de progrès technologique (innovations de produits conduisant à une demande révélée), le taux de couverture des dépenses de santé par les assurances.¹⁷

La demande adressée au médecin peut être aussi affectée par l'évolution de la densité médicale, la clientèle potentielle se répartit plus ou moins entre les différents praticiens installés dans la région.

D'autres facteurs de la consommation se rattachent aux mécanismes d'offre : le progrès technique peut affecter les coûts de production et donc le niveau optimal d'offre du médecin.

Un dernier facteur qui doit être pris en considération, c'est le comportement de demande induite lié à une éventuelle manipulation de la demande par le praticien. Et pour détecter un tel phénomène il convient de contrôler tous les autres facteurs de la consommation médicale. Voici quelques statistiques et indicateurs sur le marché de la santé en Algérie :

5.1. Présentation de certaines statistiques et indicateurs du marché de la santé en Algérie :

5.1.1. Evolution de nombre de praticien de la santé en Algérie :

année	spécialistes*		généralistes		dentistes		pharmaciens		ensemble	
	public	privé	public	privé	public	privé	public	privé	public	privé
2000	4 175	4 522	11 381	5 803	4 665	3 346	216	4 587	20 437	18 258
2001	4 315	4 861	11 686	5 915	4 626	3 580	185	4 778	20 812	19 134
2002	4 523	5 216	11 984	6 185	4 647	3 747	189	4 995	21 343	20 143
2003	4 659	5 238	12 209	6 226	4 639	3 804	187	5 502	21 694	20 770
2004	4 796	5 606	12 427	6 376	4 659	3 987	206	5 860	22 088	21 829
2006	5535	5913	13440	6 576	4 742	4 728	232	7 009	22 981	24 226
2008	6 901	6 645	19 197	6 548	5 888	4 803	507	7 513	32 493	25 509
2009	7 590	7032	19 197	6 598	6158	5 017	622	7 882	33 567	26 529
2010	8 284	7 491	20 667	6 764	6 491	5 223	624	8 764	36 066	28 242
2011	9457	7650	22140	6860	6737	5396	624	8764	38958	28670
2012	10442	8864	23516	6458	7035	5441	1000	9177	41993	29940

(*) Non compris les Professeurs, Docents, Maitres Assistants et Résidents au nombre de 13212 en 2010 et de 14551 en 2012

Tableau (01) : Evolution de nombre de praticien de la santé en Algérie
(2000 – 2012)¹⁸

5.1.2. Evolution de la densité médicale en Algérie :

Années	Population en milliers	Ratio de couverture (nombres de par habitant) unité : 10^{-3}				
		spécialistes	généralistes	dentistes	pharmaciens	ensemble
2000	30416	0.285959	0.564971	0.263365	0.157903	1.272264
2001	30879	0.301659	0.570125	0.265745	0.160720	1.293661
2002	31357	0.320204	0.579374	0.267665	0.165316	1.322751
2003	31848	0.325414	0.578703	0.265111	0.178635	1.333333
2004	32364	0.341997	0.581057	0.267165	0.187441	1.356852
2006	33481	0.341880	0.597728	0.282885	0.216262	1.410437
2008	34591	0.445434	0.744047	0.309023	0.231857	1.677852
2009	35268	0.480769	0.731528	0.316856	0.241138	1.703577
2010	35978	0.518672	0.762195	0.325626	0.260960	1.788908
2011	36717	0.465983	0.789889	0.330469	0.255689	1.841620
2012	37495	0.514933	0.799360	0.332778	0.271444	1.919385

Tableau (02) : évolution des ratios de couverture en praticiens (public et privé)¹⁹

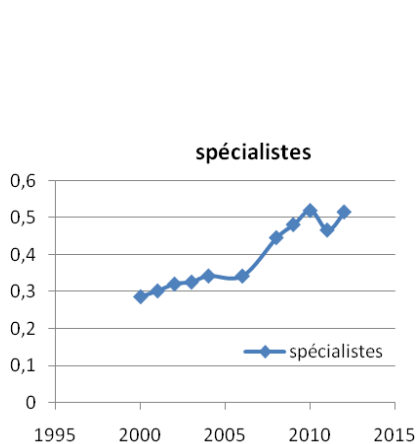


Figure (7) : évolution de la densité des spécialistes par habitant période (2000 – 2012)

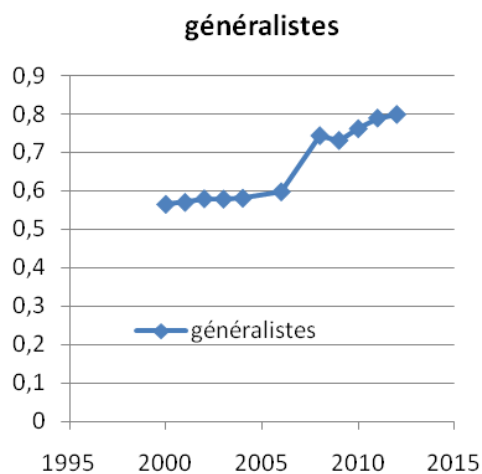


Figure (8) : évolution de la densité des généralistes par habitant période (2000 – 2012)

A partir des graphiques précédents on constate une augmentation simultanée de la densité des médecins

Les cahiers du MECAS..... N° 13/ Juin 2016

généralistes et des spécialistes le long de la période étudiée. Le même constat peut être fait concernant la densité des dentistes et des pharmaciens.

5.1.3. Evolution du nombre de structures publiques hospitalières selon le type :

Année	Hôpital Général (EPH/EH)	Etablissement Hospitalier Universitaire (EHU)	Centre Hospitalo Universitaire (CHU)	Etablissement Hospitalier Spécialisé (EHS)	La somme
2000	224	0	12	31	267
2001	230	0	12	32	274
2002	227	0	13	32	272
2003	230	0	13	32	275
2004	231	1	13	32	277
2005	232	1	13	32	278
2006	234	1	13	36	284
2007	240	1	13	54	308
2008	194	1	13	57	265
2009	197	1	13	61	272
2010	198	1	13	64	276
2011	196	1	14	63	274
2012	197	1	14	66	278

Tableau (03) : Evolution du nombre de structures publiques hospitalières en Algérie selon le type période (2000 – 2012)²⁰

5.1.4. Evolution du nombre de structures privées de santé

Année	Cliniques Médico Chirurgicales	Cliniques Médicales	Cabinets de Consultations Spécialisées	Cabinets de Consultations Généralistes	Cabinets de Chirurgie Dentaire	Laboratoires d'Analyses Médicales
2000	-	-	-	-	-	212
2001	-	-	-	-	-	206
2002	-	-	-	-	-	232
2003	127	17	4700	5996	3755	140
2004	134	19	4844	6068	3920	204
2005	151	23	4573	5990	3832	267
2006	160	24	4962	6102	3930	278
2007	165	23	5095	6205	4120	286
2009	198	-	5904	6206	4909	-
2010	205	29	6208	6315	5105	-
2011	217	33	6457	6334	5249	-
2012	224	38	6776	6335	5368	514

Tableau (04) : évolution du nombre des structures privées de santé²¹

5.1.5. Evolution du nombre de lits des structures publiques hospitalières :

Année	Hôpital général	Etablissement Hospitalier Universitaire EHU	Centre Hospitalo Universitaire – CHU	Etablissement Hospitalier Spécialisé - EHS	La somme
2000	34808	0	13087	6416	54311
2001	33934	0	13465	6261	53660
2002	34056	0	13236	5960	53252
2003	34228	0	13465	6046	53739
2004	37281	0	13262	6222	56765
2005	33837	740	13837	6046	54460
2006	33977	740	12697	7306	54720
2008	33716	600	12815	9932	57063
2009	33 665	608	13042	10475	57790
2010	35218	679	12501	10824	59222
2011	34724	709	12881	10816	59130
2012	34705	759	12312	10863	58639

Tableau (05) : évolution du nombre de lits des structures publiques hospitalières en Algérie période (2000 – 2012)²²

5.1.6. Evolution des ratios de couverture en lits dans les structures publiques hospitalières (habitants/lit) :

Année	Etablissement Public Hospitalier EPH	Etablissement Hospitalier Universitaire – EHU	Centre Hospitalo Universitaire – CHU	Etablissement Hospitalier Spécialisé - EHS
2000	874	-	2324	4741
2001	910	-	2293	4932
2002	921	-	2369	5261
2003	930	-	2365	5268
2004	868	-	2440	5202
2005	972	44468	2378	5443
2006	985	45245	2637	4583
2008	1026	57652	2699	3483
2009	1048	58007	2704	3367
2010	1022	52987	2878	3324
2011	1057	51787	2850	3395
2012	1080	49401	3045	3452

Tableau (06) : Evolution des ratios de couverture en lits dans les structures publiques hospitalières (habitants/lit) en Algérie la période (2000 – 2012)²³

5.1.7. Evolution du nombre de consultations spécialisées, généralisées et d'urgences :

Années	Consultations spécialisées	Consultations générales	Consultations d'urgences	Total
2000	5477,773	20889,819	9894,075	36261,667
2001	5952,107	23032,507	9186,215	38170,829
2002	6311,650	24018,066	9234,395	39564,111
2003	7080,311	24860,051	10529,725	42470,087
2004	7058,191	24244,539	10733,019	42035,749
2005	7058,200	22430,200	12547,500	42035,900
2006	8112,383	38353,848	14452,187	60918,418
2009	9 290, 592	30522,140	19257,942	59070,674
2010	9 039 ,942	32 157,485	20 723,537	61 920,964
2011	10154,763	37978,838	22732,201	70865,802
2012	11516,415	42798,374	24941,224	79256,013
L'unité : 10 ³				

Tableau (07) : Evolution du nombre de consultations spécialisées, généralisées et d'urgences en Algérie période (2000 – 2012)²⁴

5.2. Identification du modèle économétrique :

5.2.1. Définition des variables du modèle :

Le modèle contient six variables comme suit :

NCH: Nombre de consultations par habitant (nombre de consultations/population).

RCL: ratios de couverture en lit (lit/habitant) évalué en 10⁻³.

NM: Nombre de médecins généralistes et spécialistes (publics et privés) évalué en milliers.

DM: densité des médecins généralistes et spécialistes (médecins par habitant) évalué en 10⁻³.

NSH: Nombre de structures hospitalières.

NL: Nombre de lits évalué en milliers.

5.2.2. Le système d'équations structurelles :

Selon les relations existantes entre les variables le système d'équations structurelles peut s'écrire :

$$NCH_t = a_0 + a_1 DM_t + a_2 NSH_t + \varepsilon_{1t} \quad [E1]$$

$$DM_t = b_0 + b_1 RCL_t + b_2 NSH_t + \varepsilon_{2t} \quad [E2]$$

$$NM_t = c_0 + c_1 NL_t + c_2 NCH_t + \varepsilon_{3t} \quad [E3]$$

5.2.3. Les conditions d'identifiabilité du modèle :

Le modèle comporte trois variables endogènes NCH, DM, NM soit $g = 3$ et trois variables exogènes : NSH, RCL, NL soit $k = 3$. Le modèle ne comporte pas de restriction linéaire de contrainte. Soit en appliquant les conditions d'identifiabilité les variables figurants dans chaque équation donnent : $g' = 1$ et $k' = 2$ (g' est le nombre de variables endogènes figurant dans une équation et k' le nombre de variables exogènes figurant dans une équation). Donc on aura pour chaque équation $g - 1 > g - g' + k - k'$ donc les trois équations sont sur-identifiées et le modèle peut être estimé.

5.2.4. Estimation du modèle :

Les méthodes d'estimation que nous pouvons utiliser dans le cadre des équations simultanées sont fonction du critère d'identifiabilité du modèle et puisque nos trois équations du modèle sont sur-identifiées la méthode à utiliser est : les doubles moindres carrés. En utilisant le logiciel Eviews les résultats obtenus étaient comme suit :

❖ L'équation [E1]:

$$NCH_t = 0,497756 + 1,568985 DM_t - 0,002248 NSH_t + \varepsilon_{1t} \quad [E4]$$

$$(0,524930) \quad (8,743703) \quad (-0,713947)$$

$$R^2 = 0,916495 \quad n = 11 \quad DW = 1,269224 \quad (.) \text{ t de Student}$$

❖ L'équation [E2]:

$$DM_t = 4,52586 - 2,309613 RCL_t - 0,004017 NSH_t + \varepsilon_{2t} \quad [E5]$$

$$(5,795198) \quad (-6,072385) \quad (-1,585510)$$

$$R^2 = 0,836340 \quad n = 11 \quad DW = 2,254304 \quad (.) \text{ t de Student}$$

❖ L'équation [E3]:

$$NM_t = -14,69713 + 0,196958 NL_t + 25,48621 NCH_t + \varepsilon_{3t} \quad [E6]$$

$$(-0,453946) \quad (0,278902) \quad (4,837808)$$

$$R^2 = 0,960254 \quad n = 11 \quad DW = 2,345418 \quad (.) \text{ t de Student}$$

5.2.5. *Résultats et discussion :*

❖ L'équation [E1]:

Les résultats de l'estimation de l'équation [E1] ont montré que le coefficient de détermination R^2 était égal à (0,916495) ce qui permet de juger la qualité de l'ajustement du modèle comme bonne et puisque le degré de liberté est faible il convient de corriger le R^2 afin de tenir compte du nombre relativement faible d'observations comparé du nombre de facteurs explicatifs et cela s'effectue par le calcul de R^2 corrigé fournit avec les résultats de calcul par l'Eviews²⁵ (R^2 ajusté = 0,895618). Nous observons la baisse du coefficient de détermination mais qui reste toujours satisfaisant.

Quant au test de Fisher on trouve $F = 43,93415$ avec une probabilité de 0,000048 cela veut dire que l'hypothèse H_0 (tous les coefficients sont nuls) n'est pas acceptée donc la régression est jugée significative.

Concernant le test (t) de Student on constate que la variable (DM) à un coefficient de régression significativement différent de zéro ce qui n'est pas le cas pour la variable (NSH) donc une modification de la densité médicale provoque une modification significative du nombre de consultation par habitant.

❖ L'équation [E2]:

D'après les résultats de l'estimation de l'équation [E2] on constate que le coefficient de détermination R^2 est égal à (0,836340) or que le R^2 corrigé est égal à (0,795425) ce qui permet de dire que la qualité de l'ajustement du modèle est bonne.

Le test de Fisher montre que²⁶ $F = 20,44091$ avec une probabilité de 0,000717 donc l'hypothèse que tous les coefficients sont nuls est rejetée et la régression est considérée comme significative.

Le test de Student permet d'affirmer que le coefficient de régression de la variable (RCL) est significativement différent de zéro et ce n'est pas le cas pour la variable (NSH) donc la variable (RCL) a une influence significative sur la densité des médecins.

❖ L'équation [E3]:

A partir de l'équation [E6] on constate que²⁷ $R^2 = 0,960254$ et R^2 ajusté est égal à (0,950318) ce qui confirme la bonne qualité de l'ajustement du modèle. On regardant la valeur de $F = 95,37806$ avec la probabilité de (0,000003) on peut confirmer que la régression est significative.

Les cahiers du MECAS..... N° 13/ Juin 2016

Selon le test de Student la variable (*NCH*) présente un coefficient significativement différent de zéro ce qui n'est pas le cas pour la variable (*NL*). Donc la variable (*NCH*) influence le nombre des médecins.

A partir des résultats précédents on peut confirmer l'hypothèse de l'existence d'une induction de la demande de santé (soins) par l'offre en Algérie.

6. Conclusion :

En se basant sur la variable explicative « densité médicale » les résultats obtenus par les économistes sont opposés, certains tel que Feldman et Sloan (1988) considèrent que la demande induite est très modérée. De l'autre côté Fuchs, Evans et Reindhardt pensent que la présence du phénomène d'induction est très significative. Dans ce contexte des économistes néo-classiques traditionnels font recours à des explications alternatives en termes d'imperfection de marché ou de qualité. Mais dans tous les cas l'hypothèse de l'induction de la demande par l'offre est vérifiée ça reste l'importance et le degré de cette induction qui demeurent difficiles à mesurer dans l'absence de données statistiques aussi précises et vastes. Cette étude représente une contribution dans ce champ de recherche on a ou à travers montrer l'existence d'une induction de la demande de soins par l'offre en Algérie et cela par le recours aux méthodes économétriques et plus précisément les modèles d'équations simultanées.

Références bibliographiques :

¹ ROCHAIX Lise, JACOBZONE Stéphane, « *L'hypothèse de demande induite : un bilan économique* », In : économie et prévision n° 129-130, 1997 – 3 – 4. Nouvelles approches micro-économiques de la santé, p 25.

² ROEMER M I, « *Bed supply and hospital utilization : a national experiment* », Hospitals, vol.35, 1961, PP 36 – 42.

³ EVANS R, « *supplier-induced demand : some empirical evidence and implications* », in Perlman M, « *The economics of health and medical care* », Willey and Sons , 1974, pp 163 - 173.

⁴ DARBON Sébastien, LETOURMY Alain, « *la micro-économie des soins médicaux doit-elle nécessairement être d'inspiration néoclassique ?* », In Sciences sociales et santé, volume 1, n° 02, 1983, P 38.

⁵ ABRAHAM-FROIS Gilbert, « *Introduction à la micro-économie* », Economica, 2004, P 162.

⁶ ABRAHAM-FROIS Gilbert, op.cit, P 162.

⁷ Le bien loisir n'est pas considéré comme un bien inférieur.

⁸ ABRAHAM-FROIS Gilbert, op.cit, P 162.

⁹ Ibid, P 163.

¹⁰ RICE T, « *The impact of changing medicare reimbursement rates on physician induced demand* », Medical care, vol 21, n° 8, PP 803-815.

¹¹ REINHARDT U, "*Comment on Sloan, F.A. and Feldman, R. Competition Among Physicians*" in *Competition in the Health Care Sector: Past, Present and Future*, ed. Greenberg W., Aspec Systems, Germantown, 1978.

¹² Fuchs V.R., Kramer M.J., "*Determinants of expenditures for physicians services in the united states (1948 – 1968)*", occasional paper, N° 117, National Bureau of Economic Research, 1972.

¹³ Fuchs V.R, "*Editorial, physician induced demand, a parable*", journal of Health Economics, vol 5, 1986, p 366.

¹⁴ SLOAN F., LORANT J.H., "*The allocation of physicians services: evidence on length of visit*", Quarterly Review of economics and business, vol.16, N 3, 1976, pp 85-103.

¹⁵ Cromwell J., Mitchell J., "*Physician-induced demand for surgery*", Journal of Health Economics, vol 5, 1986, pp 293-313.

¹⁶ Wilensky G et Rossiter L, « *the magnitude and determinants of physician initiated visits in the United States* », in *Health economics and health economics*, North Holand , 1981, pp 215-245.

¹⁷ DELATTRE Eric, DORMONT Brigitte, « *Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français : étude micro-économétrique sur données de Panel* », In *économie et prévision*, n° 142, 2000 – 1, P 148.

¹⁸ Situation démographique et sanitaire en Algérie (2000-2014), ministère de la santé, de la population et de la réforme hospitalière, direction de la population.

¹⁹ Ibid.

²⁰ Ibid.

²¹ Ibid.

²² Ibid.

²³ Ibid.

²⁴ Ibid.

²⁵ Voir l'annexe tableau 01.

²⁶ Voir l'annexe tableau 02.

²⁷ Voir l'annexe tableau 03.

Bibliographie :

ABRAHAM-FROIS Gilbert, « *Introduction à la micro-économie* », Economica, 2004.

Cromwell J., Mitchell J., "*Physician-induced demand for surgery*", Journal of Health Economics, vol 5, 1986.

DARBON Sébastien, LETOURMY Alain, « *la micro-économie des soins médicaux doit-elle nécessairement être d'inspiration néoclassique ?* », In *Sciences sociales et santé*, volume 1, n° 02, 1983.

DELATTRE Eric, DORMONT Brigitte, « *Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français : étude micro-économétrique sur données de Panel* », In *économie et prévision*, n° 142, 2000.

EVANS R, « *supplier-induced demand : some empirical evidence and implications* », in Perlman M, « *The economics of health and medical care* », Willey and Sons , 1974.

Fuchs V.R, “*Editorial, physician induced demand, a parable*”, journal of Health Economics, vol 5, 1986.

Fuchs V.R., Kramer M.J., “*Determinants of expenditures for physicians services in the united states (1948 – 1968)*”, occasional paper, N° 117, National Bureau of Economic Research, 1972.

Situation démographique et sanitaire en Algérie (2000-2014), ministère de la santé, de la population et de la réforme hospitalière, direction de la population.

REINHARDT U, “*Comment on Sloan, F.A. and Feldman, R. Competition Among Physicians*” in Competition in the Health Care Sector: Past, Present and Future, ed. Greenberg W., Aspec Systems, Germantown, 1978.

RICE T, « *The impact of changing medicare reimbursement rates on physician induced demand* », Medical care, vol 21, n° 8.

ROCHAIX Lise, JACOBZONE Stéphane, « *L’hypothèse de demande induite : un bilan économique* », In : économie et prévision n° 129-130, 1997 – 3 – 4. Nouvelles approches micro-économiques de la santé.

ROEMER M I, « *Bed supply and hospital utilization : a national experiment* », Hospitals, vol.35, 1961.

SLOAN F., LORANT J.H., “*The allocation of physicians services: evidence on length of visit*”, Quarterly Review of economics and business, vol.16, N 3, 1976.

Wilensky G et Rossiter L, « *the magnitude and determinants of physician initiated visits in the United States* », in Health economics and health economics, North Holand , 1981.

Annexes :

Estimation de l'équation 1 :

Dependent Variable: NCH
 Method: Two-Stage Least Squares
 Date: 10/04/16 Time: 15:45
 Sample: 2002 2012
 Included observations: 11
 Instrument specification: NSH RCL NL
 Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.497756	0.948235	0.524930	0.6139
DM	1.568985	0.179442	8.743703	0.0000
NSH	-0.002248	0.003149	-0.713947	0.4956
R-squared	0.916495	Mean dependent var		1.525351
Adjusted R-squared	0.895618	S.D. dependent var		0.324243
S.E. of regression	0.104757	Sum squared resid		0.087792
F-statistic	43.93415	Durbin-Watson stat		1.269224
Prob(F-statistic)	0.000048	Second-Stage SSR		0.087066
J-statistic	0.013070	Instrument rank		4
Prob(J-statistic)	0.908979			

Tableau 01 : estimation de l'équation E1

Estimation de l'équation 2 :

Dependent Variable: DM
 Method: Two-Stage Least Squares
 Date: 10/04/16 Time: 15:50
 Sample: 2002 2012
 Included observations: 11
 Instrument specification: NSH RCL NL
 Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.529586	0.781610	5.795198	0.0004
RCL	-2.309613	0.380347	-6.072385	0.0003
NSH	-0.004017	0.002534	-1.585510	0.1515
R-squared	0.836340	Mean dependent var		1.053444
Adjusted R-squared	0.795425	S.D. dependent var		0.194155
S.E. of regression	0.087816	Sum squared resid		0.061694
F-statistic	20.44091	Durbin-Watson stat		2.254304
Prob(F-statistic)	0.000717	Second-Stage SSR		0.061694
J-statistic	7.320669	Instrument rank		4
Prob(J-statistic)	0.006817			

Tableau 02 : estimation de l'équation E3

Estimation de l'équation 3 :

Dependent Variable: NM
 Method: Two-Stage Least Squares
 Date: 10/04/16 Time: 15:52
 Sample: 2002 2012
 Included observations: 11
 Instrument specification: NSH RCL NL
 Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-14.69713	32.37641	-0.453946	0.6619
NL	0.196958	0.706192	0.278902	0.7874
NCH	25.48621	5.268132	4.837808	0.0013
R-squared	0.960254	Mean dependent var		35.25164
Adjusted R-squared	0.950318	S.D. dependent var		8.567482
S.E. of regression	1.909646	Sum squared resid		29.17398
F-statistic	95.37806	Durbin-Watson stat		2.345418
Prob(F-statistic)	0.000003	Second-Stage SSR		38.37799
J-statistic	3.920810	Instrument rank		4
Prob(J-statistic)	0.047692			

Tableau 03 : estimation de l'équation E3