

Les Cahiers

d u P I a n



**Impact des prix sur
l'évolution du secteur
des télécommunications**



**Mobilité résidentielle,
quels déterminants ?**



**Corrections des effets
du calendrier**



**Territorialisation
du développement rural**



Ilot 31-3, secteur 16, Hay Riad

Tél. : 0537 57 69 04

Fax : 0537 57 69 02

BP 178, Quartier administratif – Rabat

Président

Ahmed Lahlimi Alami
Haut Commissaire au Plan

Responsable de la rédaction

Mohamed Hazim

Comité scientifique

Jamal Bouchachen
Abdelhak Allalat
Mohammed Doudich
Abderrahmane Haouach

Editeur

CND

(Centre National de Documentation)

Tél. : 0537 77 10 32 / 0537 77 09 84

0537 77 30 08

Fax : 0537 77 31 34

Haut-Agdal – Rabat

Dépôt légal

2004/0139

ISSN : 1114-8411

Publication

Haut Commissariat au Plan
e-mail : cahiersduplan@gmail.com
Site : www.hcp.ma

Pré-presse

Babel com
Tél. : 0537 77 92 74
e-mail : babel.come@gmail.com
Agdal – Rabat

Imprimerie

El Maârif Al Jadida
Tél. : 0537 79 47 08 / 09 – Rabat

s o m m a i r e

Quel impact les prix exercent-ils sur les évolutions du secteur des télécommunications ?

Approche par les modèles VAR

Ali ELGUELLAB et Abderrahim MIRHOUAR 4

Les déterminants de la mobilité résidentielle des ménages : application de la méthode d'appariement

Fatima OUBOULAL et Chaimae SLAOUI ANDALOUSSI ... 17

La théorie de la correction des effets de calendrier

Ali ELGUELLAB 37

Pour une approche territoriale du développement rural

Bouchaib LAMGHARI 55

Les Cahiers du Plan publient les articles dans la langue où leurs auteurs les ont rédigés. Le contenu de ces articles n'engage que leurs auteurs.

Quel impact les prix exercent-ils sur les évolutions du secteur des télécommunications ?

Approche par les modèles VAR



Ali ELGUELLAB et Abderrahim MIRHOUAR, HCP

Les technologies de l'information et de télécommunication sont, sans conteste, au cœur de la mutation des économies du monde ces dernières décennies. Ce phénomène est tellement rapide et intense qu'il n'a épargné pratiquement aucun pays, et que, par conséquent, les styles de vie des populations ont radicalement changé. Que ce soit les dépenses en consommation y afférentes ou la part que représente dans le processus d'accumulation de richesse, ce secteur a actuellement pris une importance sans aucune mesure avec l'ère des moyens communicationnels classiques (comme c'est le cas par exemple de la téléphonie fixe).

Le Maroc n'a pas échappé à cette dynamique. Au contraire, il s'est résolument inscrit dans ce mouvement avec l'instauration d'un cadre institutionnel dédié. Celui-ci a bien fonctionné, comme en atteste les classements en la matière des institutions internationales. Ce cadre a aussi permis d'accompagner les opérateurs locaux vers la modernisation de leurs structures et d'instaurer les pré-requis d'un marché efficient.

Il existe plusieurs facteurs expliquant la dynamique de ce secteur au Maroc. En plus des facteurs institutionnels et de bonne gouvernance, des effets de mode incontestables, d'autres facteurs, intimement liés au fonctionnement du marché, ont leur part de contribution. L'on peut citer à ce niveau la taille du marché, la concurrence mais aussi les effets de prix. La présente étude est une tentative d'évaluation du rôle que joue les prix dans les résultats du secteur.

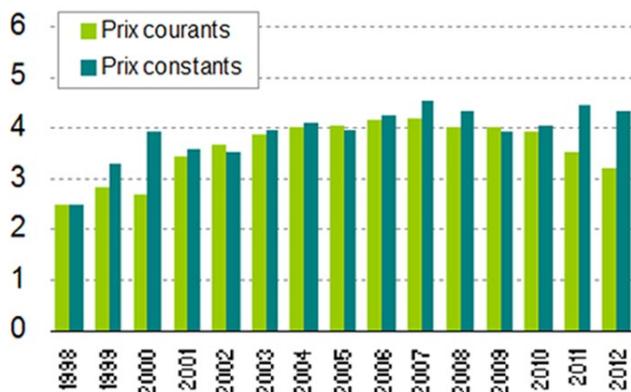
Après un bref aperçu du profil du secteur au Maroc (poids, évolution, état d'avancement...), nous enchaînons avec une analyse rétrospective des évolutions de prix de la communication. Les effets de ceux-ci sur la valeur ajoutée du secteur seront, en dernière partie, décrits et appréhendés en recourant à un modèle VAR.

1. Un secteur qui a manifestement pris de l'importance...

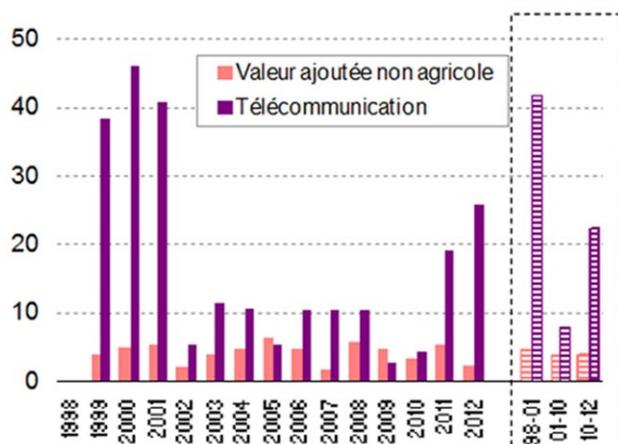
Les données de la comptabilité nationale témoignent en effet de la grande mutation du secteur de la communication. Le secteur est de plus en plus contributif à la création de la richesse nationale. La part de la valeur ajoutée du secteur, dans la valeur ajoutée non agricole totale, est passée de 2,5 % en 1998 à plus de 4 % en 2012 (à prix constants, cf. graphique 1 et renvoi 1 en dernière page).

Ce gain en termes de part est très significatif. Deux arguments suffisent à mieux le comprendre. Tout d'abord, si les comptes annuels étaient élaborés comme ce fut le cas dans l'ancienne base (de 1980), cette part serait passé de 2,5 % à presque 9 % (cf. renvoi 2). Ensuite, le secteur des télécommunications est parmi les rares secteurs, à côté des mines, du bâtiment et des services, qui ont amélioré leurs représentativités dans le PIB. Il faut remarquer, en définitive, qu'en dépit de ces détails comptables, cette importance acquise s'inscrit parfaitement dans la tertiarisation que connaît l'économie du Maroc ces dernières années, à l'instar de l'économie mondiale.

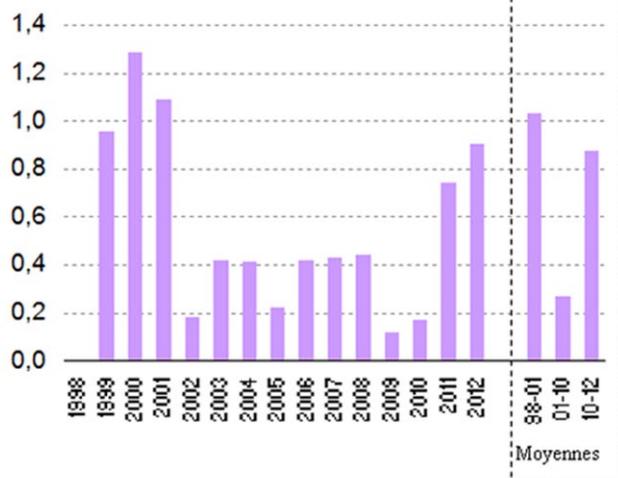
Graphique 1 : Parts dans la valeur ajoutée non agricole



Graphique 2 : Croissance (annuelle en %)



Graphique 3 : Contributions (en point)



Ces appréciations en terme de poids ont été atteintes à force de plusieurs années de croissance soutenue. Le secteur a quasi constamment réalisé des croissances plus élevées que l'ensemble de l'économie. Sur la période 1998-2012, les trois premières années ont été caractérisée par de fortes croissances : entre 38 % et 46 % (cf. graphique 2). Cette conjoncture, très favorable, traduit principalement l'engouement pour la téléphonie mobile, suite à l'entrée sur le marché du deuxième opérateur.

Par la suite, les rythmes d'évolution se sont significativement modérés, mais restaient tout de même largement supérieurs à ce que réalisaient, dans leur ensemble, les autres secteurs d'activité (exception de 2009). Dans ce sens, la croissance annuelle moyenne (2001-2010) du secteur a atteint les 8 %, ce qui contraste avec la croissance moyenne, près de 4 %, enregistrée par la valeur ajoutée non-agricole totale.

Durant la dernière phase, en l'occurrence les années 2011 et 2012, le secteur a renoué avec une évolution soutenue. Alors que l'économie marocaine (hors agriculture) restait quasiment sur la même pente (3,8 %), le secteur a enregistré une croissance annuelle moyenne de 22 %.

Dans cette configuration, le secteur demeure un contributeur significatif à la croissance économique globale, ce qui est conforté davantage lors des moments difficiles de la conjoncture.

La très bonne posture de secteur durant les années 1998-2001 lui a permis de contribuer massivement à la croissance économique, à hauteur de plus de 20 % (soit l'équivalent de 1 point de croissance en moyenne, cf. graphique 3)). Malgré l'accalmie relative des années suivantes, le secteur a continué néanmoins à alimenter le réservoir de la croissance globale. Sa contribution a oscillé entre 0,2 point et 0,4 point (ce qui représente tout de même entre 3,4 %, en 2005, et 11 %, en 2003, du total).

Dans le sillage de la nouvelle dynamique de la communication, la contribution du secteur est devenu nettement significative : 14 % et 36 % de la croissance réalisé par le PIB non-agricole au Maroc provient de ce secteur en 2011 et 2012 respectivement.

2. ... ce qui a permis au Maroc de rattraper largement son retard

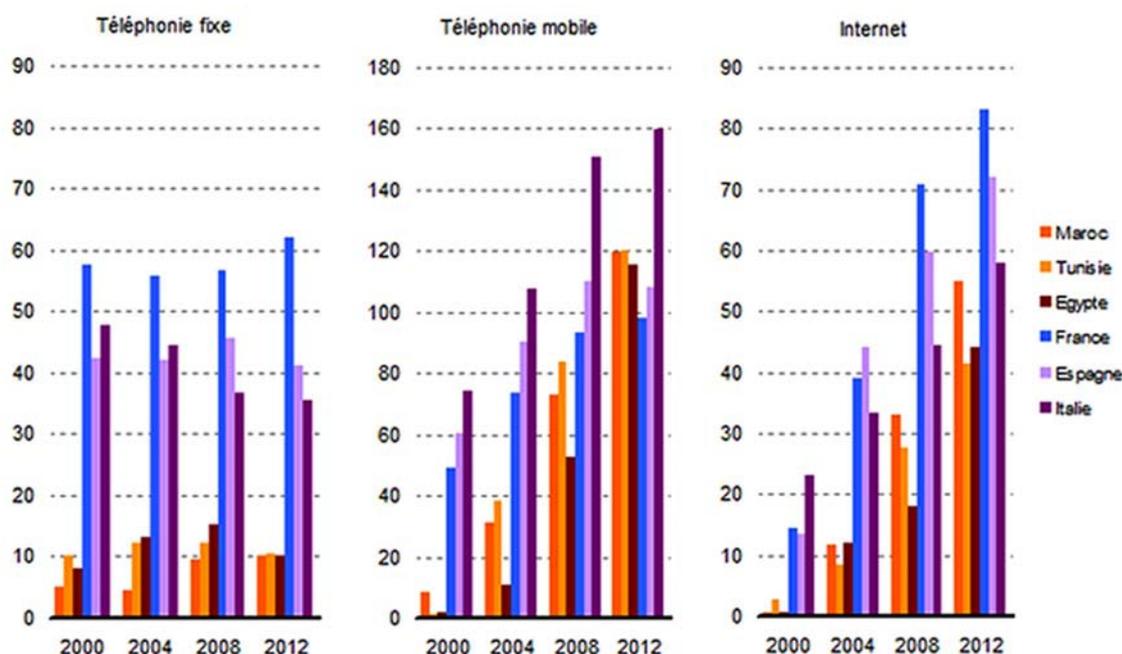
Cette dynamique soutenue du secteur de la télécommunication a permis au Maroc de franchir un long chemin, au terme duquel, les nouvelles technologies sont désormais nettement plus accessibles à la population.

Le parc des abonnés s'est substantiellement grandi durant la dernière décennie. Si le nombre total des abonnés au téléphone fixe n'a augmenté *que* de 130 %

entre les années 2000 et 2012, ceux des personnes ayant à leur disposition un téléphone portable ou un accès à l'Internet ont été multipliés par 16 environ. Cet accès, malgré son importance, est, paraît-il, non uniforme, puisque dépendant de la technologie considérée.

Au terme de l'année 2000, environ 8 personnes sur 100 détenaient un terminal mobile. Douze ans plus tard (en 2012), ces 100 personnes détiennent désormais environ 120 téléphones portables, dépassant de ce fait les niveaux enregistrés, par exemple, en France ou en Espagne à la même année (graphique 4).

Graphique 4 : Benchmark des indicateurs de pénétration des communications



Note de lecture : il s'agit, pour les téléphonies fixe et mobile, du nombre des abonnés par cent habitants. Pour sa pertinence, nous avons retenu le nombre des usagers individuels pour l'internet.

Source : Union internationale des télécommunications, Nations-Unies (<http://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Pages/stat/default.aspx>)

Du côté de l'Internet, le mouvement de rattrapage est quasi similaire, dans son rythme, à celui de la téléphonie mobile, bien qu'ils se retrouvent à des stades différents. Le pourcentage des usagers de l'Internet, dérisoire durant l'année 2000 (0,7 %), a atteint 55 % en 2012. Si il reste encore du chemin à faire pour se situer au niveau des pays avancés, force est de constater que

les niveaux déjà atteints par le Maroc, en matière d'utilisation de l'Internet, ont déjà dépassé ceux des pays à développement comparable, comme la Tunisie ou l'Egypte.

Ce processus de convergence, relativement rapide, a permis au Maroc de se hisser à des positions relativement

élevées, au niveau des classements internationaux en la matière, comparativement à son classement au niveau du développement humain global. Concernant le développement des TIC, le Maroc est classé, en effet, au 90^e rang (parmi 155 pays) par l'Union Internationale des Télécommunications dans son rapport publié en 2012. Pour sa part, le *World Economic Forum* a classé notre pays à la 89^e place en matière d'utilisation efficace des opportunités offertes par ces nouvelles technologies (*Networked Readiness Index*).

Ces classements ne doivent pas néanmoins omettre les défis qui restent à relever, à la fois par le secteur et par l'économie marocaine dans son ensemble. Si le Maroc est relativement bien noté en matière du cadre réglementaire, degrés d'usage ou encore les prix d'accès, il s'avère, notamment, que l'empreinte économique des TIC est encore faible au Maroc (127^e, sur 142 pays, en terme de profitabilité économique). De même, le Maroc continue de porter le fardeau de son taux d'analphabétisme, qui constitue un handicap important à une diffusion plus large des nouvelles technologies de l'information.

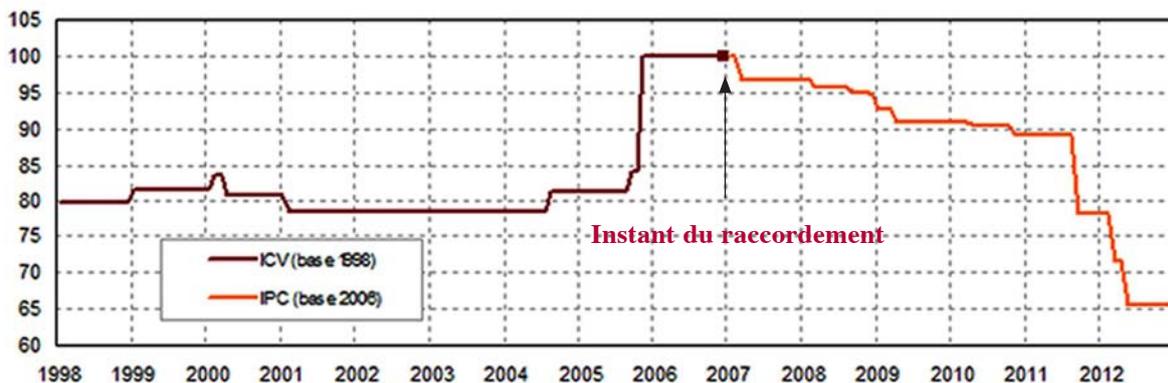
3. Des prix qui s'inscrivent résolument en baisse ces dernières années...

Tout au long de ce processus, les prix de la télécommunication ont été l'un des éléments qui ont subi des changements majeurs.

Sur l'ensemble de la période 1998-2013, les prix des télécommunications ont substantiellement baissé (cf. graphique 5). L'indice synthétisant leurs prix (composante de l'indice des prix à la consommation) est passé de 80 points (par rapport à la base 100 de 2006) au début de 1998 à 65,5 points au terme de 2012, soit une dépréciation de près de 18%. Il est primordial à ce niveau de remarquer que les prix retenus dans l'élaboration de cet indice sont des prix *a priori* reflétant la tarification de référence de la part des différents opérateurs.

Si cette baisse représente un ordre de grandeur de la tendance des prix sur les 15 ans, il est important de le nuancer en prenant en compte les changements qui

Graphique 5: Evolution de l'indice des prix de la communication (1998-2013)



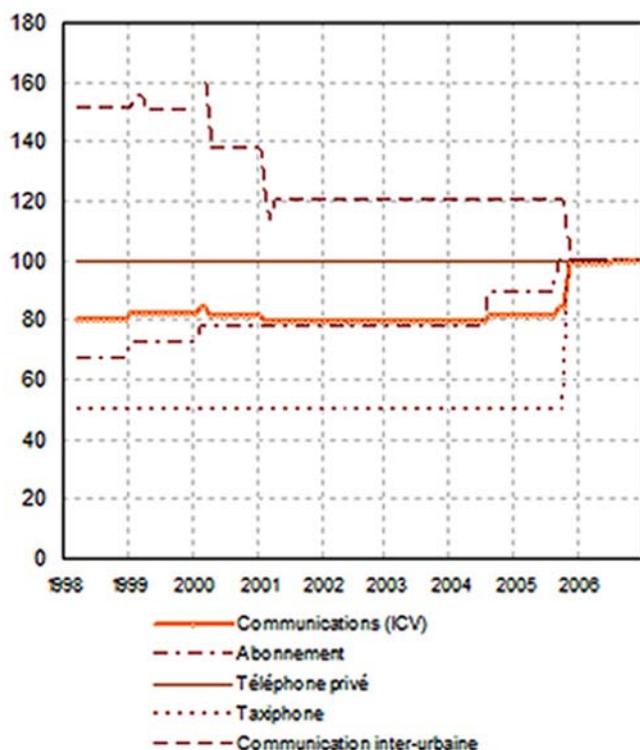
Source : HCP.

ont affecté les modes de consommation en la matière, qui impliquent des modifications de la structure du calcul de l'indice. Une autre conséquence en est l'évolution non-homogène de ces prix tout au long de cette longue période. Nous pouvons distinguer en effet plusieurs phases.

La première d'elle, qui prend fin au troisième trimestre de 2005 (soit une longueur de plus de sept ans et demi),

a vu s'installer une stabilité générale et persistante des prix des télécommunications (cf. graphique 6). L'indice global (ICV) du groupe communication n'a, en effet, évolué qu'à cinq reprises, et lors de chacune d'elles, la variation mensuelle est restée cantonnée (en valeur absolue) sous la barre de 3,5%. En définitive, au terme de cette première phase, les prix dans le secteur se sont appréciés de moins de 6%.

Graphique 6 : Evolution des composants du prix de la communication (1998-2006)



NB. Il s'agit de l'indice de cout de la vie, « rebasé » en 2006 pour rester dans la même logique comparative.

Sources : HCP.

Cependant, cette stabilité globale cache des évolutions caractérisées des subdivisions de ces prix. Alors que les prix de l'abonnement ont été augmenté à quatre reprises, débouchant sur une appréciation globale de 50 % au terme de cette phase, les prix des communications interurbaines ont plutôt suivi le mouvement inverse, en cédant près de 20 %.

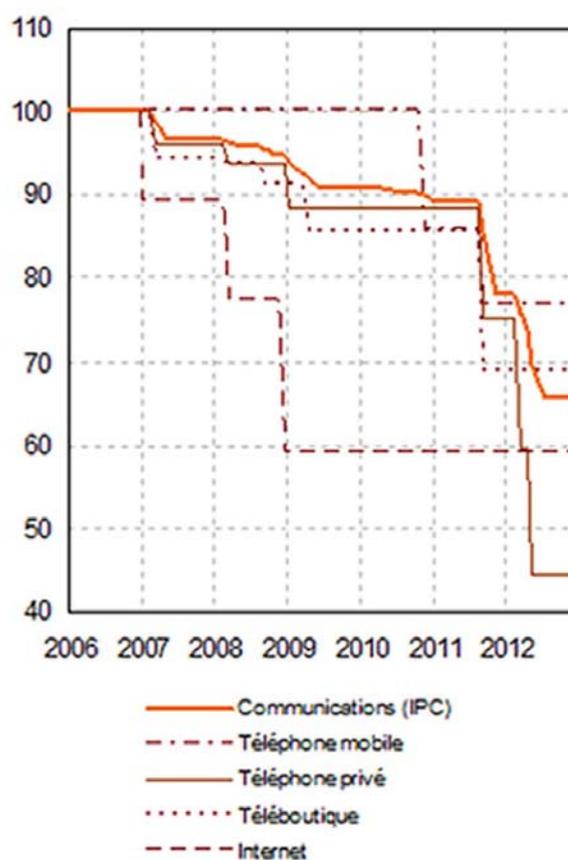
Cette phase d'accalmie au niveau de l'indice global aurait pu continué jusqu'à la fin de 2006 (année du dernier changement de méthodologie de calcul) si les prix du taxiphone n'ont pas été doublés au mois de novembre 2005.

Quant au prix de la téléphonie privée, force est de remarquer que durant ces deux phases (soit entre 1998 et 2006) il n'a pas bougé d'un iota.

La phase suivante, correspondant au demeurant à la nouvelle base, est caractérisée, sans conteste, par

une tendance baissière et généralisée des prix de la communication. L'indice général de ce poste a, en effet, perdu près de 23 % de sa valeur entre décembre 2006 et le même mois de 2012 (cf. graphique 7).

Graphique 7 : Evolution des composants du prix de la communication (2006-2013)



Sources : HCP.

Par ailleurs, nous pouvons distinguer essentiellement entre deux mouvements de baisse après 2007 :

- Un premier mouvement, qui a duré entre 2007 et 2009, a porté notamment sur l'Internet. Durant ces deux années, le prix de la connexion Internet a été massivement rabaisé. Le prix observé en décembre de 2008 s'inscrit en décalage de -41 % par rapport au niveau du début de 2007. En parallèle, les prix de la communication téléphonique depuis un terminal fixe a, elle aussi, subit des baisses mais moins importantes (entre -6 % et -9 % selon qu'il s'agit du téléphone privé ou de la téléboutique).

- Une deuxième vague, concernant les téléphonies fixes et mobiles, a débuté à la fin de 2010. C'est au niveau de la téléphonie mobile que ce mouvement baissier des prix s'est déclenché en premier. En définitive, entre le mois de novembre de 2010 et fin 2012, les prix du mobile ont perdu 23 % alors que le prix du fixe a cédé 50 %, s'agissant du téléphone privé et 20 % pour les services de la téléboutique.

Il s'agit là pour rappel de prix de référence des opérateurs marocains. Ils peuvent être considérés comme des prix discrétionnaires, traduisant la « réaction » des différents opérateurs aux changements des modalités du marché (tarifs d'interconnexion, concurrence...).

Vu la prépondérance des services prépayés au Maroc, et dans le sillage des promotions de plus en plus fréquentes et consistantes, il s'avère toutefois que ces prix de référence ne sont pas en mesure de traduire le plus fidèlement possible les « ressentis » par les consommateurs ultimes (ménages).

Pour se rapprocher davantage de ces prix, nous utiliserons des prix implicites. Calculés par un rapport entre la

valeur monétaire des réalisations (chiffre d'affaires) et un indicateur de quantité (valeur ajoutée aux prix constants, unités consommées), ces prix implicites permettent de capter, plus fidèlement, le prix moyen de la communication, celui qui est réellement engrangé par les acteurs du secteur des télécommunications et, de l'autre côté, payé par le consommateur.

L'examen du prix implicite de la valeur ajoutée suggère l'existence de trois phases d'évolution (cf. graphique 8). La première, qui commence de 1998 et prend fin au début de 2000, s'est traduite par une baisse conséquente des prix de la communication, atteignant -41 % (entre le premier trimestre 1998 et le deuxième trimestre 2000). Il s'en est suivi une deuxième phase, caractérisée, essentiellement, par une stabilité des prix, et qui a duré assez longtemps (du second semestre 2000 jusqu'au milieu de 2010). Durant la dernière phase, le prix moyen a renoué avec la tendance baissière, où il a cédé 54 %.

Cet examen des prix implicites peut porter aussi sur d'autres séries de prix relatives au secteur. Elles sont calculés trimestriellement par l'ANRT, mais

Graphique 8: Evolution de l'indice implicite des prix de la communication (1998-2012)



Source : HCP.

malheureusement que depuis peu (depuis le dernier trimestre 2010). Il s'agit notamment, d'un côté, du revenu moyen par minute de communication (ARPM) pour la téléphonie mobile et fixe et, de l'autre côté, de la facture moyenne mensuelle par client Internet (FMM).

Durant les deux dernières années d'observation statistique, le coût de revient d'une minute de

communication via un terminal mobile a baissé de plus de moitié (entre fin 2010 et fin 2012), alors que celle via un téléphone fixe s'est contenté d'une dépréciation de 22 % (durant la même période). Le prix moyen d'une connexion à l'Internet s'est inscrit lui aussi dans une orientation similaire, en enregistrant, sur la même période, une dégringolade de 48 %.

Les évolutions de ces derniers indicateurs de prix contrastent, peu ou prou, avec celles de l'indice des prix à la consommation. Il ne s'agit pas de contradiction, mais seulement de différences de contenu. Alors que l'IPC se base sur les prix de référence annoncés *a priori*, les autres indicateurs (ARPM, FMM ou encore le prix implicite de la valeur ajoutée) sont calculé *a posteriori*. De cette façon, ces derniers sont plus identifiables au prix de marché, et permettent de traduire plus fidèlement le prix senti par le consommateur final.

En dépit de ces différences méthodologiques, il est clair que les prix de la communication ont substantiellement baissé au Maroc ces dernières années. De plus, les indicateurs s'accordent pour conclure à l'existence de deux vagues importantes de baisse des prix, durant lesquelles, le mouvement baissier a été dense et diffus. Chacune de ces vagues a eu lieu après l'introduction d'un nouvel opérateur.

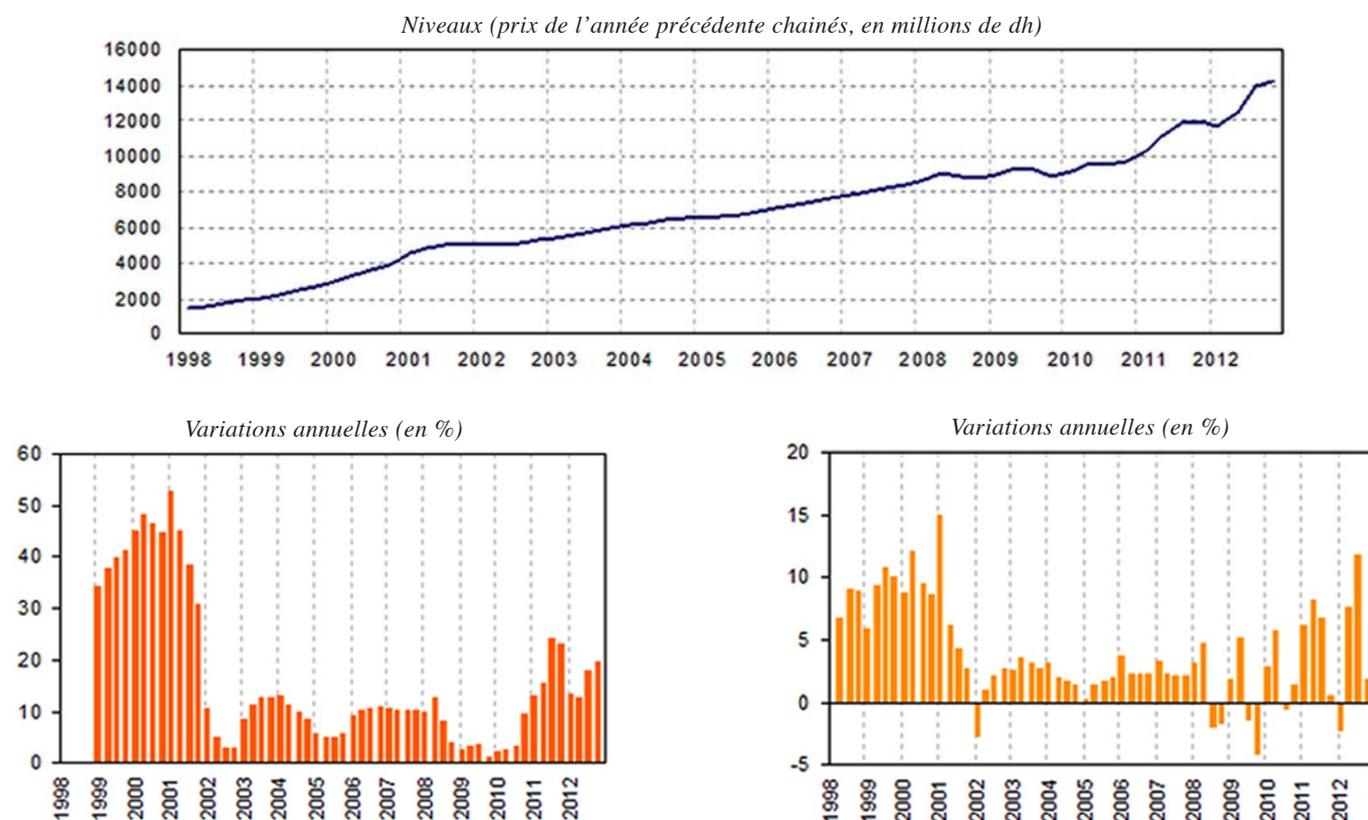
4. ... qui ont fini par avoir des effets significatifs sur la dynamique du secteur

S'il s'avère que les prix des télécommunication constituent *a priori* un arbitrage parmi d'autres qui motive (ou dé motive) la consommation des produits du secteur, il est important de relever, d'emblé, que la *relation* entre les réalisations du secteur (valeur ajoutée essentiellement) et le prix synthétique est loin d'être claire et stable sur la période 1998-2012.

Par contraste au profil d'évolution des prix de la communication, dont les phases ont été décrites plus haut, la valeur ajoutée du secteur a évolué selon une autre configuration (cf. graphique 9).

Le régime de croissance très soutenu des années 1998-2001, caractérisée par une croissance moyenne

Graphique 9: Evolution de la valeur ajoutée trimestrielle de la communication (CVS)



Source : HCP.

de plus de 40 % en glissement annuel, s'est nettement essoufflé après (presque quatre trimestres de basse activité). Il s'en est suivi un nouveau régime de croissance, moins soutenu par rapport aux premières années certes, mais plus long. Celui-ci a duré environ cinq années (2003-2007), durant lesquelles la valeur ajoutée a cru de près de 10 % en moyenne en glissement annuel (correspondant à 2,3 % en glissement trimestriel).

La deuxième modération de la croissance dans le secteur a eu lieu courant 2008 et a duré deux ans. Durant cette période, le secteur a enregistré ses performances les plus faibles, avec une croissance annuelle moyenne de seulement 3 % (soit l'équivalent de 1 % en variation trimestrielle). La dernière phase de croissance qui s'est amorcée au passage de 2010 à 2011, a débouché sur des taux d'évolution annuelle soutenus de plus de 16 % (sans cependant qu'ils soient comparables à ceux de la première phase).

Dans ce contexte, la corrélation entre la valeur ajoutée trimestrielle du secteur et les prix de la communication reste tributaire de la période de son calcul.

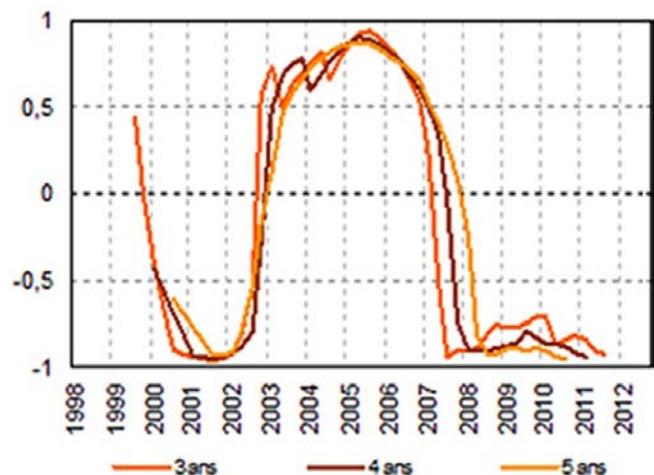
Sur l'ensemble de la période 1998-2012, la corrélation entre la valeur ajoutée et l'indice des prix à la consommation des télécommunication n'atteint que 14 %. Ceci signifie vraisemblablement une absence de lien entre les deux variables. Cette implication est toutefois à nuancer car elle ne résiste pas à l'approfondissement. Le calcul des corrélations sur des intervalles temporelles plus réduits et glissants suggère, en effet, que la corrélation est significative entre ces deux indicateurs mais instable (cf. graphique 10).

Dans ce sens, cette corrélation ne semble confirmer le schéma intuitif qu'à partir de l'année 2007. Depuis ce moment, les corrélations glissantes (sur 2 à 4 ans) sont significatives et plus au moins stables. La corrélation entre ces deux variables se situe entre 0,75 et 0,95, ce qui laisse *présager* que la baisse des prix observée depuis ce temps a eu un effet stimulateur sur la valeur ajoutée.

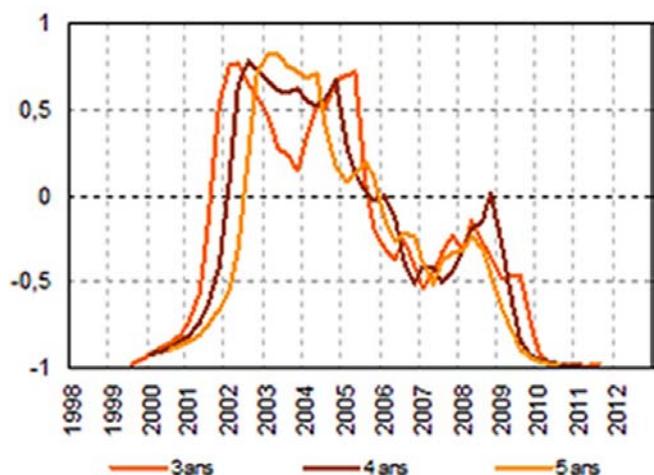
Pour la période avant (1998-2006), les corrélations obtenues ne permettent pas de conclure à un quelconque lien entre les prix de référence et la valeur ajoutée. Pour cause, la variable synthétique des prix ne présente pas d'évolution marquée durant cette période (cf. graphique 5).

Graphique 10: Evolution la corrélation entre la valeur ajoutée et les prix de la communication

Cas de l'IPC



Cas du prix implicite de la valeur ajoutée



Source: calculs des auteurs.

Il n'en est pas de même avec les prix du marché (prix implicites). Si les prix de référence ne manifestent pas, sur l'ensemble de la période, de corrélation significative avec la valeur ajoutée, les calculs montrent que le prix du marché est plutôt significativement contracyclique : sa corrélation, négative, avec la valeur ajoutée est de l'ordre de 76 %.

Le profil d'évolution de cette liaison laisse lui aussi préfigurer de l'instabilité. De plus, il semble que la période 2002-2005, où les prix implicites sont restés

stables, débouche sur une corrélation positive, mais technique plutôt que comportementale.

Les modifications des comportement des intervenants sur le marché des télécommunications ne sont pas les seules à incriminer lorsque la corrélation est instable. L'hétérogénéité des produits du secteur y contribue aussi. Si les performances favorables de la téléphonie mobile ou de l'Internet ont été observées dans le sillage des baisses de prix, force est de constater que l'évolution des indicateurs de la téléphonie fixe (notamment le parc) transmet l'impression de ne pas bénéficier du mouvement baissier des prix (cf. renvoi 5). A y voir de plus près, il s'agirait d'un effet de vases communicants, selon lequel une technologie prend le dessus sur une autre.

Étant donnée la différence entre corrélation et causalité, en ce sens que la corrélation n'indique a priori aucun *pouvoir explicatif*, ces premiers calculs de corrélation ne peuvent pas nous renseigner en détail sur l'influence de l'une de ces variables sur l'autre. Pour pouvoir le faire, nous recourons à une modélisation économétrique qui mettra en balance cette capacité d'explication, si il en existe réellement, des prix dans l'évolution de la valeur ajoutée du secteur.

Plus explicitement, nous utiliserions un modèle de type VAR (*Vectoriel Autoregressif Model*). Cette spécification est en effet appropriée pour les simulations d'impact. Il permet par ailleurs de modéliser le comportement conjoint d'un ensemble de variables (cf. encadré ci-après pour les détails techniques).

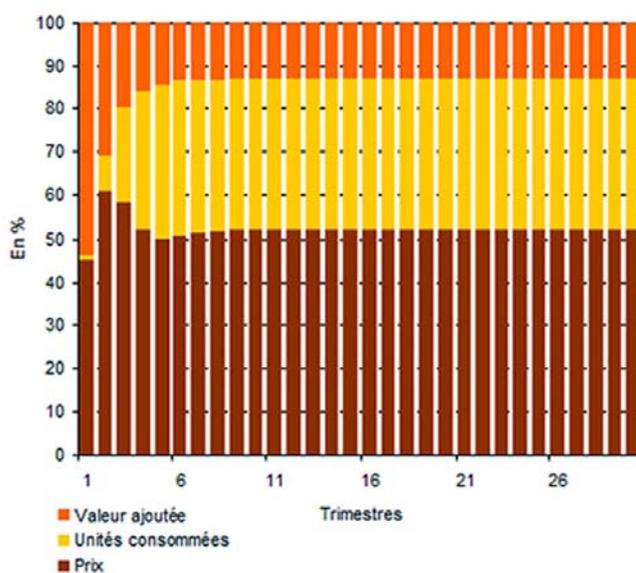
Pour mieux appréhender ces effets, nous retenons par ailleurs plusieurs options. Celles-ci sont différentes entre elles selon la période d'estimation et/ou les variables endogène et exogène mises en jeu. Le souci à ce niveau est la recherche du meilleur modèle explicatif des évolutions de la valeur ajoutée des télécommunications.

Après un exercice d'estimation des plusieurs modèles, le choix a porté sur le modèle mettant en relation la valeur ajoutée, les unités consommées et le déflateur de la valeur ajoutée.

Il semblerait, à l'issue de cet exercice de modélisation, que les fluctuations des prix contribuent significativement à façonner les évolutions du secteur dans notre pays. Les estimations indiquent, en effet, que les prix expliquent un peu plus de la moitié des fluctuations du secteur (cf. graphique 11). Cette part avoisine même, à très

court terme, les 60 % (le deuxième et troisième trimestre après un choc sur les prix).

Graphique 11 : Décomposition de la variance de la valeur ajoutée par origine



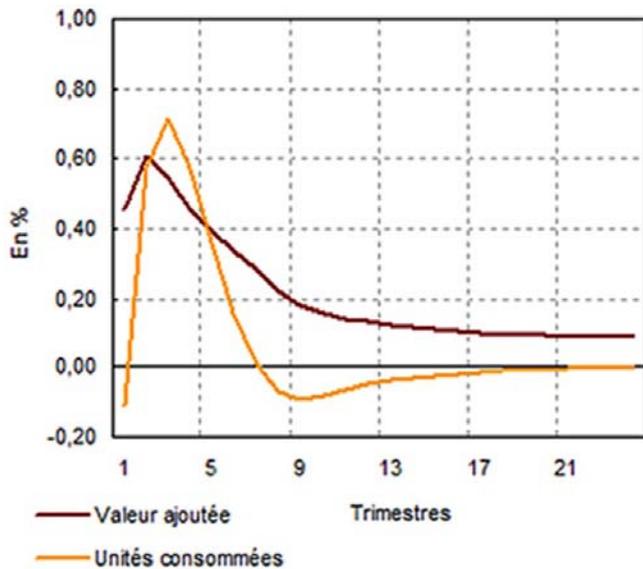
Source : Calculs des auteurs.

Ces résultats montrent par ailleurs que les effets-prix sont relativement les plus importants. Les effets de volume, canalisés par la variable des unités consommées, n'explique que 35 % (avec un niveau beaucoup plus moindres pendant les premiers trimestres suivant un choc quantitatif). Les autres effets, non transcrits par les variables explicatives retenues dans le modèle, dont, entre autres, les effet de mode où le poids de la conjoncture, se limitent à une part d'explication de moins de 15 %.

La nature de la réponse du secteur à un choc de prix est aussi révélateur du poids de ceux-ci dans la dynamique génératrice de l'activité. Le modèle estimé indique qu'une baisse de 1 % au niveau du prix des télécommunication génère un surplus d'activité (valeur ajoutée), évalué entre 0,5 % et 0,6 %, pendant la première année suivant le premier choc (cf. graphique 12). Cet impact positif s'amorti au fur et à mesure du temps, jusqu'à sa stabilisation autour de 0,1 % par trimestre.

L'impact sur les unités consommées est comparativement de même ampleur mais s'estompe, cependant, plus rapidement. L'impact maximal est atteint après trois trimestres suivant le choc (+0,7 %).

Graphique 12: Fonctions de réponse au choc (de -1 %) des prix de la communication



Source : Calculs des auteurs.

5. Forte relation entre prix et valeur ajoutée, mais qui reste dépendante de l'environnement futur du secteur

Les différentes phases d'évolution, relevées depuis 1998, dans le secteur des télécommunications traduisent les mutations qu'a connues ce secteur dans le sillage

Note de lecture :

(1) L'appellation du « secteur des télécommunications » est en réalité un raccourci fondé sur des hypothèses. Pour cause, la comptabilité nationale identifie le secteur des postes et télécommunication, dont la part de la poste reste non significative et qui plus est en perte de vitesse (10 % en 1998 et seulement 5 % en 2006). La grande partie est par conséquent l'apanage des télécommunications, d'où notre choix de retenir les agrégats du secteur de la comptabilité nationale comme des proxy des télécommunications. En effet, la prépondérance de celles-ci n'engendrera pas de modifications majeurs au niveau des résultats (exemple : la contribution du secteur en 2006 ne pourrait être impacté que de 0,2 point). Notons aussi qu'au niveau des prix, c'est le terme « communication » qui est retenu pour désigner ce secteur (cf. renvoi en bas pour plus de détail)

(2) Ce qui veut dire, indirectement, que les évolutions des prix des communications ont eu un impact négatif sur cette part, notamment durant les années 2011 et 2012. Le mode de construction des comptes, basé sur le chainage, aboutit en effet à ces résultats.

(3) Cette non homogénéité est aussi due aux changements de l'année de base et de la nomenclature. Dans le cadre du nouvel indice, dénommé Indice des prix à la consommation (IPC), une nouvelle année de base a été retenue (2006) ainsi qu'une nomenclature, plus riche, à 478 de produits (COICOP à 12 divisions). L'ancien indice, ayant l'année 1989 comme année de base, ne relève les prix que de 385 produits, selon une nomenclature à 8 divisions seulement. Même si le raccordement peut être fait statistiquement, et qu'une mise à jours des pondérations a été opérée en 2002, il reste pertinent de nuancer en permanence les conclusions et les résultats des comparaisons à l'aune de ces considérations méthodologiques.

(4) La trimestrialisation de l'indice des prix est faite en recourant aux moyennes des mois de chaque trimestre.

(5) Les élasticités calculées sur la base des données de l'ANRT sont très illustratives quant au contraste existant entre les différentes

d'une dynamique interne (réglementaire, cycle économique, ...) et des contraintes externes (notamment technologiques).

Ces mutations ont été aussi décelées au niveau des interactions existantes entre les prix et la valeur ajoutée. Le diagnostic montre que le sens et l'intensité de cette relation dépendent de la technologie considérée, et l'état du marché (selon le nombre des opérateurs).

Les résultats des différentes estimations tendent à confirmer que les prix représentent un facteur déterminant dans l'évolution du secteur des télécommunication, puisque il en explique plus de 50 % de ses fluctuations. De même, une baisse de 1 % du prix implique un surplus d'activité de 0,5 % à 0,6 % par trimestre pendant l'année qui suit.

Ce lien, direct et fort, risque toutefois de se modérer pour les prochaines années, suite notamment à la maturité du marché marocain. Celle-ci impliquerait d'ailleurs une recherche de nouveaux leviers de croissance, dans le cadre d'un nouveau « plan ». Le levier des prix semble en effet largement utilisé ces derniers temps, qu'il est fort à parier que les opérateurs du marché des télécommunications au Maroc feront recours à l'ensemble de leur boîte à outils.

technologies. L'élasticité-prix de la téléphonie mobile, calculée sur la période 2011-2012, se situe à $-0,88$, ce qui nous renseigne qu'une diminution de 1% du prix engendre une augmentation de trafic de 0,8%. Cette élasticité-prix atteint par contre 0,83 dans le cas de la téléphonie fixe, ce qui signifie qu'une baisse de prix s'accompagne d'une autre au niveau de son utilisation.

Le modèle autorégressif vectoriel (VAR): quelques éléments méthodologiques

Les modèles VAR sont particulièrement utilisés dans les travaux de simulation d'impact, en plus évidemment de leur apport, indéniable, en terme de prévision. Ces modèles ont été confectionnés et largement utilisés notamment suite de la critique de Sims (1980) à l'encontre des modèles macroéconomiques. Selon cette critique, ces modèles se basent trop souvent sur des choix arbitraires et des contraintes économiques *a priori*.

Contrairement à ces modèles macroéconomiques, le modèle VAR consiste à estimer directement la forme réduite sans aucun *a priori* théorique (spécification, hypothèse). Pour un système (vecteur) de variables, noté X_t , un modèle VAR d'ordre p consiste à estimer les équations suivantes :

$$X_t = C + \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

Cette modélisation impose que toutes les variables du système soient stationnaires. Toutes les variables sont potentiellement endogènes. Le choix de p est basé sur des critères d'information, qui combinent le critère de la qualité d'ajustement (vraisemblance) et le critère de parcimonie (degrés de liberté).

Pour utiliser ce modèle VAR en simulation d'impact, ce qui nous intéresse ici, le passage par la version moyenne mobile est obligatoire (inversion du modèle), ce qui débouche sur la formule ci-après :

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i} = \psi(L) \varepsilon_t$$

Traditionnellement, exercer un choc sur une variable à un instant t , soit sur $X_{i,t}$, revient à impacter le terme d'erreur correspondant (car la forme réduite les fait correspondre). Ce faisant, les réactions des variables du système aux différents chocs (fonctions de réponse) sont directement obtenues à partir des matrices de la version moyenne mobile du modèle VAR :

$$\psi_k, k = 1, 2, \dots$$

Plus formellement, les fonctions de réponse instantanées de la variable $X_{i,t}$ suite à un choc sur la variable $X_{j,t+k}$ (à k périodes en avant), notées par $FRI_{j,i,k}$, sont égales à :

$$FRI_{j,i,k} = \frac{\partial x_{t+k}^j}{\partial \varepsilon_t^i} \text{ pour } k = 1, 2, \dots$$

Dans le cas de variables stationnarisées par différenciation, l'impact sur la variables originale (c-à-d en niveau) est obtenu par le biais des fonctions de réponse cumulées ($FRC_{j,i,k}$), calculés par :

$$FRC_{j,i,k} = \sum_{s=0}^k \frac{\partial x_{t+s}^j}{\partial \varepsilon_t^i} \text{ pour } k = 1, 2, \dots$$

Lorsque le modèle VAR est utilisé en simulation, une contrainte supplémentaire, est à satisfaire. Elle consiste à rendre indépendant les différents chocs du système, car il en va de la lisibilité des résultats. En cas d'interférence des chocs, il est, en effet, difficile d'interpréter une réponse, car son origine n'est pas clairement identifiée à l'avance.

Pour ce faire, l'on est amené à « orthogonaliser » les résidus du modèle. Il en existe plusieurs manières. Nous recourons, dans le cadre de cette étude, à la méthode de Cholsky, au demeurant la plus utilisée. Pour sa mise en œuvre, elle nécessite de classer les variables du système selon leur degré d'endogénéité (en commençant par la variable la moins endogène). Ce classement peut se faire par un choix *a priori* (lorsque le contexte le permet) ou en recourant à des tests de causalité (de type Granger par exemple).

Dans le cadre de l'évaluation de l'impact des prix de la communication, nous avons choisi, a priori, la valeur ajoutée en volume comme variable d'intérêt (de réponse) et une variable de prix pour simuler un choc de prix sur elle. Pour enrichir cette configuration, nous avons retenu des variables, comme le nombre des unités consommées ou le parc global des abonnés, comme étant des proxy qui permettent éventuellement de canaliser les effets-prix sur la valeur ajoutée.

Par ailleurs, pour stationnariser les séries du modèles, nous avons essayé deux options : le glissement trimestriel et le glissement annuel. Les deux glissements permettent de rendre les séries stationnaires, notamment celles intégrées d'ordre 1. Notons qu'en raison de ses propriétés souhaitables (interprétabilité des résultats), toutes les séries ont été prises en logarithme.

Les combinaisons de variables essayées a priori dans ce cadre sont les suivantes : (IPC, DEFL, VA) ; (DEFL, VA) et (DFLT, UC, VA). Avec : VA est la valeur ajoutée en volume, DEFL le déflateur de la valeur ajoutée, IPC l'indice des prix à la consommation et, enfin, UC les unités consommées. Ces précédents système ne peuvent capter l'effet-prix qu'au niveau agrégé, car ils mettent en relation deux agrégats (c'est la raison pour laquelle le parc des abonnés n'a pas été retenu à ce niveau, car il n'existe pas de série agrégée). Au niveau désagrégé, il est difficile d'obtenir des résultats robustes car les données ne sont disponibles que depuis 2007 (cas de l'IPC). Les ordres de retard considérés sont obtenus sur la base des différents critères d'information (LR, FPE, AIC, SC, HQ). Étant donné que ces critères ne dégagent pas généralement de consensus absolu, nous retiendrons a priori dans chaque cas deux ordres différents. Au total, toutes les options retenues ont débouché sur 12 modèles VAR à estimer.

Les deux premières combinaisons (celles excluant les UC) ont été estimés sur l'ensemble de la période (1998-2012). Les taux d'explication ajustés aux degrés de liberté indique globalement qu'un ordre de retard compris entre 4 et 5 est plus judicieux, et ce, pour les deux formes de stationnarisation (cf. tableau 1 en bas). Notons à ce niveau que l'indicateur suivi (R^2 ajusté) est uniquement relevé pour la variable d'intérêt (VA) et non pas pour l'ensemble du modèle.

Tableau 1

Spécificités et indicateurs de qualité des modèles estimés sur la période 1998-2012

Mode de stationnarisation	$Log (X (t) /X (t-4))$				$Log (X (t) /X (t-1))$			
	(IPC, DEFL, VA)		(DEFL, VA)		(IPC, DEFL, VA)		(DEFL, VA)	
Modèle	(IPC, DEFL, VA)		(DEFL, VA)		(IPC, DEFL, VA)		(DEFL, VA)	
Ordre de retard	2	5	2	5	1	5	1	4
R² ajusté	0,926	0,947	0,925	0,952	0,322	0,600	0,340	0,553
ERAM	1,90	1,52	1,85	1,52	2,09	1,56	2,09	1,69

Source : calculs de l'auteur

Par ailleurs, étant donné l'impossibilité de comparer les indicateurs de modèles avec des variables endogènes différentes, nous avons opté pour l'indicateur de l'écart relatif absolu moyen (ERAM), calculé sur la base de la valeur observée et de la valeur simulée. Cet indicateur est sensé nous aider à comparer entre les modèles en glissement annuel et ceux en glissement trimestriel. Au terme de ces premières constations, les différents critères montrent que le modèle VAR (5)

qui met en relation le couple (DEFL, VA), en glissement annuel, reste le plus pertinent. Cela indique, au passage, que l'indice des prix à la consommation n'apporte pas d'information significative, puisque son coût, en terme de contraintes d'estimation, l'emporte sur sa contribution explicative.

Il semble, par contre, que la variable UC contient une information pertinente pour la modélisation du comportement de la valeur ajoutée. En la retenant dans le cadre d'un modèle VAR à trois variables, nous constatons que celui-ci jouit d'un taux d'explication relativement meilleur, comparativement au modèle retenu précédemment. La mesure ERAM indique effectivement que la prévision moyenne est améliorée dans le premier cas, avec une erreur moyenne absolue de 1,64 %, contre 1,91 % pour le modèle initial (rappelons que, pour des raisons de comparabilité, ces deux modèles ont été estimés sur la période 2005-2012). C'est celui-là qui a été retenu en définitive pour mesurer les effets de prix dans le secteur des télécommunications.

Les déterminants de la mobilité résidentielle des ménages

Application de la méthode d'appariement (*)



La mobilité résidentielle a été l'objet d'un important nombre d'articles tant en France qu'aux Etats-Unis. Cet intérêt est dû à la multi dimensionnalité du sujet, qui s'exprime en dehors des caractéristiques propres au logement par d'autres aspirations liées par exemple au changement du statut familial (mariage, séparation, etc.). Au Maroc, dès que l'importance du poids du secteur des BTP dans l'économie nationale soit grandissante d'une année à l'autre, l'étude des déterminants de la mobilité résidentielle des ménages, ainsi que l'analyse de l'effet de leur déménagement sur les conditions de logement, s'avèrent importants pour bien comprendre les comportements résidentiels.

Dans ce cadre, nous élaborons un indice composite de la qualité du logement, l'un des facteurs essentiels pour la prise de la décision du déménagement des ménages. De plus, nous recourons à la méthode d'appariement pour comparer les conditions de logement du groupe qui a déménagé et de celles de son « homologue » dans la catégorie de ceux qui n'ont pas déménagé.

Par Fatima OUBOULAL et Chaimae SLAOUI ANDALOUSSI (**)

La mobilité résidentielle est un sujet complexe et vaste, il est complexe car il ne consiste pas seulement à étudier les trajectoires géographiques des individus ou les mutations des parcs de logements, mais aussi l'évolution du couple ménage-logement. Ce couple est défini de façon simple (1), mais il est le lieu d'interactions complexes. Le logement n'est pas seulement l'actif dominant du patrimoine des ménages et leur second poste de consommation, il fait aussi l'objet d'un investissement affectif particulier. De

surcroît, il reflète leur position sociale, aussi bien au sein d'un groupe socioéconomique restreint ou d'un quartier (2) que dans un environnement plus large. Les possibilités de transformation d'un logement existant sont limitées et coûteuses. L'adéquation des caractéristiques du logement aux besoins et aux souhaits du ménage passe donc, le plus souvent, par un changement de résidence principale. Or, bien que l'ajustement se traduise par un déménagement, des contraintes pourraient empêcher les ménages de se déplacer, à savoir une éventuelle baisse du revenu du ménage, et par conséquent, l'incapacité de faire face aux coûts du déménagement.

Cette étude passe dans un premier temps, en revue de la littérature sur la question. Puis, nous présentons, en deuxième temps, une analyse économétrique des déterminants de la mobilité résidentielle des ménages au Maroc et enfin nous consacrons la dernière partie à

(*) Nous remercions le Haut Commissariat au Plan d'avoir mis à notre disposition les données de l'ENNVM 2006-2007 pour mener à bien ce travail de recherche. Nous exprimons également notre vive et sincère gratitude envers M. Abdeljaouad EZZRARI, chef de service à l'Observatoire des conditions de vie de la population, pour nous avoir accordé le privilège de nous encadrer et de nous accompagner tout au long de la préparation de ce travail.

(**) Titulaires d'un master en économétrie à la faculté des sciences juridiques, économiques et sociales.

(1) La définition adoptée ici correspond au concept de « ménage-logement ». On appelle « ménage » l'ensemble des occupants d'un même logement, quels que soient les liens qui les unissent. Il peut se réduire à une seule personne.

(2) Par rapport au voisinage immédiat, la position sociale peut être affichée par des attributs du logement tels que : la pelouse, le portail, etc. À une plus large échelle, le prestige du quartier ou du statut d'occupation sont censés exprimer cette appartenance.

examiner l'impact du déménagement sur les conditions de logement des ménages mobiles.

Revue de la littérature empirique

Les études consacrées à l'analyse de la mobilité résidentielle remontent aux années 1990 et continuent jusqu'à ces derniers temps. Les auteurs tels D. Courgeau, E. Lelièvre et O. Wolber (1998), T. Debrand et C. Taffin (2005), Marie Piron (2007), et AL expliquent que la décision du déménagement est liée à plusieurs facteurs (3): facteurs démographiques, socio-économiques et aux attributs liés au logement.

En effet, La plupart des études empiriques mettent en évidence le rôle de la variable « âge du chef du ménage » dans la décision du déménagement. Ces travaux considèrent classiquement quatre tranches d'âge. Les bornes choisies pour les tranches d'âges ne sont pas arbitraires. Elles présentent une forte adéquation entre les différentes positions dans le cycle de vie, où surviennent les événements familiaux, comme la mise en union, le départ de chez les parents, les naissances... [I. Robert-Bobée (2002)].

Ainsi, le lien entre la taille du ménage et la mobilité a suscité l'intérêt de plusieurs auteurs. En effet, L. Gobillon (2001) qui a travaillé sur une base de données réalisée par l'INSEE, et qui contient des données sur 7 300 ménages français interrogés entre 1994 et 1996, affirme que la probabilité de changer de résidence décroît avec la taille. Il explique que le déplacement d'une famille nombreuse nécessite des coûts importants (la recherche d'un habitat adéquat et grand). En effet, un budget d'une grande famille est plus serré par rapport à celui d'une famille petite ou moyenne. Par contre, d'autres auteurs comme D. Courgeau, B. Baccaini (1996), qui ont travaillé sur des données norvégiennes, montrent un lien positif entre la taille du ménage et la mobilité. Selon eux, l'ajustement du logement se fait après la

naissance du premier enfant et en prévision de la taille future de la famille.

Nous trouvons, d'une autre côté, l'effet des variables socioéconomiques sur la mobilité résidentielle: le milieu de résidence, la proportion des actifs occupés dans le ménage, le niveau d'éducation de chef du ménage et son revenu. Les études empiriques montrent que plus le niveau d'éducation est élevé plus la propension à la mobilité est grande. Selon L. Gobillon (2001), un niveau d'éducation élevé va de pair avec une plus grande capacité d'obtenir et d'analyser des informations publiées et d'utiliser des modes d'information sophistiqués. Dans le même sens, D. Courgeau, E. Lelièvre et O. Wolber (1998) trouvent, à partir de données françaises, que la mobilité augmente avec le niveau d'éducation. Ils confirment que le calendrier professionnel débute à la fin des études, au moment de valoriser son diplôme.

Concernant la variable « revenu de chef du ménage », déterminante à la prise de décision du déménagement, L. Gobillon, D. le Blanc (2004), montrent une liaison positive entre cette variable et la mobilité. Pour eux, un revenu élevé permet de faire face à des coûts de déménagement. Cependant, d'autres auteurs ont indiqué que cette liaison peut être inverse, à savoir A. Laferrère et C. Warzée (2002), qui ont utilisé l'enquête « Loyers et charges », dont l'échantillon comprend 8 500 logements. Ils ont expliqué cela par le fait que si le revenu est élevé, les ménages aisés ont une mobilité faible au cours de leur vie, parce qu'ils deviennent propriétaires plus tôt.

Une interrogation sur les attributs de logement est également nécessaire pour expliquer la mobilité résidentielle. En effet les études de L. Gobillon (2001), T. Debrand, C. Taffin (2005) et C. Couet (2006) arrivent à la conclusion que les locataires sont beaucoup plus mobiles que les propriétaires. Ces derniers contrôlent mieux leur logement, dans la mesure où ils peuvent le transformer jusqu'à satisfaction de leur besoins. Pour la variable « qualité du logement », la plupart des études empiriques posent le problème de la mesure de cette variable. Certains auteurs utilisent la surface ou le nombre de pièces du logement comme seule mesure de sa qualité [T. Debrand et C. Taffin (2005)]. Or, ces études concernent généralement les pays développés où l'accès à l'eau potable et aux équipements sanitaires ne se pose pas. Ainsi, M. Piron (2007) qui a travaillé sur un modèle

(3) Les facteurs explicatifs sont : l'âge de chef du ménage, son état matrimonial, son niveau d'éducation, la taille du ménage, le milieu de résidence, les dépenses du ménage, la proportion des actifs occupés dans le ménage, le statut d'occupation du logement et l'indice composite de la qualité de logement.

dynamique des mobilités résidentielles intra-urbaines à Bogotà, en utilisant les données des recensements de 1973 et 1995, mesure la qualité du logement sur la base de plusieurs critères. Elle intègre dans la mesure de la qualité du logement, la disposition des équipements sanitaires, de cuisine mais aussi l'accès aux réseaux d'eau et d'électricité. Aussi, S. Mukoko (1996) qui cherchait à déterminer les facteurs explicatifs de la qualité du logement en Indonésie, a utilisé un indicateur composite qui combine plusieurs caractéristiques liées au logement.

Dans notre travail, pour mesurer la qualité du logement, nous élaborons un indice composite qui incorpore les variables les plus citées dans la littérature et selon les données disponibles.

Analyse de données et construction de l'indice composite de la qualité du logement

L'utilisation des informations sur les conditions de logement de 7 062 ménages marocains, tirées de l'enquête des niveaux de vie de ses derniers durant l'année 2006-2007, nous a permis d'extraire les variables nécessaires, pour construire un indice composite de la qualité du logement y compris l'accès aux biens de communication, et ce après les différents traitements.

Présentation des variables relatives aux caractéristiques du logement :

Variables	Modalités	Pourcentages		
		Urbain	Rural	National
Type d'habitat	Villa ou appartement	20,4	0,3	12,7
	Maison moderne ou traditionnelle	72,4	11,6	49,5
	Logement rural	—	26,9	10,1
	Autre	7,2	62,2	27,7
Nombre de pièces	1 pièce	10,4	7,0	9,1
	2 pièces	28,9	25,2	27,5
	3 à 4 pièces	50,2	49,5	50,0
	5 pièces et plus	10,5	18,3	13,4
Electricité	Oui, compteur individuel	73,9	59,4	68,4
	Oui, compteur collectif	18,2	4,6	13,1
	Oui, sans compteur	2,2	5,8	3,6
	Non	5,7	30,2	14,9
Réseau d'eau	Oui	85,7	11,3	57,7
Cuisine	Oui	90,7	83,8	88,1
Toilette	Oui	97,8	69,6	87,2
Baignoire	Oui	11,2	0,3	7,1
Réfrigérateur	Oui	82,6	34,5	64,5
Télévision	Oui	95,5	76,2	88,3
Parabole	Oui	60,6	27,2	48,1
Téléphone fixe	Oui	19,9	1,2	12,8
Portable	Oui	84,4	64,5	76,9

Source : Tableau élaboré à partir de données d'enquête sur les niveaux de vie des ménages, réalisée par le Haut Commissariat au Plan en 2007.

D'après le tableau ci-dessus, nous constatons que 72,4 % des ménages urbains habitent dans des maisons modernes ou traditionnelles. Tandis que 62,2 % des ménages ruraux sont logés autrement (logement en pisé ou en pierre, baraques ou habitat sommaire, etc.).

Concernant le nombre de pièces, nous constatons que dans le milieu urbain, 10,5 % des ménages ont 5 pièces et plus, contre 18,3 % dans le milieu rural. Car c'est plus facile d'avoir plus de pièces dans le milieu rural.

Nous constatons aussi que 88,7 % des ménages ruraux n'ont pas accès à l'eau potable, tandis que leur taux d'accès à l'électricité est de 69,8 %.

Après avoir présenté les 12 variables susceptibles d'être utilisées pour construire l'indice composite de la qualité du logement et l'accès aux biens de communication, nous réalisons une analyse des correspondances multiples par l'approche de la matrice de Burt.

Analyse des correspondances multiples

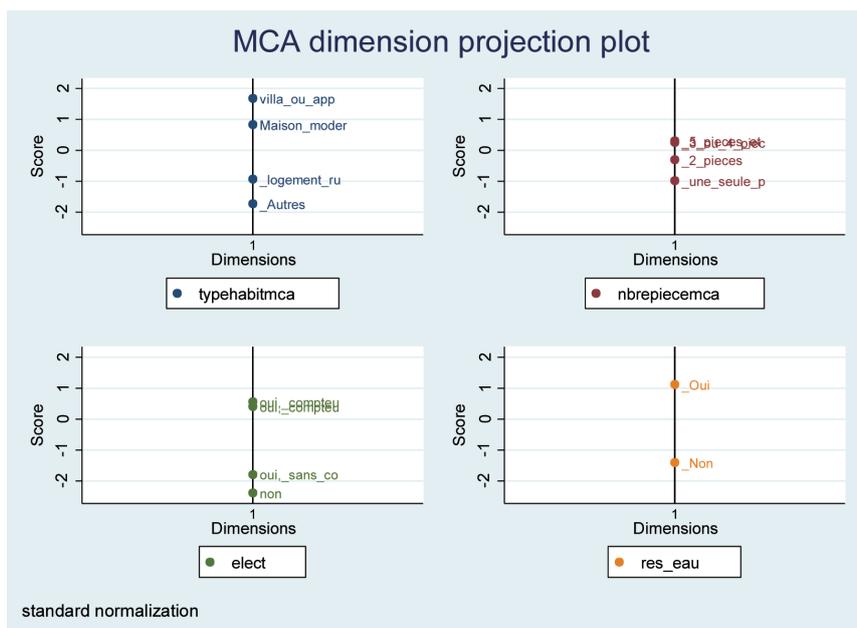
L'ACM (voir annexe n° 1) fournit des éléments de base permettant de sélectionner les variables qui vont servir dans la construction d'un indice composite de la

qualité du logement. Le principal critère utilisé pour réduire le nombre de variables sans perdre la consistance substantielle d'ensemble est celui du pouvoir explicatif ordinal du premier axe factoriel. Les variables qui ont cette propriété sont celles qui obéissent à la règle selon laquelle le bien-être en matière de conditions du logement se détériore en passant d'une situation de richesse à une situation de pauvreté tout au long de cet axe.

Cette propriété est une condition nécessaire pour que l'indice ordonne les ménages en fonction de leur niveau de bien-être (sur la base des caractéristiques du logement occupé). Elle consiste pour un indicateur primaire donné, à voir sa structure ordinale de bien-être, respectée par la structure ordinale des coordonnées (scores) de ses modalités sur le premier axe.

Le premier axe factoriel porte 83,15 % de l'inertie du nuage, contre 5,68 % pour le second axe factoriel, et aucune des modalités (ni aucune des variables) ne contribue de manière très forte (comparativement aux autres) à la construction de l'axe 1. Ceci nous permet de conclure que cet axe est lié à chacune des variables du logement, et non pas uniquement à quelques unes (voir annexe n° 1).

Aperçu graphique pour quatre variables utilisées pour l'ACM



Source : Tableau élaboré à partir de données d'enquête sur les niveaux de vie des ménages, réalisée par le Haut Commissariat au Plan en 2007.

L'axe 1 est donc suffisamment représentatif pour construire l'indice composite de la qualité du logement. Il est considéré comme un indicateur composite de la qualité du logement puisqu'il est corrélé avec chacune des variables du logement et résume plus de 80% de l'information (inertie). Nous pouvons donc interpréter l'axe 1, en utilisant quatre des variables utilisées pour l'ACM.

Les modalités « villa ou appartement », « maison moderne ou traditionnelle », « 3 pièces et plus », « électricité avec compteur individuel, électricité avec compteur collectif », ainsi que toutes les modalités « oui » pour les biens de consommation durables, se projettent sur la partie positive de l'axe 1.

Du côté négatif de l'axe 1, se projettent les modalités « logement rural », « autres type de logement (baraque, chambre...) », « électricité sans compteur », et les modalités « non » pour chacun des biens de consommation durables.

Nous constatons que l'axe retenu s'interprète comme un axe de confort avec un sens positif : plus les ménages se projettent du côté négatif de l'axe, plus le logement sera modeste. Par contre, les ménages projetés du côté positif de l'axe, ont des logements plus confortables.

Construction de l'indice composite de la qualité du logement

Les facteurs de l'ACM sont les variables numériques les plus liées à l'ensemble des variables qualitatives étudiées. L'ACM consiste en effet à résumer un ensemble de variables qualitatives par un petit nombre de variables numériques (un seul axe factoriel ici), ce qui revient à affecter un coefficient ou pondérer chaque modalité de chaque variable.

Ainsi, la coordonnée de chaque logement sur l'axe 1 est la moyenne arithmétique des coordonnées des modalités qu'ils le caractérisent. Il reste à extraire les coordonnées des ménages sur ce premier axe factoriel : ces coordonnées constituent l'indice composite de la qualité du logement occupé.

Dans ce sens, nous effectuons l'extraction de l'indice, nommé IndComp, extrait standardisé, c'est-à-dire normé-réduit, pour l'introduire comme variable

explicative dans le modèle d'analyse des déterminants de la mobilité résidentielle.

Modélisation économétrique des déterminants de la mobilité résidentielle

Il s'agit de modéliser (4) la probabilité qu'un ménage change sa résidence principale, en fonction des facteurs démographiques, socioéconomiques et ceux liés aux attributs du logement, à l'aide d'un modèle économétrique de type **Logit**.

Al'instar des études qui ont traité la mobilité résidentielle, les variables explicatives sont prises au moment de l'enquête car la situation exacte des ménages avant la mobilité est inconnue. Les seuls facteurs explicatifs utilisables sont ceux qui expliquent l'immobilité des ménages, c'est à-dire la probabilité de ne pas avoir déménagé, et donc, indirectement, ceux qui expliquent la mobilité des ménages.

$$\text{Mobilité résidentielle} = \begin{cases} 1 & \text{si le ménage est mobile} \\ & \text{(a changé son logement)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Où « Mobilité résidentielle » est une variable latente sous jacente au phénomène, et qui peut s'écrire sous forme d'une combinaison linéaire des caractéristiques du ménage ainsi que celles de son logement, et un terme aléatoire.

$$y_i^* = X_i \beta + U_i$$

X_i : Le vecteur des variables explicatives correspondant au ménage.

β : Le vecteur des variables explicatives correspondant au ménage.

U_i : Le résidu.

(4) Avant d'effectuer les différentes estimations, il est indispensable de mesurer les coefficients de corrélations entre les variables exogènes, notamment à travers la matrice des corrélations partielles. Les résultats du test montrent que les variables explicatives ne sont pas parfaitement corrélées (les coefficients sont faibles), ce qui nous permet de conclure qu'il n'y pas de problème de colinéarité qui peut affecter l'estimation du modèle (voir annexe n° 2).

La régression économétrique par le modèle Logit

Les variables explicatives		Coefficient	Test de student	P > z	
Les variables démographiques	Age du chef du ménage	-0,0593402 ***	-10,64	0,000	
	Taille du ménage	-0,0587918 *	-1,65	0,099	
	Etat matrimonial du chef du ménage	Marié (e)	Modalité de référence		
		Célibataire	-0,8196425 ***	-3,27	0,001
		Divorcé (e)	-0,1011077	-0,33	0,739
Veuf (ve)		-0,1339751	-0,57	0,568	
Les variables socioéconomiques	Niveau d'éducation du chef du ménage	Néant	Modalité de référence		
		Fondamental	0,2468909 **	1,96	0,049
		Secondaire	0,1478529	0,78	0,438
		Supérieur	0,3634456*	1,65	0,099
	Log dépenses par tête dans le ménage	0,3357055 ***	2,99		
	Proportion des actifs occupés dans le ménage	-0,4287521**	-1,92	0,055	
	Milieu de résidence	Rural	Modalité de référence		
Urbain		0,6063772 ***	3,69	0,000	
Les variables liées aux attributs du logement	Statut d'occupation du logement	Propriétaire	Modalité de référence		
		Accédant à la propriété	0,2777629	0,86	0,391
		Mocataire	1,563945***	11,71	0,000
		Autre	0,7900624***	4,92	0,000
	Indice composite de la qualité du logement	-0,242749***	-2,86	0,004	
	Constante	-3,064529***	-3,01	0,003	
Nombre des observations = 7062					
Wald chi2 = 513,59					
Prob > chi2 = 0,0000					
Pseudo R2 = 0,1831					

*** significatif à 1 % ** significatif à 5 % * significatif à 10 %

Analyse des résultats

L'estimation de la probabilité qu'un ménage change de logement montre que le **coefficient de détermination** R^2 (18,31 %) est satisfaisant pour une estimation sur

données individuelles. Nous pouvons donc dire que le modèle permet d'expliquer 18,31 % de la variabilité de la variable endogène (la mobilité). Puis la lecture

du **Wald chi2** (513.59) et de sa probabilité ($\text{Prob} > \chi^2 = 0,000$) nous permet de dire que globalement les coefficients sont significativement différents de zéro, donc le modèle est bien spécifié. Ensuite, la lecture **des T de student** et de ses probabilités montre que l'ensemble des coefficients sont significatifs au seuil de 1 %, 5 % et 10 %, mis à part deux modalités de la variable état matrimonial du chef du ménage (veuf et divorcé), deux modalités de la variable niveau d'éducation du chef du ménage (secondaire et autre) et une modalité de la variable statut d'occupation du logement (accédant à la propriété) par rapport à leurs modalités de référence respectives.

A partir de cette estimation, nous pouvons discuter les facteurs influençant la mobilité résidentielle des ménages :

L'influence des facteurs démographiques

L'âge du chef du ménage

Conformément à nos attentes, l'âge (5) agit significativement sur la mobilité résidentielle des ménages. Nous avons obtenu un coefficient négatif et significatif au seuil de 1 % ($t = 10,64$) qui signifie que si l'âge du chef du ménage i est supérieur à celui du chef du ménage j , la probabilité que ce dernier change sa résidence principale est plus grande que celle du premier. Autrement dit, plus le chef du ménage avance dans l'âge, plus il est stable, ce qui entraîne une mobilité moindre. Ce résultat vient en accord avec ceux de la statistique descriptive. Dans ces derniers, nous avons trouvé que le taux de déménagement décroît avec l'âge, et ce au niveau national, ainsi que dans chaque type de milieu (urbain et rural). Les taux les plus élevés sont enregistrés dans la première classe d'âges [15-35], 17,60 %, 9,69 % et 23,8 % respectivement. Nous pouvons donc conclure que les ménages dont le chef est plus âgé sont les moins mobiles, ils ont peut être pu devenir plus tôt propriétaires de leur logement, et leur situation est plus stable, en matière d'emploi ainsi

(5) Pour l'âge, il n'est pas significatif et son introduction perturbe le modèle, c'est pour cela que nous l'avons écarté. De plus, la mobilité est plus forte jusqu'à un seuil où elle commence à diminuer. Cependant, nous n'étudions que la mobilité des ménages, c'est-à-dire qu'une partie qui déménage n'est pas observée (les individus).

qu'au niveau familial (la phase de stabilité dans le cycle de vie familial).

La taille du ménage

La taille du ménage a un impact significatif et négatif sur la probabilité que ce dernier change sa résidence principale ($t = -1,66$). Cela veut dire que plus la taille du ménage est étendue plus sa chance de changer sa résidence principale diminue.

Ces résultats rejoignent ceux obtenus par la statistique descriptive, selon laquelle nous avons conclu que le taux de déménagement des ménages ayant une taille de 7 personnes est le plus faible (2,56 % au niveau national, 3,95 % dans le milieu urbain et 1,34 % dans le milieu rural). Ainsi, le taux de déménagement des ménages qui ont une petite ou moyenne taille est relativement élevé. Ceci nous a amené à conclure que les ménages ayant une taille petite ou moyenne sont les plus susceptibles de déménager. Ce qui peut être expliqué par les besoins en logement qui s'affichent avec la formation des familles et la croissance de leur taille (naissance notamment).

L'état matrimonial du chef du ménage

Un chef du ménage marié a une plus grande probabilité de changer sa résidence principale qu'un célibataire (coefficient négatif et significatif $t = -3,27$). Ce dernier possède probablement des ressources financières faibles par rapport à un couple marié (près de la moitié des jeunes (42 %) ne pensent pas au mariage à cause de l'absence de moyens financiers (6)).

Du point de vue des statistiques descriptives, nous constatons que les chefs des ménages mariés ont le taux de déménagement le plus élevé (10,91 % au niveau national, 13,92 % au milieu urbain et 3,57 % dans le rural). Suivis par les chefs des ménages divorcés (8,38 %, 9,27 % et 3,29 % respectivement). Tandis que les chefs des ménages célibataires et veufs sont relativement les moins mobiles.

Ces résultats étayent en partie ceux de D. Courgeau (1984) qui trouve que les chefs des ménages mariés changent plus souvent de logement afin d'ajuster leur besoins en matière d'habitat, qui changent généralement

(6) Enquête réalisée par le Haut Commissariat au Plan sur les jeunes marocains en 2011.

après la construction d'une famille (naissances notamment). Alors que la faiblesse de la mobilité des chefs des ménages célibataires peut être expliquée par le fait qu'ils vivent avec leurs mères veuves ou divorcées et qui les prennent en charge.

L'influence des facteurs socioéconomiques

Le milieu de résidence

Le milieu de résidence a un impact sur la probabilité que les ménages changent leur logement. Le coefficient positif et significatif ($t = 3,69$) de la modalité « urbain » indique que lorsque nous passons du milieu rural au milieu urbain, la probabilité que les ménages changent leur résidence principale augmente. Ceci est conforme aux résultats de la statistique descriptive qui montrent que le taux de déménagement est plus grand dans le milieu urbain (8,35 %), que dans le milieu rural (3,08 %). Ces résultats rejoignent ceux de Carpentier (2010) qui montre que l'action de mobilité est surtout motivée par l'acquisition du logement souhaité et que le milieu urbain se caractérise par une plus grande diversification en matière d'offre de logements et d'emploi.

Le niveau d'éducation du chef du ménage

La régression économétrique montre que plus le niveau d'éducation du chef du ménage augmente, plus la propension à la mobilité est grande. Ce résultat soutient celui de la statistique descriptive et ceux constatés par L. Gobillon (2001), D. Courgeau, E. Lelièvre et O. Wolber (1998). Selon ces auteurs, plus le niveau d'éducation du chef du ménage est grand, plus son aptitude à la recherche d'informations et à son traitement est grande, de même que sa capacité de monter un dossier de demande de financement, ce qui accroît sa mobilité résidentielle. Quant à l'analyse statistique, elle a démontré que le taux de déménagement croît avec le niveau d'éducation du chef du ménage et ce, au niveau national ainsi qu'aux milieux urbain et rural. Les ménages les plus mobiles sont ceux dont le chef a un niveau supérieur (13,48 %, 13,54 % et 12,50 % respectivement). Alors que les ménages les moins mobiles sont ceux dont le chef n'a aucun niveau d'éducation (3,68 %, 4,97 % et 2,44 % respectivement).

Les dépenses par tête dans le ménage

Le coefficient de la variable « log de dépenses par tête dans le ménage », pris comme proxy du revenu, est positif et significatif au seuil de 1 % ($t = 2,97$). Cela montre que plus le revenu augmente, plus les ménages auront plus de chances de changer leur résidence principale. Ces résultats sont conformes avec ceux de L. Gobillon, D. le Blanc (2004), qui trouve qu'un revenu élevé permet de faire face aux coûts de déménagement, et les ménages qui ont ce revenu sont les plus mobiles. Ceci vient en accord avec les résultats descriptifs qui montrent que plus les dépenses par tête augmentent (proxy du revenu), plus le taux de déménagement augmente.

La mobilité résidentielle, que ce soit pour les ménages locataires, ou ceux optant pour la propriété, nécessite des coûts importants. D'où le résultat de la régression économétrique obtenu, qui montre qu'il y a une liaison positive entre le revenu et la mobilité résidentielle.

La proportion des actifs occupés dans le ménage

Quant à la proportion des actifs occupés dans le ménage, elle agit négativement et significativement sur la probabilité qu'un ménage change sa résidence principale ($t = -1,93$). Nous constatons que plus la proportion des actifs occupés dans le ménage augmente, plus la probabilité de déménager baisse. Ces résultats rejoignent ceux trouvés par H. Debrand et C. Taffin (2005), selon lesquels, la probabilité de changer de logement diminue si le ménage contient plusieurs actifs occupés. En effet, Les difficultés éventuelles rencontrées par les autres membres actifs occupés du ménage, pour trouver un nouvel emploi qui serait proche de leur nouvelle résidence, peuvent constituer un obstacle. (Élargissement de la distance domicile-travail, risque de ne pas trouver un autre emploi, etc.).

L'influence des variables liées aux attributs du logement

Le statut d'occupation du logement

Les résultats montrent que le statut d'occupation a un impact significatif sur la probabilité de déménagement. D'une part, le fait d'être locataire ($t = 11,71$) ou logé autrement ($t = 4,93$) augmente la probabilité qu'un

ménage change sa résidence principale, par rapport à la modalité de référence (propriétaire).

Ces résultats sont conformes avec les constatations de l'analyse statistique, selon lesquelles les ménages locataires sont les plus mobiles. Ils sont également conformes avec ceux de L. Gobillon (2001), T. Debrand, C. Taffin (2005) et C. Couet (2006) qui trouvent également que les locataires sont beaucoup plus mobiles que les propriétaires.

Ceci peut être expliqué par le fait que les locataires n'acceptent généralement pas de réaliser des travaux d'aménagement dans le logement d'un tiers. Ils préfèrent déménager pour améliorer leurs conditions de logement, ou encore devenir propriétaires. Contrairement aux ménages locataires, les propriétaires investissent dans l'amélioration de leur habitat au lieu de chercher à acquérir un autre.

Pour les ménages qui sont logés autrement, à savoir le logement de fonction, ils sont également plus mobiles que les propriétaires, puisqu'ils déménagent une fois la période de leur travail prend fin.

La qualité du logement

La variable « indice composite de la qualité du logement » a un impact significatif et négatif sur la probabilité qu'un ménage change sa résidence principale ($t = -2,88$). En effet, plus la qualité du logement est bonne, moins le ménage opte pour le déménagement. Ces résultats rejoignent également ceux de H. Debrand et C. Taffin (2005). Selon eux, la qualité du logement impacte la décision de déménagement. Le ménage demeure longtemps dans son logement, tant que la qualité de ce dernier est satisfaisante.

L'ensemble des résultats obtenus soulèvent une question alternative : quel est l'effet du déménagement sur les conditions de logement des ménages mobiles ?

Pour aborder cette question, nous allons comparer les attributs du logement des ménages ayant changé de résidence aux autres. Pour ce faire, le groupe de comparaison sera constitué à partir des ménages non mobiles. Il s'agit d'y identifier les ménages qui ont des caractéristiques démographiques et socioéconomiques similaires à ceux qui ont déménagé.

Méthode d'appariement : introduction et tests de validation

Nous analysons ici l'impact de la mobilité résidentielle sur les conditions de logement. Faute de données sur les logements occupés auparavant par les ménages ayant déménagé. Nous utilisons la méthode d'appariement.

Nous allons donc constituer un groupe de comparaison à identifier parmi les 6 620 ménages qui n'ont pas changé de logement. Nous retiendrons ceux qui ont les mêmes caractéristiques démographiques et socioéconomiques que ceux qui ont déménagé.

Introduction à la méthode d'appariement

La méthode d'appariement a été utilisée pour la première fois dans l'évaluation des politiques publiques par P. Rosenbaum et D. Rubin en 1983. Ensuite, cette méthode a été également appliquée dans l'étude des écarts salariaux entre les hommes et les femmes [M. Frölich (2007)], ainsi que dans l'évaluation du rendement de l'enseignement supérieur [M. Titus (2007)].

Par ailleurs, nous trouvons d'autres études dites « cas-témoins » qui diffèrent de ces études évaluatives, notamment les études en relation avec le domaine médical. Elles utilisent généralement les techniques d'appariement pour mettre en évidence l'association entre l'exposition à un facteur de risque et la survenue d'un phénomène (une maladie).

Dans notre cas, nous cherchons à l'aide de la technique d'appariement, à déterminer l'impact de la mobilité résidentielle sur le statut d'occupation du logement, le type d'habitat, la strate d'habitat, la qualité du logement ainsi que le nombre de pièces.

La méthode consiste donc à associer à chaque ménage mobile, un ménage non mobile doté de caractéristiques similaires et qui aurait donc pu changer sa résidence s'il le désirait.

Ainsi, nous avons fait ressortir un groupe de 442 ménages non mobiles, et qui ont des caractéristiques démographiques et socioéconomiques similaires que le groupe des ménages mobiles.

Soit $D_i = 1$ si le ménage a changé son logement (ménage mobile), et $D_i = 0$ sinon (ménage non mobile). Y_i Représente les variables d'intérêts. Dans notre étude, ce sont les variables liées aux attributs du logement. Ainsi l'effet de déménagement est égal à :

$$\Delta_i = Y_{i1} - Y_{i0}$$

Or, il n'est pas possible d'observer un même ménage face aux deux situations, nous devons donc mesurer l'effet moyen du déménagement sur le groupe de traitement (les ménages mobiles) que nous notons :

$$\Delta_{ATT} = E(Y_{i1} | D_i = 1) - E(Y_{i0} | D_i = 1)$$

Pour calculer cet effet, la méthode d'appariement utilisée doit respecter deux hypothèses : la première est l'indépendance des caractéristiques observables « Conditional Independence Assumption (CIA) », la deuxième est le support commun.

La première hypothèse sous entend que la sélection est basée uniquement sur les caractéristiques observées X .

Formellement cette hypothèse s'écrit :

$$Y_0; Y_1 \perp T/X$$

Pour l'hypothèse du support commun (*Common support*), elle permet de s'assurer que pour chaque ménage traité, il y a des ménages de contrôle s'appuyant sur les mêmes variables observées, et qu'ils ont des scores de propension très proches l'un de l'autre.

$$\forall x; 0 < P(T = 1 | X = x) < 1$$

Ainsi, l'estimation de score de propension devrait être réalisée sur des variables qui influencent la décision de déménagement.

Le choix de ces variables est très important pour vérifier l'hypothèse de CIA. M. Caleindo et S. Kopeinig (2008) soulignent que le fait d'omettre d'importantes variables risque d'entraîner des résultats biaisés. Il est donc recommandé de choisir les variables sur la base des théories économiques et des études empiriques antérieures.

Dans notre étude, la décision de déménagement est fonction de plusieurs variables (7). Nous avons choisis

(7) Les variables prises pour la modélisation de la mobilité résidentielle.

six variables comme outils d'appariement : taille du ménage, proportion des actifs occupés dans le ménage, dépenses par tête dans le ménage, âge du chef du ménage, son état matrimonial et son niveau d'éducation.

Plusieurs méthodes d'estimation (voir annexe n° 3) peuvent être utilisées. Smith et Todd (2005) soulignent que ces différentes méthodes donnent généralement des résultats similaires. Puisque il n'existe pas un consensus sur la meilleure méthode d'estimation, nous avons choisi d'utiliser la méthode de plus proche voisin. Cette dernière consiste à chercher les ménages non mobiles ayant les scores les plus proches de ceux des ménages mobiles. Elle peut s'effectuer sans remise (le ménage du groupe de contrôle n'est sélectionné qu'une seule fois) ou avec remise (le ménage peut être sélectionné plusieurs fois).

La principale limite de la méthode de plus proche voisin est qu'elle peut effectuer un appariement entre deux ménages avec une distance en termes de score de propension assez importante. Une façon de remédier à cette limite est de déterminer un seuil en imposant une distance maximale entre les scores de propension. A l'instar de plusieurs études, nous prenons 0,01 comme la distance maximale entre deux ménages d'un même pair.

Nous recourons dans notre cas à la méthode de plus proche voisin sans remise. Cette dernière présente un avantage de précision par rapport à celle de plus proche voisin avec remise.

Estimation du score de propension

Comme nous avons expliqué, la réalisation d'appariement repose sur l'estimation du score de propension, à l'aide d'un modèle probit. Ce dernier est utilisé par défaut dans ce genre d'estimations. Notre variable à expliquer est une variable binaire qui est égale à 1 si le ménage a changé son logement et à 0 sinon.

Nous constatons que les résultats sont globalement satisfaisants. Le seuil de significativité de l'ensemble des variables est de 1%, sauf les deux modalités de l'état matrimonial « divorcé » et « veuf ».

En effet les résultats de cette régression rejoignent ceux du premier modèle, ce qui montre la robustesse de ce dernier (les variables sont restées significatives même après avoir écarté quelques unes).

L'estimation du score de propension par le modèle probit				
Variables		Coefficient	Z	P> Z
Age du chef du ménage		-0,0300737 ***	-12,50	0,000
Niveau d'éducation du chef du ménage	Néant	Modalité de référence		
	Fondamental	0,1719647 ***	2,85	0,004
	Secondaire	0,2170429 ***	2,39	0,017
	Supérieur	0,2738268 ***	2,54	0,011
Etat matrimonial du chef du ménage	Célibataire	-0,3537156 ***	-2,76	0,006
	Marié (e)	Modalité de référence		
	Divorcé (e)	0,0412846	0,28	0,776
	Veuf (ve)	-0,1096593	-1,06	0,288
Taille du ménage		-0,0751222 ***	-4,75	0,000
La proportion des actifs occupés dans le ménage		-0,2474932 ***	-2,52	0,012
Log de dépenses par tête dans le ménage		0,10671 ***	2,46	0,014
Constante		-0,7243841 *	-1,73	0,084
Nombre des observations : 7062			LR chi2(9) = 384,03	
Prob > chi2 = 0,0000			Pseudo R2 = 0,1162	

*** significatif à 1 % ** significatif à 10 %.

Les tests de validation de la méthode du score de propension

Avant de présenter les résultats, il est important de vérifier la qualité d'estimation du score de propension. Pour ce faire, il faut examiner la propriété d'équilibrage. Celle-ci est généralement jugée par deux tests qui sont le test d'égalité de moyennes et le test de différences standardisées. Ces tests sont développés par P. Rosenbaum et D. Rubin (1983).

Si l'appariement est correct, il ne devrait plus y avoir de différence significative de moyenne entre les deux

groupes de ménages. C'est le principe du test d'égalité de moyennes.

Le test de différences standardisées, permet quant à lui, de déterminer la réduction du biais dû à l'appariement par le score de propension. P. Rosenbaum et D. Rubin (1983) soulignent qu'une différence standardisée supérieure à 20 devrait être considérée comme trop importante. Dans la présente étude, aucune valeur n'est supérieure à |20| (voir annexe n° 4).

D'après ces tests, la qualité du score de propension semble correcte. Finalement, des comparaisons des moyennes sont effectuées une fois l'appariement réalisé.

Analyse de l'effet de la mobilité résidentielle sur les conditions de logement des ménages

Comparaison des conditions de logement entre les deux groupes : au niveau national

Variables		Mean		Difference	T-stat
		Control	Treated		
Statut d'occupation du logement	Propriétaire	63,80 %	33,04 %	-30,76 %	-9,61
	Accédant à la propriété	2,71 %	2,71 %	0 %	0,00
	Locataire	19,46 %	48,64 %	29,18 %	9,34
	Autre	14,03 %	15,61 %	1,58 %	0,66
Type d'habitat	Villa	2,49 %	0,45 %	-2,04 %	-2,52
	Appartement	13,34 %	19,23 %	5,89 %	2,37
	Maison marocaine traditionnelle	5,85 %	4,75 %	-1,10 %	2,01
	Maison moderne	45,38 %	57,01 %	11,63 %	3,18
	Logement rural	10,28 %	4,31 %	-5,97 %	-2,95
	Autre	22,66 %	14,25 %	-8,41 %	-3,94
Strate d'habitat	Rural	30,67 %	18,46 %	-13,21 %	-1,2
	Luxe ou moderne	13,80 %	13,22 %	-0,58 %	-2,70
	Ancienne médina	4,17 %	4,07 %	-0,10 %	-3,72
	Nouvelle médina	37,11 %	48,19 %	11,08 %	3,35
	Précaire clandestin	14,25 %	16,06 %	1,81 %	0,75
Indice composite de la qualité du logement		2,67	3,70	1,03	2,02
Nombre de pièces	1 pièce	15,01 %	15,16 %	0,15 %	0,77
	2 pièces	26,86 %	33,97 %	7,11 %	0,93
	3 ou 4 pièces	46,71 %	46,80 %	0,09 %	-0,27
	5 pièces et plus	11,42 %	4,07 %	-7,35 %	-3,97

Nous remarquons que la modalité du résultat « propriétaire » fait apparaître une différence moyenne négative (-30,76 %) et significative ($t = -9,61$) de l'effet de déménagement sur les ménages mobiles. Autrement dit, nous constatons une diminution de -30,76 % du taux de propriété des ménages du groupe de traitement par rapport aux ménages du groupe de contrôle. Tandis que pour les locataires, la différence est positive (29,18 %), et significative ($t = 9,34$).

Ces résultats peuvent être expliqués par plusieurs raisons:

- Premièrement, certains ménages qui habitent dans des zones éloignées, se trouvent obligés de changer leur résidence afin de pouvoir s'approcher de leur lieu de travail. En effet, selon P. Gerber, O. Klein et S. Carpentier (2010), les propriétaires ont tendance à se localiser loin de leur lieu de travail à cause du prix de l'immobilier, qui est cher au centre.
- Deuxièmement, quelques ménages sont attirés par le désir d'habiter dans un quartier de luxe, pour cela ils sont prêts à abandonner leur statut de propriétaire pour devenir locataire.

- Troisièmement, l'exode rural entraîne souvent le passage du statut propriétaire au statut locataire. Généralement, quand les ménages ruraux se dirigent vers l'urbain, ils deviennent locataires après avoir été propriétaires.

En ce qui concerne les autres statuts d'occupation (les accédants à la propriété, logement gratuit, logement de fonction, etc.), il n'y a pas de différence sensible entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle.

Pour le type d'habitat, nous relevons que le taux d'occupation des villas diminue de $-2,04\%$. De plus, nous apercevons une augmentation du taux d'occupation des appartements et des maisons modernes pour les ménages mobiles ($5,89\%$ et $10,63\%$ respectivement). Alors que les taux d'occupation des maisons traditionnelles, logements ruraux et les autres types d'habitat, enregistrent une diminution ($-1,10\%$, $-5,97\%$ et $-8,41\%$ respectivement).

Ce constat nous permet de dire que probablement, les ménages qui veulent changer leur villa, se dirigent en général vers d'autres types de logement. Cet acte peut s'expliquer par le départ des enfants ou encore le veuvage. Cela est conforme aux résultats statistiques, qui montrent que le taux d'occupation des villas est de 0% pour le groupe des ménages mobiles dont le chef est veuf, ainsi que pour ceux qui ont une petite taille [1-3] (voir annexe n° 5 et n° 6).

D'un autre côté, il se peut que les ménages qui habitent dans des logements moins favorables se dirigent vers des habitations plus adéquates, à savoir les appartements ou les maisons modernes.

Ainsi, la variable du résultat «strate d'habitat» nous informe sur les endroits qui attirent le plus les ménages

mobiles. Nous commençons par les deux strates «luxe ou moderne» et «ancienne médina». Celles ci ont presque le même taux moyen pour les deux groupes. Cela signifie probablement que les ménages qui changent d'habitat restent dans la majorité des cas dans la même strate d'habitat. Par contre, nous observons pour la strate «nouvelle médina» une différence de $11,08\%$. Ceci est dû entre autres, aux caractéristiques attractives en matière de la qualité du logement (des logements nouveaux).

Concernant le nombre de pièces, nous constatons qu'une différence négative n'est enregistrée que pour 5 pièces et plus ($-7,01\%$). Ceci peut être expliqué par le fait que les logements destinés à la location ne permettent généralement pas d'avoir ce nombre de pièces. Sachant que $48,64\%$ des ménages mobiles sont des locataires contre $19,46\%$ pour les non mobiles.

De plus, nous constatons que les ménages qui ont changé leur habitat, ont en moyenne une qualité du logement meilleure que celle du groupe de contrôle. Ceci montre que la location n'est pas signe d'une mauvaise qualité du logement. Globalement, en déménageant, les ménages améliorent leurs conditions d'habitat. (Effet d'urbanisation notamment.

Etude stylisée selon le milieu de résidence

L'objectif de cette étude stylisée est de voir si la mobilité résidentielle a un effet différencié sur le changement de statut d'occupation, le type d'habitat, le nombre de pièces et la qualité du logement, et ce selon le milieu de résidence.

Variables				Mean		Difference	P-value
				Control	Treated		
Statut d'occupation du logement	Propriétaire	Milieu	Urbain	56,29 %	28,93 %	-27,36 %	0,000
			Rural	80,00 %	50,00 %	-30 %	0,000
	Accédant à la propriété	Milieu	Urbain	3,97 %	3,37 %	-0,60 %	0,681
			Rural	—	—	—	—
	Locataire	Milieu	Urbain	25,50 %	56,18 %	30,68 %	0,000
			Rural	6,43 %	17,44 %	11,01 %	0,009
	Autre	Milieu	Urbain	14,24 %	11,52 %	-2,72 %	0,445
			Rural	13,57 %	32,56 %	18,99 %	0,001
Type d'habitat	Villa	Milieu	Urbain	3,64 %	0,56 %	-3,04 %	0,005
			Rural	—	—	—	0,721
	Appartement	Milieu	Urbain	19,54 %	23,87 %	4,33 %	0,000
			Rural	—	—	—	0,721
	Maison marocaine traditionnelle	Milieu	Urbain	5,30 %	5,34 %	0,04 %	0,982
			Rural	0,71 %	2,33 %	1,62 %	0,304
	Maison moderne	Milieu	Urbain	62,58 %	65,17 %	2,59 %	0,491
			Rural	11,43 %	23,25 %	11,82 %	0,018
	Logement rural	Milieu	Urbain	—	—	—	—
			Rural	29,29 %	22,09 %	-7,2 %	0,260
	Autre	Milieu	Urbain	8,94 %	5,06 %	-2,92 %	0,049
			Rural	58,57 %	52,33 %	-6,24 %	0,358
Indice composite de la qualité du logement		Milieu	Urbain	2,94	3,10	0,16	0,000
			Rural	1,85	1,77	-0,08	0,000
Nombre de pièces	1 pièce	Milieu	Urbain	12,25 %	12,64 %	0,39 %	0,880
			Rural	24,71 %	25,58 %	0,87 %	0,069
	2 pièces	Milieu	Urbain	33,44 %	35,68 %	2,24 %	0,549
			Rural	22,14 %	31,21 %	9,07 %	0,014
	3 ou 4 pièces	Milieu	Urbain	46,36 %	47,75 %	1,39 %	0,721
			Rural	35,29 %	36,56 %	1,27 %	0,080
	5 pièces et plus	Milieu	Urbain	7,95 %	3,93 %	-4,02 %	0,028
			Rural	17,86 %	6,65 %	-11,21 %	0,004

Nous constatons que la différence du taux moyen de propriété entre le groupe des ménages mobiles et celui des ménages non mobiles est relativement la même (-27,36 % dans l'urbain et -30 % dans le rural). Cependant, nous constatons l'inverse pour le taux de location (30,68 % dans l'urbain contre 11,01 % dans le rural). Pour les accédants à la propriété, nous observons qu'il y a une absence totale de cette catégorie dans le milieu rural, alors que dans le milieu urbain le taux d'accédants à la propriété nous paraît relativement identique pour les deux groupes.

Cette différence en matière de taux de location entre les deux groupes selon le milieu, peut être expliquée par le fait que le pourcentage des ménages locataires ruraux est très faible (2,4 %). De surcroît, l'exode rural entraîne un passage de statut de propriétaire à celui de locataire. Ainsi, la nature du travail et la faiblesse des revenus en milieu rural, et par conséquent la difficulté de rembourser un crédit logement (même en présence des organismes de crédit dans ce milieu), nous permet de concevoir l'absence des accédants à la propriété dans ce dernier.

Concernant le type d'habitat « maison moderne », la différence est de 2,59 % et 11,82 % (urbain et rural respectivement), et ce entre les deux groupes. Ceci peut être expliqué par le fait que les ménages qui changent leur logement dans le milieu rural, optent pour des habitats plus modernes, (la différence en matière de type habitat « logement rural » est négative (-7,2 %)).

En ce qui concerne les autres types d'habitats, ainsi que le nombre de pièces, nous trouvons des résultats similaires à ceux trouvés dans la première partie de cette section (comparaison entre les deux groupes au niveau national).

Quant à la qualité du logement, nous constatons une amélioration des conditions d'habitat pour les ménages mobiles par rapport aux non mobiles (dans le milieu urbain). Par contre, les conditions de logement des ménages mobiles dans le milieu rural, sont relativement proches de celles des ménages non mobiles.

Finalement, d'après cette étude, nous avons trouvé que les ménages mobiles ont une qualité meilleure que ceux dotés des mêmes caractéristiques démographiques et socioéconomiques, et qui n'ont pas changé leur

résidence. C'est-à-dire que lorsqu'ils prennent la décision de déménagement, ils cherchent généralement à se diriger vers des logements dont la qualité est meilleure que leur ancien habitat.

Conclusion

Le déménagement est aussi un moyen d'améliorer les conditions de logement, mais il demeure contraint par :

- la composition démographique du ménage (taille et structure par âge) ;
- les caractéristiques démographiques du chef de ménage et des autres membres du ménage (âge, situation matrimoniale) ;
- les caractéristiques socio-éducatives du chef de ménage (niveau scolaire), et ;
- les niveaux de vie du ménage. ■

Bibliographie

- Arild Aakvik (2001), « Bounding a Matching Estimator: the Case of a Norwegian Training Program », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 1, n° 63, p. 115-143.
- Brigitte Baccaini et Daniel Courgeau (1996), « The spatial mobility of the two generations of young adults in Norway », *International Journal of Population Geography*, p. 333-259.
- Sascha Becker et Andrea Ichino (2002), « Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores », *Stata Journal*, StataCorp LP, vol. 2 (4), p. 358-377, November.
- René Böheim et Mark Taylor (1999), « Residential Mobility, Housing Tenure and The Labour Market in Britain », *Working Paper*, University of Essex.
- Samuel Carpentier (2010), « Modes d'habiter urbains et ruraux : entre continuité et rupture », *Articulo-Journal of Urban Research*.
- Christine Couet (2006), « La mobilité résidentielle des adultes : existe-t-il des parcours type ? », *Insee*, p. 159-179.

- Daniel Courgeau (1984), « Relations entre cycle de vie et migrations », *Population*, p. 483-513.
- Daniel Courgeau, Eva Lelièvre et Odile Wolber (1998), « Reconstruire des trajectoires de mobilité résidentielle », *Economie et statistique*, n° 316-317, p. 163-173
- Thierry Debrand et Claude Taffin (2005), « Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans », *Economie et statistique*, n° 381-382, p. 125-146.
- Markus Frölich (2007), « Propensity score matching without conditional independence assumption with an application to the gender wage gap in the United Kingdom », *Econometrics Journal*, vol. 10, n° 2, p. 359-407.
- Philippe Gerber, Olivier Klein et Samuel Carpentier (2010), « Mobilité locale et périurbanisation transfrontalière », *CEPSINSTEAD Working Paper*, (2010), vol. 2010, issue 22, p. 32.
- Laurent Gobillon (2001), « Emploi, logement et mobilité résidentielle », *Economie et statistique*, p. 77-99.
- Laurent Gobillon et David Le Blanc (2004), « L'impact des contraintes d'emprunt sur la mobilité résidentielle et le choix de statut d'occupation des ménages : un modèle simple de demande », *Annales d'économie et de statistique*, 74, p. 15-46.
- Anne Laferrère et Claire Warzée (2002), « L'évolution des loyers en 2001. Secteur libre et HLM, deux dynamiques différentes », *INSEE Première*, 839.
- Samba Mukoko (1996), « Low-income Housing Urban Economies, a Case Study of Surabaya Indonesia », *UNCRD Nagoya*.
- Marie Piron (2007), « Modèle dynamique des mobilités résidentielles intra-urbaines à Bogotá », *l'Espace géographique*, t. 36, p. 337-351.
- Isabelle Robert-Bobée (2002), « Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie. Une comparaison des estimations issues des enquêtes jeunes et carrières 1997 et histoire familiale 1999 », *Document de travail, INSEE, septembre 2002*.
- Paul Rosenbaum et Donald Rubin (1983), « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, vol. 70, p. 41-55.
- Paul Rosenbaum (2002), « Observational Studies », *New York : Springer-Verlag*.
- Jeffrey Smith et Petra Todd (2005), « Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators », *Journal of Econometrics*, vol. 125, n° 1-2, p. 305-353.
- Marvin Titus (2007), « Detecting Selection Bias, Using Propensity Score Matching, an Estimating Treatment Effects : an Application to The Private Returns to a Master's Degree », *Research in Higher Education*, vol. 48, n° 7, p. 487-521.

Annexe 2

La matrice de corrélation

	age	taille	Marié	céliba~e	Divorcé	veuf	niv1	niv2	niv3	niv4	niv5
age	1.0000										
taille	0.1220	1.0000									
Marié	-0.1028	0.2872	1.0000								
célibataire	-0.2000	-0.1668	-0.3918	1.0000							
divorcé	-0.0122	-0.1266	-0.3524	-0.0289	1.0000						
veuf	0.2354	-0.1863	-0.7941	-0.0652	-0.0586	1.0000					
niv1	0.3052	0.0657	-0.1908	-0.0999	0.0444	0.2572	1.0000				
niv2	-0.2471	-0.0233	0.1149	0.0401	-0.0188	-0.1480	-0.6388	1.0000			
niv3	-0.1274	-0.0889	0.0392	0.0646	-0.0077	-0.0774	-0.2884	-0.1768	1.0000		
niv4	-0.1166	-0.0842	0.0356	0.0893	-0.0137	-0.0836	-0.2404	-0.1473	-0.0665	1.0000	
niv5	0.0653	0.0718	0.0930	-0.0179	-0.0317	-0.0844	-0.3048	-0.1868	-0.0844	-0.0703	1.0000
Indepp	0.0311	-0.4080	-0.1066	0.1124	0.0432	0.0437	-0.2722	0.0369	0.2018	0.3481	-0.0400
pr_actif_o~é	-0.1401	-0.0393	0.0205	0.1258	-0.0071	-0.0888	0.0659	-0.0814	-0.0310	0.0170	0.0290
rural	0.0162	0.1651	0.0912	-0.0418	-0.0790	-0.0462	0.2393	-0.1292	-0.1645	-0.1595	0.0625
urbain	-0.0162	-0.1651	-0.0912	0.0418	0.0790	0.0462	-0.2393	0.1292	0.1645	0.1595	-0.0625
propriétaire	0.1942	0.1844	0.0012	-0.0626	-0.0349	0.0496	0.1765	-0.0994	-0.1411	-0.0874	0.0470
accédant_p~é	-0.0423	-0.0260	0.0340	-0.0055	0.0002	-0.0372	-0.1001	0.0246	0.0972	0.0877	-0.0221
locataire	-0.1200	-0.1400	-0.0272	0.0509	0.0428	-0.0164	-0.1350	0.0684	0.1117	0.0775	-0.0357
autre	-0.1233	-0.0930	0.0128	0.0353	0.0003	-0.0344	-0.0466	0.0529	0.0231	-0.0108	-0.0151
ind_comp	0.1012	0.0164	0.0086	-0.0032	0.0034	-0.0101	-0.3273	0.1237	0.2067	0.2768	-0.0285

	Indepp	pr_act~é	rural	urbain	propri~e	accéda~é	locata~e	autre	ind_comp
Indepp	1.0000								
pr_actif_o~é	-0.0141	1.0000							
rural	-0.3284	0.3302	1.0000						
urbain	0.3284	-0.3302	-1.0000	1.0000					
propriétaire	-0.1327	0.0201	0.2992	-0.2992	1.0000				
accédant_p~é	0.1303	-0.0089	-0.1297	0.1297	-0.2660	1.0000			
locataire	0.1135	-0.0301	-0.3000	0.3000	-0.6864	-0.0737	1.0000		
autre	-0.0098	0.0114	-0.0140	0.0140	-0.5247	-0.0563	-0.1453	1.0000	
ind_comp	0.5560	-0.3138	-0.6084	0.6084	-0.1270	0.1662	0.1453	-0.0768	1.0000

Annexe 3

Autres méthodes d'appariement

- Kernel matching :

À la différence de l'estimateur utilisé dans notre étude, le kernel matching utilise toutes les observations du groupe de contrôle pour construire le contrefactuel correspondant à chaque individu traité. Chaque individu non traité est pondéré de manière décroissante selon sa distance par rapport à l'individu traité. L'estimation se fait grâce à la commande `atkc` ou bien `psmatch2` en utilisant l'option `kernel matching`.

- Méthode de stratification :

Elle consiste à découper l'ensemble des valeurs du score de propension en plusieurs intervalles. Elle utilise la procédure `pscore` d'Ichino afin de définir le nombre optimal de blocs. À l'intérieur de chacun de ces blocs, le score de propension est équilibré. Si la spécification du modèle probit est correcte, alors les variables de contrôle sont également équilibrées. Une évaluation se fait ensuite au sein de chacun de ces intervalles l'effet moyen du traitement (par comparaison de moyennes).

Annexe 4
Test d'équilibrage

Variables		Sample	Mean		Différence standardisée	t-test	
			Treated	control		t	p > t
Age du chef du ménage		Unmatched	41,206	52,34	-86,6	-16,49	0,000
		Matched	41,206	41,32	-0,9	-0,14	0,888
Niveau d'éducation du chef du ménage	Néant	Unmatched	34,84 %	60,85 %	-53,9	-10,86	0,000
		Matched	34,84 %	32,13 %	5,6	0,85	0,393
	Fondamental	Unmatched	40,50 %	27,31 %	28,1	5,98	0,000
		Matched	40,50 %	39,59 %	1,9	0,27	0,784
	Secondaire	Unmatched	13,35 %	6,99 %	21,1	4,95	0,000
		Matched	13,35 %	16,06 %	-9,0	-1,14	0,255
	Supérieur	Unmatched	11,31 %	4,85 %	23,9	5,91	0,000
		Matched	11,31 %	12,22 %	-3,3	-0,42	0,677
Etat matrimonial du chef du ménage	Célibataire	Unmatched	5,43 %	2,96 %	12,3	2,89	0,004
		Matched	5,43 %	5,66 %	-1,1	-0,15	0,883
	Marié	Unmatched	85,52 %	82,49 %	8,3	1,63	0,103
		Matched	85,52 %	85,7 %	-0,6	-0,10	0,924
	Divorcé	Unmatched	3,39 %	2,48 %	5,4	1,19	0,235
		Matched	3,39 %	3,39	0,0	0,00	1,000
	Veuf (ve)	Unmatched	5,66 %	12,07 %	-22,7	-4,07	0,000
		Matched	5,66 %	5,20 %	1,6	0,30	0,767
Taille du ménage		Unmatched	4,17	5,21	-48,4	-8,71	0,000
		Matched	4,17	4,26	-3,9	-0,67	0,502
Proportion des actifs occupés dans le ménage		Unmatched	42,6 %	41,16 %	5,2	1,05	0,292
		Matched	42,60 %	40,55 %	7,4	1,12	0,264
Log de dépenses par tête dans le ménage		Unmatched	9,40	9,16	32,5	6,89	0,000
		Matched	9,40	9,39	1,8	0,26	0,795

Annexe 5

**Comparaison entre les chefs des ménages veufs
(mobiles et non mobiles), selon le type d'habitat**

Type d'habitat	Groupe de contrôle	Groupe de traitement	Total
Villa	3,71 %	0,00 %	1,93 %
Appartement dans un immeuble	7,41 %	24,00 %	15,38 %
Maison marocaine traditionnelle	14,81 %	4,00 %	9,62 %
Maison moderne	40,74 %	64,00 %	51,92 %
Logement rural	0,00 %	4,00 %	1,92 %
Autre	33,33 %	4,00 %	19,23 %
Total	100,00 %	100,00 %	100,00 %

Annexe 6

**Comparaison entre les ménages ayant une taille [1-3]
(mobiles et non mobiles), selon le type d'habitat**

Type d'habitat	Groupe de contrôle	Groupe de traitement	Total
Villa	2,38 %	0,00 %	1,21 %
Appartement dans un immeuble	10,71 %	19,14 %	14,85 %
Maison marocaine traditionnelle	5,36 %	5,56 %	5,45 %
Maison moderne	46,43 %	56,79 %	51,52 %
Logement rural	8,33 %	4,31 %	6,36 %
Autre	26,79 %	14,20 %	20,61 %
Total	100,00 %	100,00 %	100,00 %

La théorie de la correction des effets de calendrier



De nos jours, le calendrier explique une partie non négligeable des fluctuations économiques. Des investigations empiriques, émanant des travaux de désaisonnalisation à l'Institut National de l'Analyse de la Conjoncture (INAC), relevant du Haut Commissariat au Plan (HCP), montrent, par exemple, que les effets de calendrier, notamment ceux relatifs aux fêtes religieuses, peuvent occasionner jusqu'à - 40 % de baisse de trafic ferroviaire de passager. De même, le secteur du BTP évolue, certes en partie, à la guise des différentes modalités du calendrier religieux.

Malgré leur importance, ces effets ne sont considérés finalement, mais à juste titre, que comme des facteurs techniques au vu de l'analyse économique. Ce qui importe le plus au conjoncturiste c'est de déceler les tendances sous-jacentes en œuvre, indépendamment des perturbations techniques, liées au calendrier ou tout autre phénomène erratique. Les avantages de cette

correction ne s'arrêtent pas à ce point. La prise en compte des effets de calendrier améliore significativement la qualité des prévisions conjoncturelles, car une part du bruit contenu dans les séries économique est éliminé.

Du fait que l'occurrence du calendrier est légèrement, mais suffisamment, différente de la saisonnalité classique, les méthodes de correction de cette dernière sont incapables, évidemment hors pré-traitements ad hoc, de capter et de corriger convenablement les effets de calendriers. Les approches basées sur les moyennes mobiles ou sur la modélisation ARIMA doivent être conjointement mise a contribution, dans le cadre d'une démarche économétrique, si l'on veut espérer un nettoyage complet des séries chronologiques.

Ce papier propose un survol théorique des différentes approches de correction des effets de calendrier. Notre objectif est modestement de mettre à disposition un panorama cohérent et intelligible des différentes méthodes et approches de correction de ces effets. On y distingue évidemment entre les jours ouvrables et les fêtes mobiles, car ils font l'objet de traitements nettement différents. Pour chacun de ces cas, nous essayerons de nuancer entre les modèles utilisés.

Par Ali ELGUELLAB, HCP

Le cas des jours ouvrables

Les effets de calendrier, tout aussi importants que la saisonnalité, ont été largement corrigés dans le passé par des « règles de trois » (1). Cela donnait souvent lieu à des surestimations, puisque elles supposent implicitement l'absence des ajustements de comportement. De même,

(1) On utilisait des coefficients correctifs sous forme de rapport entre le nombre de jours ouvrables de la période sous revue et une référence (moyenne de période ou niveaux de l'année de base). Cf. Ladiray (2007) et Young (1965).

l'hypothèse de l'égalité d'impact entre les différents jours travaillés de la semaine est sous-jacente à cette approche. Par conséquent, Young (1965) conclue que cette approche donnait des résultats de moindre qualité par rapport à une démarche basée sur des estimations économétriques.

La démarche économétrique, introduite par Young (1965), et largement adoptée par la suite (cf. Cleveland et Devlin (1982), Cleveland et Grupe (1983), Bell et Hillmer (1983), Dagum (1980)), permet en effet de tester statistiquement l'existence des effets de calendrier et, ainsi, de limiter les sur-corrrections. Les logiciels

de désaisonnalisation les plus connus, X12-ARIMA et TRAMO-SEATS, font appel à cette approche (2). Il faut dire que le caractère particulier du calendrier, essentiellement sa fréquence d'occurrence, qui est différente de celle de la fréquence des observations, empêche tout recours aux moyennes mobiles et aux modèles ARIMA standard pour capter et corriger ces phénomènes. C'est pour cette raison que le traitement des effets calendaires est essentiellement basé sur des régresseurs.

Le modèle de base

Les premières spécifications développées dans la littérature, en matière de correction des effets de calendriers, consiste à décomposer la série (3) sous revue selon les jours de la semaine :

$$X_t = \sum_{i=1}^7 \alpha_i N_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où : X_t : série brute observée à la période t (mois, trimestre (4))

N_{it} : Nombre de lundis (i=1), Mardis (i=2) ...et dimanche (i=7) à la même période

ε_t un terme d'erreur qui suit un modèle ARIMA.

L'hypothèse sous jacente à ce modèle suppose que les réalisations d'une journée spécifique, tout en étant potentiellement différentes de celles d'une autre journée, sont constantes sur toute la période de l'étude (Cf. Ladiray (2007)). Les paramètres α_i (constants dans le temps) s'interprètent ainsi comme étant les effets moyens des jours de la semaine sur la variable X.

Comme l'on remarqué entre autre Bell et Hillmer (1983), les estimations de ces paramètres tendent à être très corrélées. Pour résoudre ce problème, ils ont

(2) Il est important de noter à ce niveau que si la démarche est économétrique mais son objet n'est pas le même. Les effets de calendrier peuvent être estimés directement sur la série brute (transformée) ou sur la série de l'irrégulier (cas des anciennes versions de Censur X11).

(3) Il s'agit essentiellement ici de série de flux. Toutefois, l'encadré 1 donne un aperçu très succinct des traitements proposés dans la littérature pour les séries de stock.

(4) Etant donné que le raisonnement est le même, nous nous limitons, pour la suite, sauf indication contraire, au mois.

proposé une reformulation de la spécification initiale.

En posant $\beta_i = \alpha_i - \bar{\alpha}$ avec $\bar{\alpha} = \frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 \alpha_i$, le modèle peut être réaménagé comme suit :

$$X_t = \sum_{i=1}^7 \beta_i N_{it} + \bar{\alpha} \sum_{i=1}^7 N_{it} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Ou } X_t = \sum_{i=1}^6 \beta_i (N_{it} - N_{7t}) + \bar{\alpha} N_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

En utilisant la propriété (par construction) : $\sum_{i=1}^7 \beta_i = 0$

Désormais, les nouveaux paramètres s'interprètent différemment : $\bar{\alpha}$ est l'effet moyen d'un jour quelconque, alors que β_i représente l'effet « spécifique (5) » du i^e jour de la semaine. Ces derniers s'annulent, par construction, sur la semaine.

Salinas et Hilmer (1987) ont montré, par la suite, que cette spécification, basée sur les contrastes, ne risque de poser de problème de colinéarité que si la partie stochastique du modèle Reg-ARIMA spécifié est stationnaire et non saisonnière, ce qui est un cas très improbable, car la majorité de nos séries contiennent de la saisonnalité et/ou de la tendance.

Ce modèle contient donc toujours sept régresseurs : un régresseur pour chaque jour (du lundi jusqu'au samedi), contrasté par les dimanches ; le dernier étant la longueur du mois. Hors le mois de février, ce dernier est parfaitement saisonnier. Ceci constitue en réalité un autre avantage par rapport à la première spécification, qui, elle, confonde les effet de la longueur du mois et l'effet de la composition du mois.

Cette spécification signifie que les jours de la semaine n'ont pas tous le même impact. Il s'agit d'une modélisation qui permet de capter l'effet du « type de jours de semaine ». Toutefois, les jours de la semaine peuvent parfois ne pas manifester des impacts différents. Dès lors, la distinction pertinente qui reste à faire est celle entre les jours travaillés et les jours non travaillés (samedi et dimanche ou dimanche seulement (6)).

(5) C'est-à-dire par rapport à cet effet moyen.

(6) Le week-end au Maroc dépend du secteur d'activité. L'on recense en effet les semaines à 5 ou à 6 jours de travail (cf. Elguellab *et al.* (2012)).

Formellement, l'on se ramène à faire les hypothèses suivantes : $\beta_6 = \beta_7$ et $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$. La contrainte de nullité des effets des jours ouvrables sur

la semaine débouche sur : $\beta_6 = \beta_7 = -\frac{5}{2}\beta_1$. Le modèle initial (2) devient donc (7) :

$$X_t = \beta_1 \left[\sum_{i=1}^{i=5} N_{it} - \frac{5}{2}(N_{6t} + N_{7t}) \right] + \bar{\alpha}N_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Cet aménagement débouche sur un modèle plus parcimonieux. Ce dernier se limite en effet à deux régresseurs seulement. En plus de la longueur du mois, il intègre le nombre total des jours travaillés dans le mois (en contraste avec ceux des week-ends). L'impact de ceux-ci est indirectement déduit du paramètre β_1 . Ce modèle permet de capter les effets des « jours ouvrables ».

Ajouter des contrastes était une solution apportée au problème de leur corrélation (8). Au même temps, ce contraste permet aussi d'enlever la saisonnalité des régresseurs, comme l'a montré Bell (1984). A ce niveau, force est de remarquer que si les résultats finaux sont identiques pour les deux périodicités (mensuelle et trimestrielle), il n'en est pas de même en terme des conditions de départ. Comme le montre l'examen spectral (cf. annexe 1), les régresseurs N_{it} sont saisonniers dans le cas de la périodicité trimestrielle alors qu'ils ne le sont pas pour la périodicité mensuelle (9).

La longueur du mois, quant à elle, nécessite obligatoirement une désaisonnalisation. Cette correction débouche sur une autre variable, appelée généralement *Leap Year* (LY_t) (10), qui traduit les changements dus au mois de février :

$$LY_t = \begin{cases} 0.7575 & \text{février à 29 jours} \\ -0.2425 & \text{février à 28 jours} \\ 0 & \text{autres mois} \end{cases} \quad (5)$$

(7) Le contraste doit être remplacé par $6N_{7t}$ dans le cas de la semaine à six jours de travail.

(8) Il faut remarquer à ce niveau que cette corrélation n'est pas significative pour le cas trimestriel (cf. Ladiray (2012))

(9) Ce cas de figure n'est valide que d'un univers sans jours fériés. Avec la présence de ceux-ci, ce contraste devient insuffisant pour enlever la saisonnalité, et dès lors, une désaisonnalisation des régresseurs est nécessaire (Cf. paragraphe suivant).

(10) Cette nouvelle variable remplace N_t .

Une première extension: le modèle élargi d'Attal (2012)

Le modèle standard discuté précédemment est fondé sur des régresseurs « bruts », car ils ne mentionnent pas la possibilité des jours fériés. Or, en présence de ceux-ci, des nuances supplémentaires peuvent faire leur apparition. Un lundi férié, par exemple, est tout naturellement différent d'un lundi travaillé. Il peut aussi être assimilé en terme d'impact à un dimanche. Cependant, dans un autre contexte, un jour férié peut être différent d'un dimanche, dont on est habitué de son caractère chôme.

Prendre en charge cette diversité des cas ne peut qu'améliorer la qualité de la correction calendaire. Dans ce sens, la pertinence d'un cas par rapport à un autre dépend du contexte d'application. Déjà, deux types de semaine (avec 5 ou 6 jours de travail) sont en vigueur au Maroc. De même, de part sa valeur spirituelle, le vendredi présente au Maroc des caractéristiques spécifiques. En France, Attal (2012) a montré, par exemple, que le lundi exerce un impact négatif, très différent des autres jours de la semaine, sur les ventes dans les supérettes (elles sont en effet plus nombreuses à fermer le lundi). D'une façon plus exhaustive, Ladiray (2012) a relevé sur un échantillon de 6053 séries européennes que le profil d'impact de jours de semaine dépend du secteur d'activité. Il a distingué entre les activités de production (avec un fort impact positif du mercredi), les activités du commerce de détail (avec un effet négatif caractérisé du dimanche) et les activités d'exportation (où les jours de semaine exerce pratiquement le même effet positif en contraste avec l'effet négatif des jours du week-end).

Pour tenir compte de ce caractère férié des jours, le modèle de base précédemment décrit peut être étendu à 14 régresseurs (11) (Cf. Attal (2012)). Pour ce faire, il faut, pour chaque jours, prendre en considération les deux modalités possibles : jours chômés ou jours travaillés. La nouvelle conception se ramène formellement à supposer le modèle suivant :

$$X_t = \sum_{i=1}^{14} \alpha_i N_{it} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Avec N_{it} : Nombre de lundis non fériés ($i=1$), mardis non fériés ($i=2$), ..., dimanche non fériés ($i=7$), lundis fériés

(11) A 15 variables si l'on retient l'effet de l'année bissextile.

(i=8), mardis fériés (i=9), ..., dimanche fériés (i=14)

Sachant que $\bar{\alpha} = \frac{1}{14} \sum_{i=1}^{14} \alpha_i$ et $\beta_i = \alpha_i - \bar{\alpha}$, et en choisissant

les dimanches fériés comme contrastes, on obtient :

$$X_t = \sum_{i=1}^{13} \beta_i (N_{it} - N_{14t}) + \bar{\alpha}LY_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Le modèle (6) élargi fait office d'un modèle canonique. L'ensemble de cas particuliers, que pourra dicter le contexte d'application et/ou les hypothèses d'égalité entre les jours de la semaine, peut être dérivé de ce modèle.

En faisant le rapprochement avec le modèle de base, deux jeux d'hypothèses paraissent particulièrement intéressants. Pour tester les effets du type de jours de semaine, l'on considère que les impacts de n'importe quel jour férié sont équivalents à celui d'un dimanche, autrement dit $\beta_7 = \beta_8 = \dots = \beta_{13} = \beta_{14}$ (implicitement les dimanches travaillés et fériés sont supposés équivalents). Le modèle initial (7) se simplifie comme suit (12) :

$$X_t = \sum_{i=1}^6 \beta_i \left(N_{it} - \frac{1}{8} \sum_{i=7}^{14} N_{it} \right) + \bar{\alpha}LY_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Si l'on veut tester les effets des jours ouvrables, l'on doit retenir les hypothèses de l'égalité entre les jours travaillés de la semaine ($\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$), et entre les jours non travaillés ($\beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \dots = \beta_{13} = \beta_{14}$). Le modèle (7) peut être réécrit avec un seul régresseur pour jours ouvrables comme suit (13) :

$$X_t = \beta_1 \left(\sum_{i=1}^5 N_{it} - \frac{5}{9} \sum_{i=6}^{14} N_{it} \right) + \bar{\alpha}LY_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

(12) Ce modèle est l'équivalent du modèle standard (3). En effet, si l'on retient N_{7t} comme étant le nombre des dimanches et des jours fériés, et non pas seulement le nombre des dimanches (en terme formel, $N_{7t} = \sum_{i=7}^{14} N_{it}$), les modèles (3) et (8) seront proches au

coefficient des contrastes près. Les deux écritures conduisent au nettoyage des effets de type de jours de la semaine, car on reste dans le même espace vectoriel (cf. Attal (2012)). Par contre, il faut faire attention à l'interprétation des paramètres des jours. De plus, les propriétés spectrales et les interdépendances entre les régresseurs ne sont pas les mêmes.

(13) Pour les mêmes raisons expliquées dans le renvoi précédent, les modèles (4) et (9) sont équivalents.

D'autres jeux d'hypothèses peuvent être formulées. Le tableau 1 ci-après propose une sélection. Le modèle élargi offre en effet une grille de lecture exhaustive pour comprendre les modélisations de traitement calendaire.

Dans ce sens, Tommaso (14) a proposé une spécification permettant d'estimer les effets des jours, que ce soit travaillé, ou fériés, avec comme seule hypothèse que les dimanches fériés sont considérés comme des dimanches normaux (15). En gardant les mêmes notations que celles du modèle élargi, la spécification proposée par Tommaso peut être écrite sous la forme (16) :

$$X_t = \sum_{i=1}^7 \delta_i N_{it} + \sum_{i=8}^{13} \gamma_i N_{it} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Il s'agit dans ce cas d'un modèle pseudo-général, car l'on suppose déjà que $N_{7t} = N_{14t}$. Cette approche permet d'estimer les effets des jours travaillés α_i comme ceux des jours fériés γ_i . Comme le veut la tradition, des contrastes sont ajoutés pour résoudre le problème de colinéarité :

$$X_t = \sum_{i=1}^6 (\delta_i - \bar{\delta})(N_{it} - N_{7t}) + \sum_{i=8}^{13} (\gamma_i - \bar{\delta})(N_{it} - N_{7t}) + \bar{\alpha}LY_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Avec : $\bar{\delta}$ est l'effet moyen d'un jours quelconque (moyenne des δ_i et γ_i). A l'opposé du premier modèle, les régresseurs ici, surtout des jours fériés, restent encore entachés de saisonnalité malgré les contrastes. En effet, le nombre de lundis fériés est substantiellement moins important que le nombre des dimanches (fériés ou non). S'ajoute à cela la colinéarité qui subsiste entre les régresseurs (notamment entre les jours fériés), ce qui impacte négativement la robustesse des estimations.

Ladiray et Grun-Homme (1996) ou Maillard (1994) ont utilisé un modèle à neuf régresseurs qui présente surtout la particularité de distinguer entre un samedi férié et un samedi non férié (17). En retenant les mêmes notations cette spécification peut être écrite ainsi :

$$X_t = \sum_{i=1}^7 \mu_i N_{it} + \sigma N_{13t} + \rho \left(\sum_{i=8}^{12} N_{it} + N_{14t} \right) + \varepsilon_t \quad (12)$$

La pertinence de ce choix a été montrée lors de son application à la série mensuelle des mariages célébrés.

(14) Cité dans Ladiray (2006).

(15) Ce qui est équivalent à la première hypothèse (H1) du tableau 1.

(16) Il faut remarquer que les modèle 6 et 10 sont équivalent avec $\delta_7 = (\alpha_7 + \alpha_{14}) / 2$

(17) Ce qui est équivalent à la huitième hypothèse (H8) du tableau 1

Tableau 1
Jeu des hypothèses dans le modèle général

Hypothèses (Nombre de régresseurs)	Paramètres des jours de la semaine													
	Jours non fériés de la semaine							Jours fériés de la semaine						
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
H1 (12)							=							=
H2 (6)							=	=	=	=	=	=	=	=
H3 (7)							=							=
								=	=	=	=	=	=	
H4 (3)							=							=
								=	=	=	=	=	=	
	=	=	=	=	=									
H5 (2)							=	=	=	=	=	=	=	=
	=	=	=	=	=									
H6 (2)						=	=							
								=	=	=	=	=	=	=
	=	=	=	=	=									
H7 (9)								=	=	=	=	=	=	=
H8 (1)						=	=	=	=	=	=	=	=	=
	=	=	=	=	=									

Légende : Chaque ligne traduit une hypothèse (les paramètres supposés égaux).
Tableau construit à partir de Attal (2012), Grun-Rehomme & Ladiray (1996) et Maillard (1994).

Avec la prise en compte des fêtes et des jours fériés, le comportement des régresseurs devient différent du cas standard (décrit dans le paragraphe précédent). D'abord en terme des conditions initiales, les régresseurs N_{it} (avec $i=1, \dots, 7$) présentent désormais de la saisonnalité au niveau mensuel. Au niveau trimestriel, l'on note pas toutefois de différence (18).

Lorsque l'on ajoute des contrastes on obtient des régresseurs saisonniers, ce qui contraste radicalement avec les résultats du premier modèle. La saisonnalité déjà observée sur N_{it} mensuels s'amplifie, alors qu'elle fait son apparition sur les régresseurs trimestriels. Ce constat est encore plus net sur les régresseurs pour

jours ouvrables. Pour raison, le contraste (19) (la quantité $\sum_{i=7}^{14} N_{it}$), très imprégné d'éléments saisonniers (fêtes civiles, nombreuses au Maroc), est important en moyenne, de telle sorte qu'il domine les N_{it} .

Les contrastes de ce dernier modèle ne permettent pas ainsi d'éliminer la saisonnalité. Un autre travail à effectuer est, par conséquent, de désaisonnaliser ces régresseurs. Dans la lignée des bonnes pratiques de désaisonnalisation, les régresseurs ne doivent pas en effet contenir de saisonnalité et ne doivent pas altérer le niveau de la série. Findley (2009) montre qu'en soustrayant les moyennes de long terme au niveau

(18) Voir les spectres des jours de la semaine et des jours ouvrables en annexe 2.

(19) Au coefficient près.

chaque mois ou trimestre, on aboutit à des régresseurs qui satisfassent ces deux caractéristiques souhaitables.

La question est cependant plus compliquée car le cycle à utiliser pour obtenir les moyennes exactes est très long. Déjà, pour pouvoir observer un jour de même nature dans le même mois grégorien, il faut attendre 400 ans (20). Si l'on y ajoute les spécificités du calendrier lunaire, il faut a priori plus de 4 millions d'années pour compléter parfaitement le cycle (21). Toutefois, le cycle de 400 années grégoriennes donne des estimations satisfaisantes de ces moyennes, car la distribution du calendrier lunaire est uniforme dans le calendrier grégorien (cf. Attal et Guggemos (2011)).

Par ailleurs, en tenant compte du critère de parcimonie et des considérations de contexte, il s'avère très judicieux, dans le cadre du modèle élargi, d'adopter des hypothèses simplificatrices et pertinentes. Vouloir tester le modèle général dans sa version la plus complète (à 14 régresseurs), ce qui est tout à fait défendable, se heurte en effet à ce problème de parcimonie. Surtout que d'autres phénomènes (points aberrants, ...) sont généralement testés dans le même modèle, et que les séries sont courtes le plus souvent.

Il est ainsi clair que le modèle élargi doit être accompagné de tests de pertinence à même de détecter le meilleur jeu d'hypothèses pour une série. On peut imaginer dans un premier temps de tester l'ensemble des jeux possibles de régresseurs. Cela déboucherait sur un travail fastidieux, mais peut constituer un premier travail d'inspection pour connaître les spécifications, en terme de calendrier, d'un secteur. Le meilleur compromis est de commencer par les hypothèses les plus intuitives et de définir des tests de choix entre elles (22). Pour formuler ces hypothèses, d'autres informations (par exemple acquises sur le terrain lors des enquêtes statistiques) peuvent être aussi d'un grand recours.

(20) Pour le calendrier solaire, le cycle est obtenu par le plus petit commun multiple (PPCM) de 7 (jours de la semaine) et de 146097 (nombre de jours contenus dans 400 ans), qui est égale à 400 ans justement..

(21) PPCM (400 ans solaires = 146 097, 30 ans lunaires = 10 631) = 4 252 400 années solaire.

(22) C'est grosso modo la solution adoptée par Attal (2012). Ont été retenues des hypothèses intuitives (H2 et H8) et des hypothèses issues d'une classification visant à distinguer, par secteur, les différences significatives entre les jours travaillés. Les choix définitifs sont basés alors sur des tests séquentiels.

Une deuxième extension: Modèles à coefficients variables

Tous les modèles décrits plus haut, du fait qu'ils se basent sur des modélisations économétriques de type «classique», nous contraignent d'estimer des effets fixes (et donc moyens) sur l'ensemble de la période considérée. Ce qui suppose implicitement à titre d'exemple qu'une fête religieuse impacte de la même manière, que ce soit en été, en hiver ou en tout autre saison.

Or, ces effets peuvent intuitivement changer avec le temps. Comme le notent Bell et Martin (2004), les changements des habitudes des consommateurs et ceux des législations ont de forte chance d'influencer ces coefficients.

Tout en supposant le même cadre d'analyse (équation 1), les modèles proposés dans la littérature pour tenir compte d'éventuelles modifications incorporent des coefficients variables. Bell et Martin (2004) (23), propose la représentation suivante :

$$X_t = \sum_{i=1}^7 \alpha_{it} N_{it} + \varepsilon_t = \sum_{i=1}^6 \beta_{it} (N_{it} - N_{7t}) + \bar{\alpha}_i N_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Les paramètres des jours ouvrables sont supposés suivre des marches aléatoires (24) :

$$(1-B)\beta_{it} = \eta_{it} \quad i=1,\dots,6, \quad \eta_{it} \text{ BB } (0, \sigma_i^2)$$

Sachant que $\beta_{7t} = -\sum_{i=1}^6 \beta_{it}$ et $\eta_{7t} = -\sum_{i=1}^6 \eta_{it}$ Ainsi, les

bruits blancs ne sont indépendants que pour les jours de semaine du lundi au samedi, celui du dimanche étant corrélé avec les autres.

Pour l'estimation de ce modèle, le recours à une écriture sous forme espace-état et à une résolution par le filtre de Kalman est nécessaire. Les résultats de Bell et Martin (2004) ou ceux de Dagum *et al.* (1992) confirment la pertinence de cette approche, en montrant que les paramètres, du moins pour quelques jours de la semaine, sont loin d'être stables dans le temps.

(23) C'est le cas aussi de Amrani et Skalli (2009) et de Dagum *et al.* (1992).

(24) Plusieurs options sont dans ce sens possibles (comme AR (1)), mais une marche aléatoire a été retenue par les auteurs pour sa simplicité et son caractère non stationnaire. En plus elle peut se ramener au modèle à coefficient fixe avec une variance nulle.

Le cas des fêtes mobiles

Les fêtes religieuses ont généralement des impacts très importants sur les comportements. Ces impacts dépassent globalement le caractère férié de ces fêtes. Aid Al Adha, par exemple, est une occasion au Maroc pour observer l'importance de ses effets sur un ensemble de secteurs d'activité (bétail, bâtiment, ...), qui dépasse de loin les deux jours de congé décrétés (dans le cas du secteur public). De même, le mois de Ramadan, malgré qu'il ne donne pas droit à des jours chômés, bouscule radicalement les habitudes des agents économiques.

Si le caractère férié est capté par les régresseurs des jours ouvrables (comme c'est détaillé plus haut), il n'en reste pas moins qu'il faut inventer d'autres variables pour pouvoir prendre en charge les changements qui accompagnent ces fêtes.

Les variables utilisées dans ce sens sont généralement des variables indicatrices, qui traduisent en substance l'occurrence, stricte ou large, d'une fête dans un mois ou trimestre donnés (voir, entre autres, Bessa (2008) et Leung (1999)) (25). Les différentes variantes sont liées aux délais présumés de l'impact ainsi qu'à sa nature.

En terme de délais, il est question du nombre de jours (avant, après ou en cours) durant lesquels les impacts seront observés. C'est ce que l'on dénomme par fenêtre d'impact. La nature de l'impact est différente d'un modèle à un autre. Plusieurs configurations existent dans la littérature, mais elles n'échappent pas à deux hypothèses fondamentales : la première postule que l'impact est le même à n'importe quelle date de la fenêtre d'impact (modèle à effets constant) alors que la deuxième est moins contraignante car elle suppose que cet impact change avec le temps (modèle à effets variables).

(25) Nous tenons à remarquer à ce niveau que l'approche, couramment utilisée, selon laquelle les valeurs de ces indicatrices dépendent du nombre de jours fériés dans une période donnée, pose des problèmes de pertinence. A moins de comprendre cette démarche dans le cadre d'un modèle graduel, mais dans ce cas là aussi, le choix de la largeur de la fenêtre d'impact, basé exclusivement sur le nombre de jours fériés, est pour le moins discutable. D'un autre côté, si les jours ouvrables sont aussi traités dans la même spécification, la question de redondance peut générer de la confusion dans l'interprétation des résultats.

Modèle graduel à effets constants

Comme on l'a noté plus haut, les fêtes exercent généralement des effets tout autour de la date fatidique, en raison, entre autres, des préparatifs. Comme le montre la figure 1.a, le modèle graduel à effets fixes se ramène à prendre en considération le nombre de jours de la fenêtre d'impact et leurs répartition entre les périodes de l'année.

Ce faisant, l'effet global se ramène à comptabiliser le nombre de jours d'impact dans chaque période, rapporté à un nombre total de référence (supposé *a priori*). Si l'on suppose que la fenêtre d'impact contient w jours, dont a représente les effets avant et b les effets après, le régresseur sera fonction du nombre de jours de cette fenêtre qui coïncident avec chaque mois. Formellement, et avec une normalisation (26) à 1 des effets au niveau de l'année. Ledit régresseur est calculé par (27) :

$$\text{Reg}_i = \begin{cases} \frac{mf - av + 1}{ap - av + 1} & \text{si } i = m \\ 1 - \text{Reg}_m & \text{si } i = m + 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (14)$$

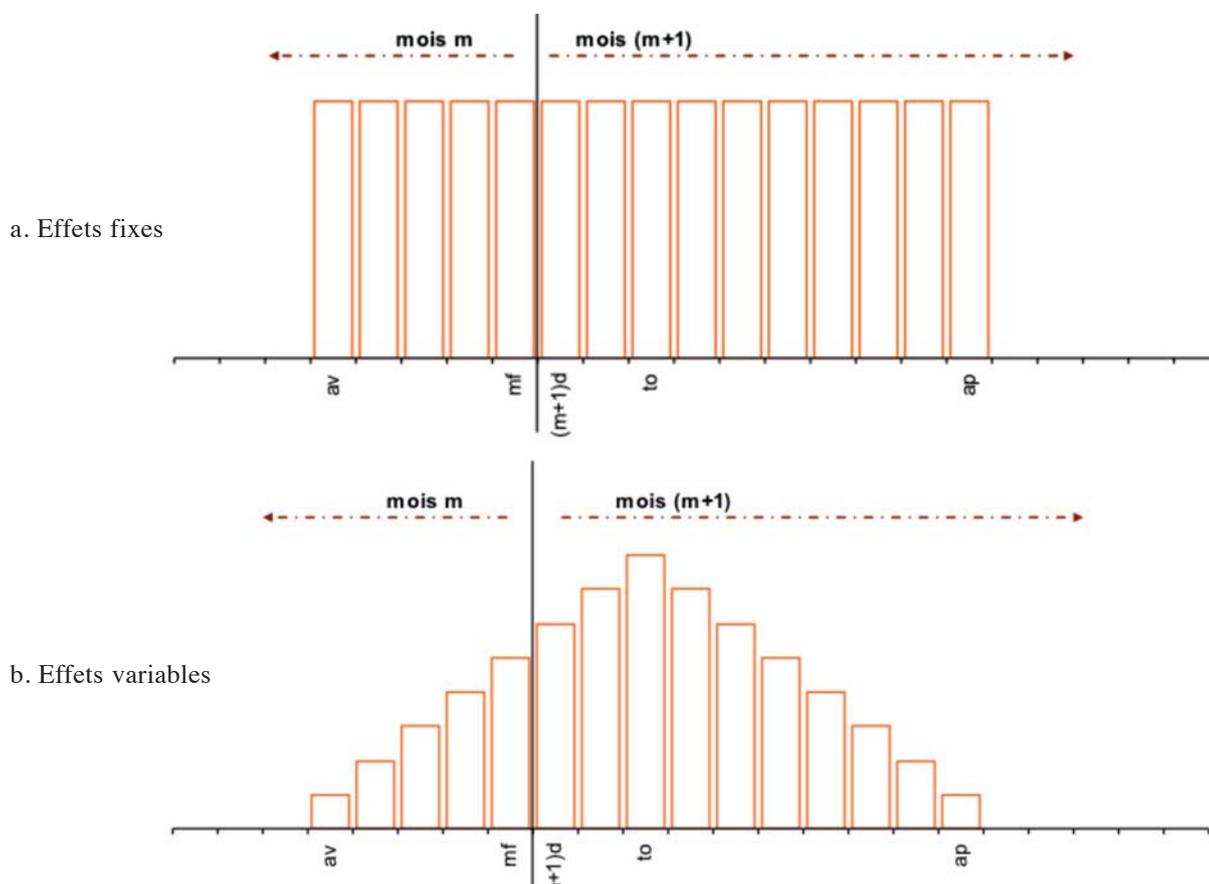
Plusieurs nuances peuvent être apportées à cette spécification. Tout d'abord, il peut s'avérer légitime de différencier entre les effets avant et les effets après. Dans des cas particuliers, l'égalité entre ces effets peut constituer une hypothèse forte (28). Les jours fériés liés à la fête peuvent aussi donner lieu à des traitements différents. Lorsque l'on traite également les effets des jours ouvrables, prendre ces jours de fêtes occasionnerait probablement un double comptage de leur impact. Dans ce cas, il faut déduire le nombre de ces jours de w . Pour rester en conformité avec les bonnes pratiques de la désaisonnalisation, ces régresseurs doivent in fine être désaisonnalisés. Pour ce faire il suffit d'enlever les moyennes de long terme comme c'est décrit pour les jours ouvrables.

(26) Cette normalisation est souhaitée car l'effet global sur l'année, comme c'est aussi le cas de la saisonnalité, doit être nul car la fête se répète, même avec des dates différentes, chaque année. Une autre conséquence est que le niveau de la série ne change pas.

(27) En supposant que la fenêtre d'impact ne chevauche qu'avec deux mois au maximum

(28) Le cadre plus général est de supposer deux niveaux différentes des effets avant et après.

Figure 1 : Modèles graduels pour fêtes mobiles



Légende :

- av et ap : respectivement date de début et date de fin de l'effet (extrémités de la fenêtre d'impact) ;
- mf : le jour correspondant à la fin du mois m ;
- (m+1) d : le jour correspondant début du mois (m+1) ;

La fête des Pâques (29), autre exemple de fête mobile, est, de loin, la première à être traitée dans les logiciels de désaisonnalisation. Plusieurs variantes de ce modèle sont utilisées (cf. tableau 2), même si elles reposent *in fine* sur la même idée sous-jacente décrite précédemment (effets constants pendant une période de longueur fixe). Si ces variantes débouchent toutes, et à juste titre d'ailleurs, sur une série désaisonnalisée et nettoyée des effets des fêtes de Pâques, il n'en reste pas moins que

(29) On distingue entre le Pâques catholique (potentiellement entre 22 mars et 25 avril) et le Pâques orthodoxe (entre 4 avril et 9 mai).

elles sont différentes sur le plan de la construction (30). Comme corollaire de ces différences, les relations qui lient les facteurs saisonniers (non définitifs) et les effets de Pâques s'en retrouvent elles aussi différentes.

(30) Ces variantes n'adoptent pas la même longueur de la fenêtre d'impact (limitée à six jours pour TRAMO, elle peut atteindre 24 jours pour STATCAN ou même 25 jours pour Bureau of Census). Il est à signaler aussi que les moyennes de long terme, utilisées pour centrer les régresseurs et enlever leur saisonnalité, sont différentes d'une variante à l'autre. TRAMO adopte l'approximation de 0,5 indistinctement pour les mois de mars et avril, Bureau of Census les calcule, selon la longueur w , sur un intervalle plus long (1600-2099), cf. Census (2011). STATCAN, avec son approche, évite d'utiliser des moyennes de long terme.

Tableau 2
Comparaison des modèles graduels à effets fixes

Approche	Régresseurs	Relation entre saisonnalité et fête de Pâques
STATCAN (modèle Sceaster)	$\text{Reg}_i[w] = \begin{cases} +n_{mars}/w & \text{si } i = \text{mars} \\ -n_{mars}/w & \text{si } i = \text{avril} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$	Traitement n'est effectué que si le Pâques est tombé en mars (31). Dans le cas contraire (régresseurs devient nul), le facteur saisonnier d'avril incorpore déjà l'effet de Pâques
Bureau of Census (modèle Easter)	$\text{Reg}_i[w] = \begin{cases} +n_i/w - \text{moyenne}(+n_i/w) & \text{si } i = \text{février, mars ou avril} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$	L'effet moyen (de long terme) de Pâques est incorporé dans les facteurs saisonniers. Ce qui est estimé est l'effet spécifique
TRAMO	$\text{Reg}_i[w] = \begin{cases} +n_{mars}/w & \text{si } i = \text{mars} \\ 1 - n_{mars}/w & \text{si } i = \text{avril} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$	La totalité de l'effet de Pâques est enlevé. Les facteurs saisonniers de mars et d'avril ne contiennent pas d'effet de Pâques

Avec w la longueur totale d'impact et n_i le nombre de jours, parmi w , tombant le mois i .
Source : Lenug *et al.* (1999).

Modèle graduel à effets variables

Le modèle graduel à effets fixe, suppose que l'impact d'un jours quelconque dans la fenêtre d'impact est le même quelque soit la distance qui le sépare avec le jours de la fête. Cette hypothèse peut parfois paraître forte, étant donné que l'égalité a priori des impacts peut être injustifiable. A l'inverse, l'on peut supposer que l'impact peut change progressivement au fur et à mesure que la date fatidique s'approche ou s'éloigne. Ce schéma donne lieu au modèle graduel à effets variables.

La principale alternative proposée porte sur une forme linéaire de ces effets. En d'autres mots, l'on suppose généralement que ces effets varient linéairement.

Pour calculer les régresseurs dans ce cas, et ce, conformément à la figure 1.b, l'on retient généralement des hypothèses de commodité. En premier lieu, l'effet

(31) Il faut noter à ce niveau qu'étant donné que la fête des Pâques tombe plus souvent durant le mois d'avril que le mois de mars (entre 78 % et 83 % selon que le Pâques est catholique ou orthodoxe, CF. Ladiray (2007)), l'effet spécifique n'est corrigé que dans le cas où quelques jours de la fenêtre d'impact de cette fête coïncident avec le mois de mars, l'autre cas étant corrigé implicitement par la désaisonnalisation.

journalier maximal, qui coïncidant avec l'instant t_0 , est égal à M . L'effet global, i.e. sur l'ensemble de la fenêtre d'impact, est aussi normalisé à 1. Dans ces conditions, le régresseur sera défini en fonction de la position de la fin du mois dans la fenêtre d'impact :

$$\text{Reg}_m = \begin{cases} 0 & \text{si } mf < av \\ \frac{(mf - av + 1)^2}{(t_0 - av + 1)(ap - av + 1)} & \text{si } av \leq mf < t_0 \\ \frac{t_0 - av + 1}{(ap - av + 1)} & \text{si } mf = t_0 \\ 1 - \frac{(ap - mf)^2}{(ap - t_0 + 1)(ap - av + 1)} & \text{si } t_0 < mf \leq ap \\ 1 & \text{sinon} \end{cases} \quad (15)$$

$$\text{Reg}_{m+1} = 1 - \text{Reg}_m$$

$$\text{Reg}_i = 0 \text{ sinon}$$

Plusieurs spécifications alternatives dans ce sens existent dans la littérature. Pour mieux corriger les effets de Pâques en Australie (32), Leung *et al.* (1999) ont proposé un schéma mixte. Deux régresseurs ont été ainsi utilisés : le premier, que l'on peut nommer « Avant Pâques », suppose que l'effet augmente linéairement au fur et à mesure que la date de la fête approche. Ce régresseur est calculé selon les trois approches de normalisation (susmentionnées au tableau 2), tout en remplaçant les $+(n_i/w)$ par leurs carrés $+(n_i/w)^2$. Le deuxième régresseur, qui capte les effets observés durant les vacances de Pâques (quatre jours de congé selon la tradition du pays), est un régresseur classique à effet constant. L'impact global se compose donc de l'effet positif avant et de l'effet négatif durant et après le Pâques. Les auteurs ont, de plus, montré que l'hypothèse, selon laquelle les deux effets (avant et après) s'annulent si leur durée tombe totalement dans un même mois, peut parfois être fautive.

Shuja' *et al.* (2007) ont adopté une spécification quasi similaire pour nettoyer les effets des fêtes mobiles en Malaisie. En se basant sur la composante irrégulière issue de X12-ARIMA, ces auteurs proposent trois types de régresseurs à utiliser par la suite, dans le cadre d'une

démarche économétrique, pour enlever l'impact des fêtes mobiles (Aid Fitre, Aid Adha, nouvel an chinois et *Deepavali*).

Chaque spécification peut donner lieu à un seul régresseur ou à trois au maximum. Il est en effet pertinent, si certes des problèmes de parcimonie ne se posent pas, de distinguer parfois entre les effets avant, des effets après et des effets en cours. Il est aussi recommandé de tester la signification de ces différences.

Par ailleurs, tous ces modèles de correction des effets des fêtes mobiles supposent une durée d'impact fixée à l'avance. Qu'elle soit tirée a priori d'enquêtes sur le terrain (cas par exemple de Shuja' *et al.* (2007) ou de Leung *et al.* (1999)) ou qu'elle soit déterminée par test a posteriori (ce que propose X12-ARIMA pour la fête de Pâques), cette durée ne tient pas en compte de la position de la fête dans la semaine. Pour des séries particulières, l'on est en droit de se demander si cette position ne conditionne pas la largeur de la fenêtre d'impact. Amrani et Skalli (2009), dans le cadre de leur évaluation de la saisonnalité mobile au Maroc, ont retenu des fenêtres d'impact variable, dont la largeur dépend de cette position. Toutefois, le modèle qu'il ont retenu est un modèle à effet constant.

Encadré 1

Correction calendaire pour les séries de stock

Les schémas développés dans ce papier ne concernent que les séries de flux, en l'occurrence des séries dont le niveau de chaque période de l'année est constitué par la somme des réalisations des journées qui composent cette période. Les séries de stock sont définies d'une manière différente. Leur niveau correspond plutôt au niveau réalisé au dernier moment (ouvrable) de la période. La relation entre ces deux types de séries est étroite : la première différence des séries de stock donne la série de flux.

Dans ce contexte, le traitement des effets de calendrier des séries de stock peut être effectué en exploitant cette relation. Ainsi, pour corriger le stock, l'on peut traiter tout d'abord sa première différence avec les régresseurs définis pour les séries de flux, avant de retrouver le stock corrigé (33). Cependant, cette approche indirecte peut ne pas convenir dans des cas particuliers, comme le suggère Findley (2009).

Une autre voie est de construire des régresseurs spécifiques à ces séries de stock. L'extrapolation du modèle de base pour ces dernières a fait l'objet de plusieurs travaux théoriques, dont les résultats sont désormais incorporés aux

(32) La fête de Pâques en Australie diffère de celle des nord-américains.

(33) Cf. Cleveland et Grupe (1983).

logiciels de désaisonnalisation (34). Par analogie aux effets de calendriers sur les séries de flux, traduits par la quantité $\sum_{i=1}^6 \beta_i (N_{it} - N_{7t}) + \bar{\alpha} LY_t$ pour un mois t , les travaux de Bell (1984 et 1995) en tire le modèle de traitement pour les séries de stock comme suit :

$$\sum_{i=1}^6 \tilde{\gamma}_i (I_{it} - I_{7t}) + \bar{\beta} \left(\sum_{j=1}^t LY_j - \delta \right)$$

Avec I_{it} est une variable dichotomique qui vaut 1 si le mois t est clôturé par le jour de type i . la première quantité de ces effets représente les effets des jours de la semaine alors que la deuxième traduit l'effet de l'année bissextile (35).

Findley (2006) complète ces travaux en s'intéressant aux contraintes sur les paramètres. Il propose un cadre général pour la relation qui lie les deux ensembles de paramètres (β_i de la série flux et $\tilde{\gamma}_i$ de la série stock), qui permet de prendre en charge les contraintes sur ces derniers. Deux hypothèses sont a priori intéressantes. Selon la première, il n'y aurait pas de différence si le mois se termine par un samedi ou par un dimanche. La deuxième, selon laquelle les jours de semaine sont équivalents, de même que les jours de weekend, s'apparente au modèle d'estimation des effets de jours ouvrables. Les relations dégagées entre les paramètres (utiles pour la construction des régresseurs), sont $\tilde{\gamma}_6 = -\frac{1}{3} \sum_{k=1}^4 \tilde{\gamma}_k$ dans le premier cas. Les nouveaux régresseurs, au nombre de 5, issu de cette contrainte sont calculés

par (avec $I_t^*(k) = I_t(k) - I_t(7)$):

$$\begin{cases} D_t(k) = I_t^*(k) - \frac{1}{3} I_t^*(6), & k = 1, \dots, 4 \\ D_t(5) = I_t^*(5) \end{cases}$$

De même, la seconde hypothèse débouche sur le seul régresseur pour jours ouvrable défini par :

$$D_t = -\frac{3}{5} I_t^*(1) - \frac{1}{5} I_t^*(2) + \frac{1}{5} I_t^*(3) + \frac{3}{5} I_t^*(4) + I_t^*(5)$$

Les fêtes mobiles ne sont pas en reste. Les régresseurs de ces fêtes pour les séries de stock sont calculés par sommation de ceux des séries de flux (Findley (2009)). Si le régresseur pour ces dernières peut être écrit d'une manière générale (36) par $\tilde{H}^f(j + 12(A-1)) = H^f(j + 12(A-1)) - \bar{H}^f$, alors le régresseur homologue pour les séries de stock est calculé par :

$$\tilde{H}^s(t) = \sum_{k=1}^t \tilde{H}^f(k)$$

Findley (2009) montre que ce régresseur ne contient pas de saisonnalité et ne présente pas d'effet de niveau. Cependant la contrainte de l'annulation des effets sur l'année n'est pas satisfaite. Si cette caractéristique peut être gênante pour une fête qui se répète chaque année, elle peut, au contraire, paraître justifiable dans le cas des fêtes religieuses musulmanes, car il arrive parfois que la même fête ait lieu deux fois la même année grégorienne (37).

(34) Notamment X13. Toutefois ces résultats, il est important de le rappeler, restent des résultats ad hoc.

(35) La décomposition des effets de calendrier de Bell (1984 et 1995) pour les séries de stock met aussi en relief l'existence de la saisonnalité et de la tendance dans ces effets. En suivant les recommandations de bon usage en matière de désaisonnalisation, ces effets bruts ont été désaisonnalisés et « détrendés ».

(36) Comme le souligne l'auteur, le régresseur de base a été désaisonnalisé dans le but de satisfaire deux propriétés importantes : ne pas enlever la saisonnalité et ne pas altérer le niveau de la série.

(37) Cf. l'annexe 4 de Maillard (1994), l'encadré de Elguellab *et al.* (2012) et l'encadré en page 21 de Jobert et Timbeau (2011).

Conclusion

La correction des effets de calendrier doit faire l'objet d'un travail minutieux et attentionné. Cette correction calendaire a deux raisons fondamentales. Déjà, il s'agit bien finalement de phénomènes techniques aux regards de l'analyse économique. La deuxième raison, statistique, tient à l'interférence que provoque le calendrier dans les estimations et l'extraction des composantes des séries (CVS, trend ou cycle), ce qui est dangereux à la fois pour les diagnostics et pour les prévisions.

Les logiciels de désaisonnalisation, X12-ARIMA ou TRAMO-SEATS, prennent en charge (identification, test et estimation) les effets de calendriers par le biais de modèles de type Reg-ARIMA (ou ARIMA mixte). Ce dernier décompose la variable en une partie déterministe, modélisée par des variables ad hoc

$$\phi_p(B)\phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D \left[Y_t - \beta^t X_t - \sum_{i=1}^3 \alpha_i H_i(\tau, t) \right] = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t$$

Les éléments ainsi détaillés dans ce papier peuvent formellement être résumés par la modélisation reg-ARIMA ci-après (38) pour toute série Y_t :

avec X_t l'ensemble des régresseurs des jours ouvrables, années bissextile, et tous les autres effets spécifiques et $H_i(\tau, t)$ sont les régresseurs des fêtes mobiles (l'indice prend les valeurs indiqués car l'on distingue les effets avant ($i=1$), durant ($i=2$) et après ($i=3$)). Ces régresseurs peuvent être calculés selon les deux types de représentation (effets constants ou effets quadratiques variables) (39).

(régresseurs...), et une partie stochastique, expliquée par une représentation ARIMA.

Si les modèles de correction pour jours ouvrables sont multiples, il n'en reste pas moins qu'ils traduisent tous une même philosophie. Basés sur des régresseurs, centrés généralement, avec des contrastes, ils essayent de faire émerger l'impact d'un jour travaillé par rapport aux autres jours chômés. Les différentes variantes dépendent du contexte d'application, ce qui nécessite, par conséquent, des investigations empiriques pour choisir entre elles.

Pour les fêtes mobiles, si la méthode de correction est identique (basée sur les régresseurs), deux paramètres doivent en plus être ciblés : la longueur de l'impact et sa nature. Ceux-ci peuvent émaner d'enquêtes a priori sur le terrain, comme ils peuvent faire l'objet d'une approche séquentielle de tests statistiques.

Que ce soit pour les jours ouvrables ou pour les fêtes mobiles, la construction théorique du modèle de correction est importante, certes en elle-même pour tout modélisateur, mais aussi pour bien interpréter les paramètres d'estimation a posteriori. Il est vrai que les logiciels utilisés pour la désaisonnalisation ont drastiquement facilité l'exercice de l'extraction de la saisonnalité. Cependant, cette aisance ne doit pas nous faire oublier les exigences d'une bonne correction des effets de calendrier (avec ses différentes subtilités), comme ce travail a essayé de le montrer. ■

(38) Voir entre autres Grun-Rehomme et Ben Rejeb (2008), et Lin et Liu (2002).

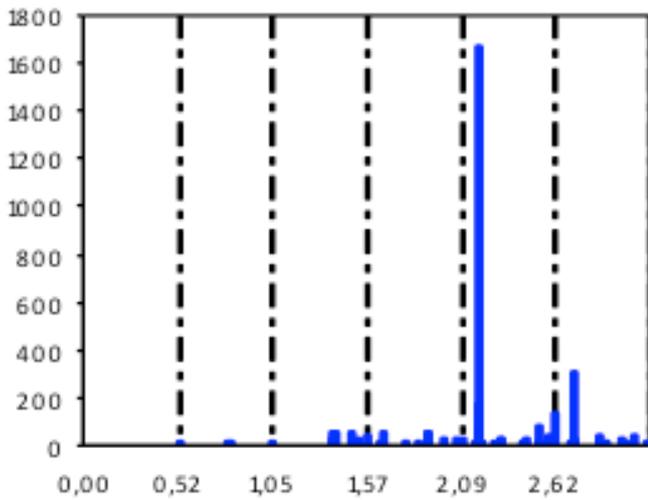
(39) Evidemment, toutes les autres configurations, comme le centrage des régresseurs, peuvent être introduites dans cette modélisation.

Annex 1

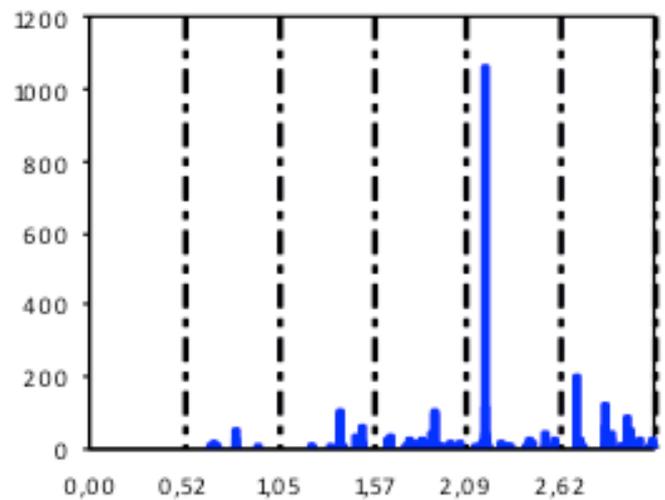
Spectres des jours de la semaine et jours ouvrables pour le modèle de base

1. Séries mensuelles

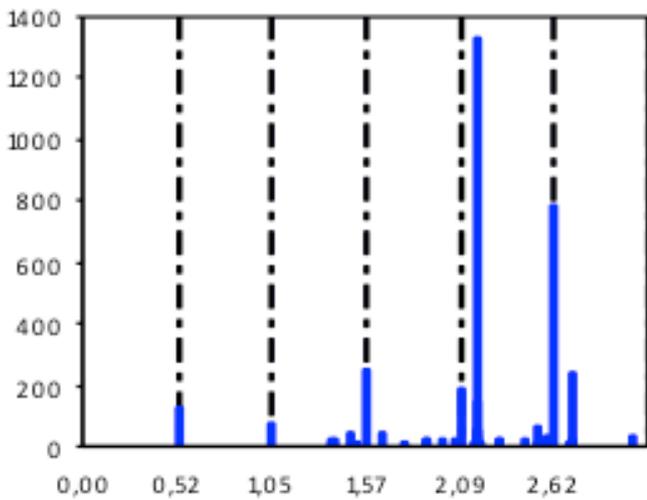
a : spectre de N_{1t}



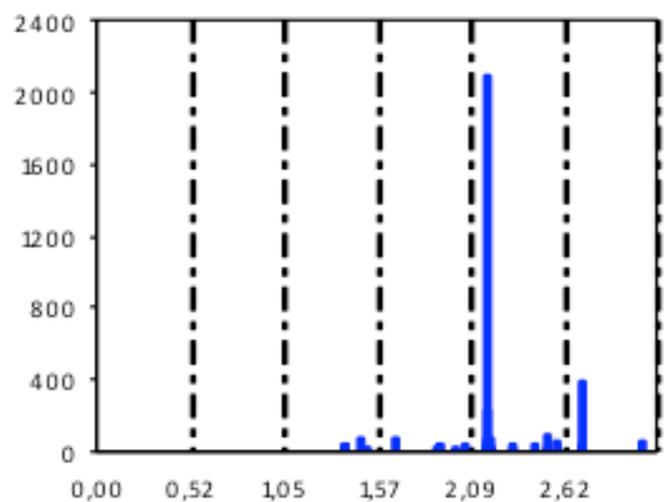
b : spectre de $N_{1t} - N_{7t}$



c : spectre de $\sum_{i=1}^{i=5} N_{it}$

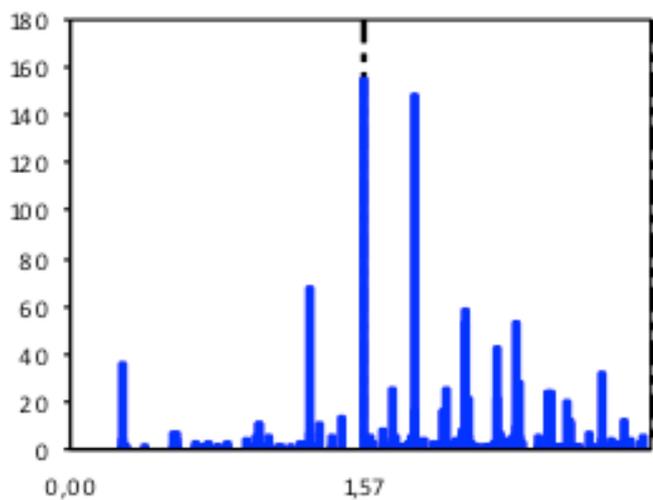


d : spectre de $\left[\sum_{i=1}^{i=5} N_{it} - \frac{5}{2}(N_{6t} + N_{7t}) \right]$

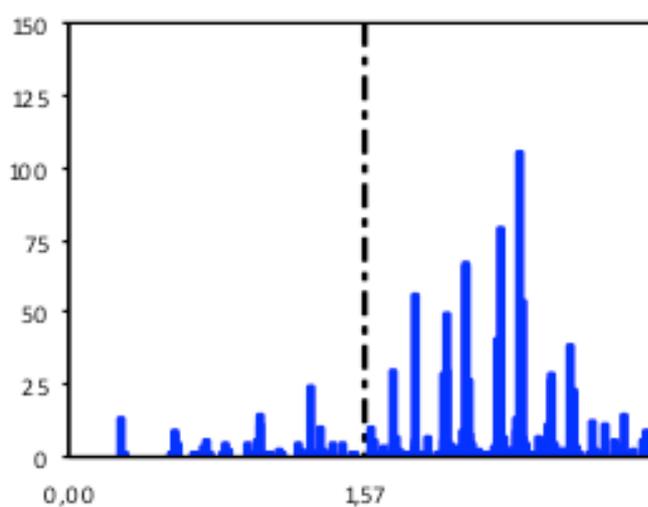


2. Séries trimestrielles

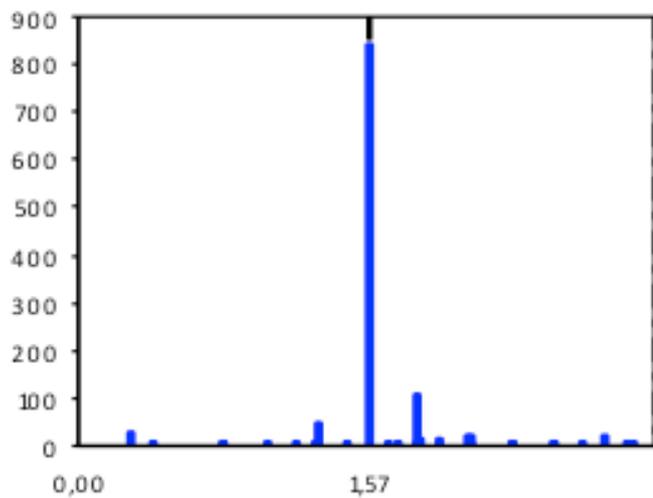
a : spectre de N_{1t}



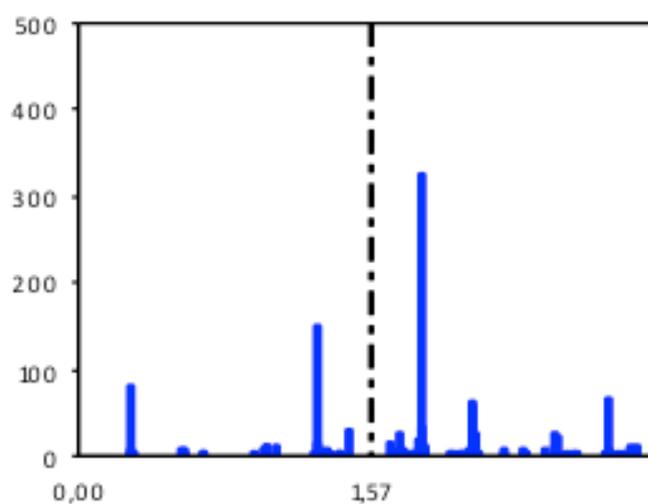
b : spectre de $N_{1t} - N_{7t}$



c : spectre de $\sum_{i=1}^{i=5} N_{it}$



d : spectre de $\left[\sum_{i=1}^{i=5} N_{it} - \frac{5}{2}(N_{6t} + N_{7t}) \right]$



Pour les jours de la semaine nous nous sommes limité au cas de lundi car les autres jours manifestent les mêmes propriétés.

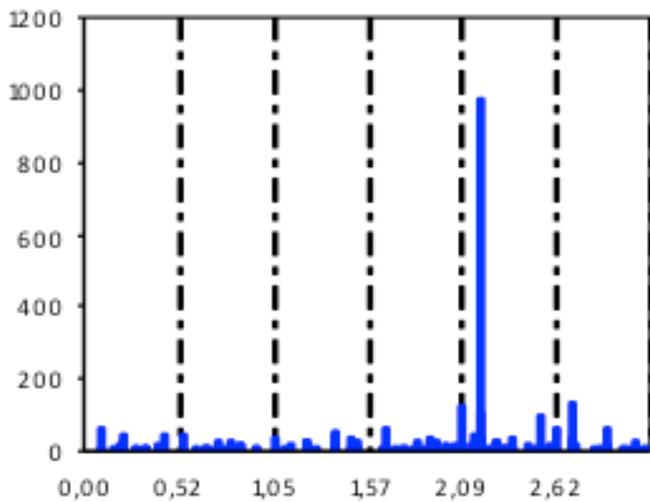
Source : calculs de l'auteur.

Annex 2

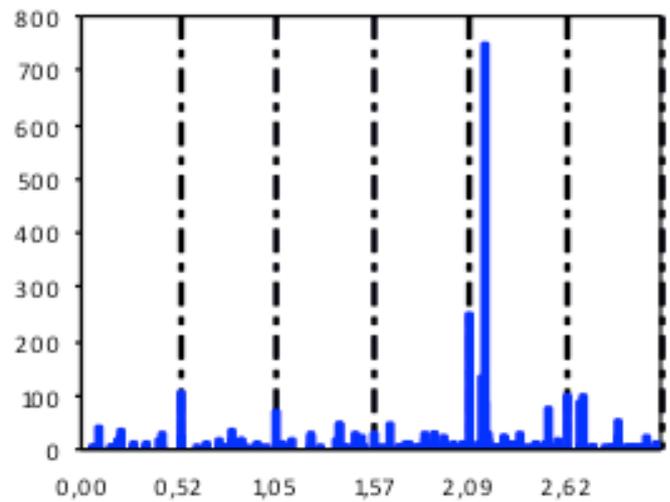
Spectres des jours de la semaine et jours ouvrables pour le modèle élargi

1. Séries mensuelles

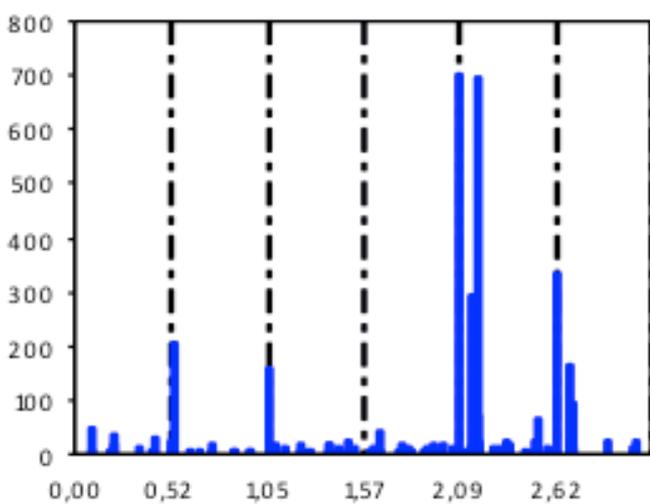
a : spectre de N_{1t}



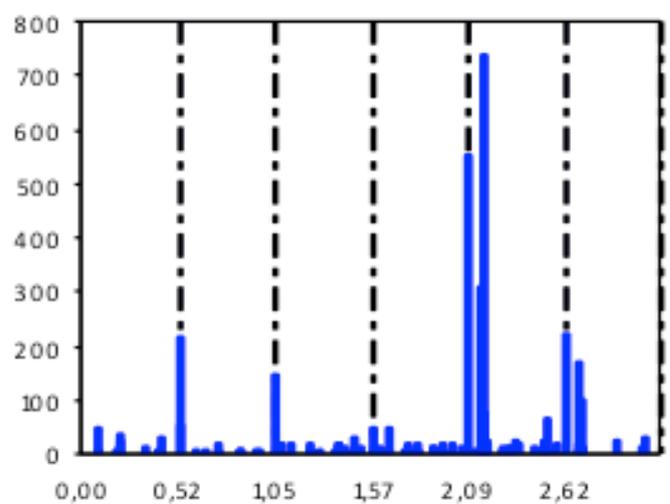
b : spectre de $\left(N_{1t} - \frac{1}{8} \sum_{i=7}^{14} N_{it}\right)$



c : spectre de $\sum_{i=1}^5 N_{it}$

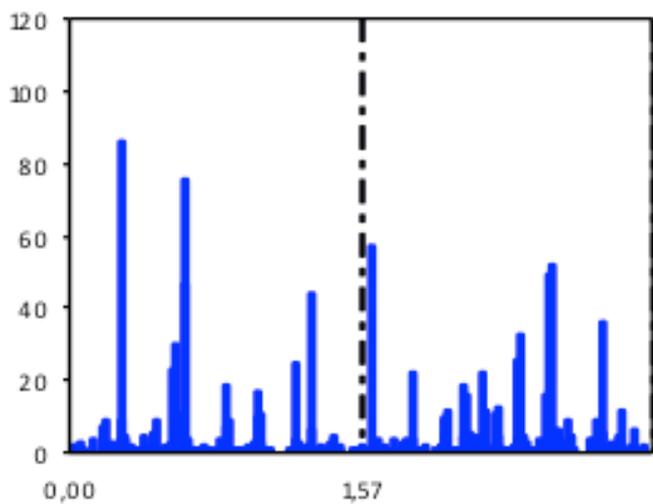


d : spectre de $\left(\sum_{i=1}^5 N_{it} - \frac{5}{9} \sum_{i=6}^{14} N_{it}\right)$

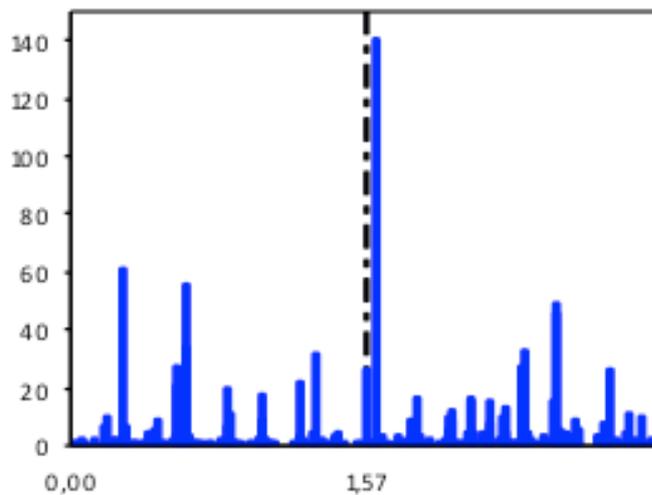


2. Séries trimestrielles

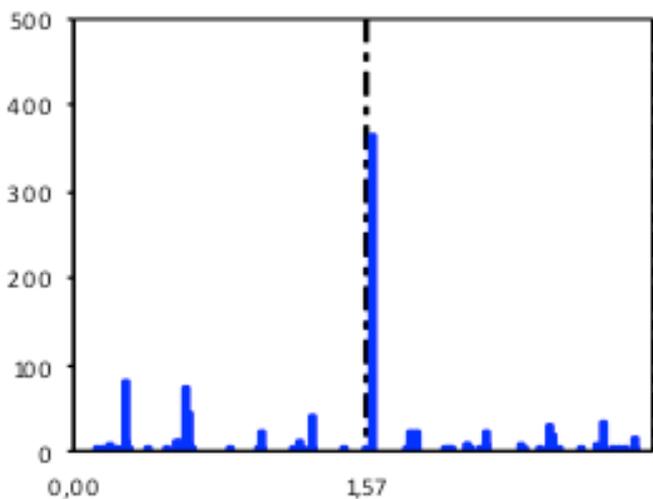
a : spectre de N_{1t}



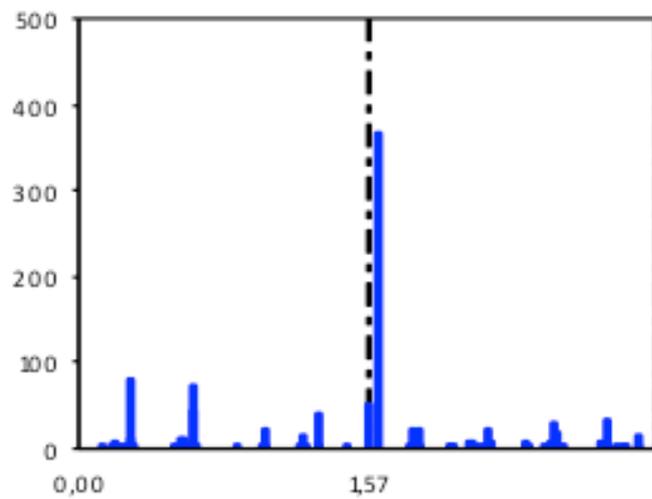
b : spectre de $\left(N_{1t} - \frac{1}{8} \sum_{i=7}^{14} N_{it}\right)$



c : spectre de $\sum_{i=1}^5 N_{it}$



d : spectre de $\left(\sum_{i=1}^5 N_{it} - \frac{5}{9} \sum_{i=6}^{14} N_{it}\right)$



Source : calculs de l'auteur.

Bibliographie

- Amrani I., Skalli A. (2009), « Evaluation de la saisonnalité mobile due au calendrier lunaire sur les séries chronologiques par application du modèle espace d'état », *Revue MODULAD*, n° 39
- Attal T. K. (2012), « Régresseurs pour effets de calendrier : Comment les construire, comment les choisir ? », Journées de méthodologie statistique, INSEE.
- Attal T. K., Guggemos F. (2011), Régresseurs pour jours ouvrables : comment prendre en compte un calendrier national ? Quatrièmes Journées sur la correction de la saisonnalité, INSEE, France, 19-21 décembre.
- Bell W. R., Hillmer S. C. (1983), « Modeling Time series with Calendar Variation », *Journal of the American Statistical Association*, n° 383, vol. 78, p. 526-534.
- Bell W.R. (1984), « Seasonal Decomposition of Deterministic Effects ». Statistical Research Division. U.S. Bureau of the Census Statistical Research Division Report Number : Census/SRD/RR-84/01.
- Bell W.R. (1995), « Correction to Seasonal Decomposition of Deterministic Effects ». Statistical Research Division. U.S. Bureau of the Census Statistical Research Division Report Number : Census/SRD/RR-95/01.
- Bell W. R., Martin, D. E. K. (2004), « Modeling Time-Varying Trading-Day Effects in Monthly Time Series », ASA Proceedings of the Joint Statistical Meetings.
- Bessa M., Dhifalli R., Ladiray, D., Lassoued A., Maghrabi B. (2008), « Les effets de calendrier dans les séries tunisiennes », *STATECO*, n° 103.
- Boubkraoui L. (1995), « Élément pour la construction et l'analyse des séries chronologiques mensuelles relatives aux deux calendriers grégorien et hégirien », *Revue de l'INSEA*, n° 15, p. 70-91.
- U.S. Census Bureau (2011), « X-12-ARIMA Reference Manual : Version 0.3 », Washington DC, U.S. Census Bureau
- Cleveland W. S., Devlin S. J. (1982), « Calendar effects in monthly time series : Modeling and adjustment », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 77, n° 379, p. 520-528.
- Cleveland, W.P., Grupe M.R. (1983), « Modeling Time Series When Calendar Effects Are Present », Applied Time Series Analysis of Economic Data (ed. A. Zellner), p. 57-67, Economic Research Report ER-6, U.S. Department of Commerce, Washington : Bureau of the Census.
- Dagum, E. B. (1980), « The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method », Statistique Canada, Catalogue 12-564E
- Dagum, E. B., Quenneville B., Sutradhar B. (1992), « Trading-day variations multiple regression model with random parameters », *International Statistical Review*, 60, 1, p. 57-73.
- Elguellab A., Mansouri A., Ouhdan Y., Guennouni J., Amar A., Zafri M., Ladiray D. (2012), « Les effets du calendrier au Maroc », Haut Commissariat au Plan, Maroc (en cours de publication).
- Findley D. F. (2006), « Modeling Stock Trading Day Effects Under Flow Day-of-Week Constraints », Research Report Series, Statistical Research Division, U.S. Bureau of the Census, Washington D.C.
- Findley D. F. (2009), « Stock Series Holiday Regressors Generated by Flow Series Holiday Regressors », Research Report Series, Statistical Research Division, U.S. Bureau of the Census, Washington D.C.
- Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C., Chen B. (1998), « New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program », US Bureau of Census.
- Findley D.F., Soukup R. J. (2000), « Modeling and Model Selection for Moving Holidays », US Bureau of Census.
- Findley D. F., Wills K., Monsell B. C. (2005), « Issues in Estimating Easter Regressors Using RegARIMA Models with X-12-ARIMA », U. S. Census Bureau.
- Fournier J-M., Ladiray D. (1995), « Les effets de calendrier dans l'analyse conjoncturelle de la production », *Economie et statistique*, n° 285-286, p. 115-126.
- Fournier J-M., Nemsia H. (1997), « Une correction de l'effet Ramadan », *STATECO*, n° 86, p. 39-63.
- Gómez V., Maravall A. (1996), « Programs TRAMO (Time Series Regression with Arima Noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series). Instructions for the User », *Working Paper 9628*, Research Department, Banco de España.

- Grun-Rehomme M., Ben Rejeb A. (2008), « Modelling Moving Feasts Determined by the Islamic Calendar: Application to Macroeconomic Tunisian Time Series », *Metodološki Zvezki*, vol. 5, n° 2.
- Grun-Rehomme M., Ladiray D. (1996), « Les effets de calendrier dans l'analyse des séries temporelles », *Methodologica*, n°4, Université Libre de Bruxelles.
- Hillmer, S.C., Bell, W.R. and Tiao, G.C. (1983), « Modeling Considerations in the Seasonal Adjustment of Economic Time Series », in Zellner, A. (ed.), *Applied Time Series Analysis of Economic Data*, Washington, D.C.: U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.
- Jobert T., Timbeau X. (2011), *l'Analyse de la conjoncture*, collection Repères, La Découverte.
- Ladiray D. (2007), « Décomposition de séries temporelles : lissage et désaisonnalisation », support de cours, Rabat, Haut Commissariat au Plan, 29 octobre-2 novembre, p. 73-88.
- Ladiray D. (2006), « Calendar Effect and Seasonal Adjustment : a Review », Conference on Seasonality, Seasonal Adjustment and Their Implications for Short-Term Analysis and Forecasting, Eurostat Workshop, 10-12 mai.
- Ladiray D. (2012), « Theoretical and real Trading-day frequencies », in *Economic Time Series : Modelling and Seasonality*, Edition de Bell R., Holan S. et McElroy T., CRC Press.
- Ladiray D., Quenneville B. (2001), « Désaisonnaliser avec la Méthode X11 », *Methodologica*, numéro spécial 8, Université Libre de Bruxelles.
- Leung C., McLaren C.H., Zhang X. (1999), « Adjusting for an Easter Proximity Effect », *Working Paper 99/3*, Australian Bureau of Statistics.
- Lin J-L., Liu T-S. (2002), « Modeling Lunar Calendar Holiday Effects in Taiwan », *Taiwan Forecasting and Economic Policy Journal*, n° 33, p. 1-37.
- Maillard V. (1994), « Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables », *Document de travail G9405*, Direction des Etudes et Synthèses économiques, INSEE, Paris.
- Maravall A. (2002), « Notes on Program TRAMO and SEATS », Support de cours sur le thème « Les méthodes de désaisonnalisation », Institut TES, Luxembourg.
- McDonald-Johnson M. K., Findley D. F., and Cepietz E. (2009), « Investigating Quarterly Trading Day Effects », *JSM Proceedings Paper*.
- Salinas T. S., Hillmer S. C. (1987), « Multicollinearity Problems in Modeling Time Series with Trading-Day Variation », *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 5, n° 3, Jul. 1987, p. 431-436.
- Shuja' N., Lazim M. A., Wah Y. B. (2007), *Moving Holiday Effects Adjustment for Malaysian Economic Time Series*, Department of Statistics, Malaysia.
- Young A. H. (1965), « Estimating trading-day variations in monthly economic series », *Technical Paper*, U.S. Department of Commerce, U.S. Bureau of the Census, Washington D.C.

Pour une approche territoriale du développement rural



Depuis plus de cinq décennies, la principale fonction de l'espace rural au Maroc se réduisait à un réceptacle des politiques agricoles. Ces politiques ont été conçues dans une large mesure en termes de concentration, basée sur ce qu'il est convenu d'appeler les politiques de développement orchestré par le haut. L'enjeu était de créer des pôles de croissance, de profiter de la plus-value économique que produit cet espace, en vue de la généraliser en direction de la périphérie de ces pôles. Quant à l'importance accordée au développement rural, elle se manifestait sous forme de programmes visant la lutte contre la pauvreté, l'analphabétisme, le sous-emploi et la malnutrition.

Ces politiques dirigistes ont abouti, certes, à des résultats probants, mais elles n'ont pas manqué de créer des disparités à l'intérieur de l'espace rural. C'est ainsi qu'on s'est rendu compte que le développement rural ne peut plus être lié à l'agriculture toute seule. Il ne peut être le fait des programmes émanant de l'Etat. Il ne peut, non plus, être traité au niveau de l'espace rural tout entier, mais à l'échelle des parties nettement distinctes les unes des autres, appelées territoires. Les plus pertinents sont ceux qui se rapprochent le plus des espaces vécus par les populations. De fait, les structures de décentralisation et de déconcentration se sont imposées comme une dimension des politiques de développement local. Cependant, ces structures territoriales ne semblent pas toujours remplir cette fonction. En effet, les échelles de proximité géographique respectives de la région et de la province sont trop éloignées des acteurs et des préoccupations quotidiennes des populations rurales locales. Le niveau territorial de la commune rurale répond, certes, au critère de proximité géographique et institutionnelle, mais ne permet pas de mobiliser les ressources nécessaires pour la réalisation des actions. Il ne permet pas non plus d'intégrer la relation rural-urbain. Le cercle semble se rapprocher de l'échelle économique, mais il n'existe que sur le plan administratif. La "petite région rurale" qui correspond, en quelque sorte, au concept de "pays" en France, paraît s'être, en revanche, un territoire de convergence géographique, économique, sociale, sociétale, environnementale et politique. Cependant, cette entité territoriale ne correspond à aucun niveau d'expression politique et ne peut, en conséquence, jouer son rôle dans le développement rural.

Le problème se pose, donc, dans la détermination du niveau territorial dépassant le "local strict", permettant de mobiliser les moyens nécessaires à l'investissement, tout en gardant une certaine proximité avec les acteurs et les populations, pour les impliquer dans la conception et la mise en œuvre des stratégies de développement local.

Le groupement de communes rurales, les moyennes et les petites villes, semble répondre au souci de faire correspondre l'espace institutionnel de prise de décision et la réalité de l'espace vécu par les populations, qu'on l'associe au développement local, qui privilégie dans le caractère multidimensionnel du territoire l'échelle de proximité (géographique, économique et politique).

Mais de nos jours, une nouvelle approche nous renvoie à une démarche qui s'inscrit en rupture du développement local. Elle se veut être globale et dynamique, dans le sens où elle prend en compte toutes les composantes du territoire, pour explorer toutes ses ressources existantes et potentielles, toutes les interactions urbain-rural et toutes les opportunités offertes par le marché extérieur dans le cadre de la mondialisation. La démarche est fondée sur la notion de "projet de territoire" qui se déroule dans le temps et dans un espace partagé par les acteurs des entités territoriales groupées et ce, en fonction des défis auxquels ils se doivent de relever.

Par Bouchaib LAMGHARI, (HCP)

Introduction

Au Maroc, le développement rural est depuis longtemps un défi à plusieurs composantes, dont la plus ancienne est celle de la réduction des disparités économiques et sociales entre les campagnes et les villes et à l'intérieur des campagnes elles-mêmes. Pour atteindre cet objectif, plusieurs programmes et politiques ont été mis en œuvre. La plus importante de ces dynamiques correspondait à une entrée au développement rural par l'agriculture, du fait que ce secteur demeure la principale activité économique de la population marocaine. Par la suite, le développement rural était compris comme correspondant à la réalisation des infrastructures socio-économiques pour améliorer la capacité productive et les conditions de vie des agriculteurs. Toutes ces politiques ont été conçues, dans une large mesure, en termes de concentration basée sur ce qu'il est convenu d'appeler le développement orchestré par l'Etat.

A l'ère de la mondialisation, ces politiques de développement préparées par le haut, ont été remises en cause, en raison de leur incapacité à ouvrir la voie à une croissance régulière, équitable et durable de l'espace rural. Ainsi, les politiques publiques initiées au début de la décennie 1990, se sont traduites, entre autres, par le redéploiement du rôle de l'Etat-providence au profit des territoires (1), au détriment de l'espace rural dans sa globalité. Les plus "*pertinents*" sont ceux supposés correspondre le mieux aux espaces de convergence géographique, humaine, sociale, sociétale, environnementale, politique (ou ce qu'il est convenu d'appeler aussi "*espaces vécus*"). Les approches de développement adoptées sont celles qui privilégient, dans ce caractère multidimensionnel, la composante de l'échelle de proximité géographique, institutionnelle et économique (l'échelle locale) pour se rapprocher le plus des réalités vécues par les populations locales. Appuyées par la mise en place du processus de décentralisation/

(1) Des définitions de territoire, il en existe plusieurs et varient considérablement selon l'usage que l'on entend en faire, mais en réalité, le discours recouvre, deux définitions différentes : le territoire donné qui correspond généralement au territoire administratif (région, province, commune) et le territoire construit par les acteurs en fonction des enjeux et des questions posées par chacun d'eux.

déconcentration (2), ces approches se sont rattachées aux territoires administratifs, gérés par les collectivités territoriales.

Mais ces territoires administratifs correspondent-ils vraiment aux espaces "*pertinents*" pour le développement ? Y'a-t-il des organisations territoriales couvertes par la géographie marocaine qui peuvent remplir cette fonction ? Peut-on déterminer un niveau spatial institutionnel pour que les acteurs puissent le mieux s'identifier aux projets, participer aux décisions et mener des actions de proximité ? Cette échelle territoriale parvient-elle à relever les défis auxquels elle doit faire face ? Autant de questions qui méritent d'être posées aujourd'hui en matière de territorialisation des politiques de développement rural au Maroc.

Le présent article qui se propose de traiter de la problématique du territoire et de sa pertinence, en tant que composante du développement, ne prétend ni à l'exhaustivité ni à la pertinence. Au contraire, il doit être considéré comme un essai. Son but est d'appeler à élever le niveau du débat sur les actions à mettre en œuvre pour améliorer les démarches territoriales de développement rural, qui semblent être un enjeu de taille pour les politiques publiques, à l'heure d'une modernisation de la gouvernance territoriale (projet de régionalisation avancée en cours) et de la problématique de convergence des stratégies sectorielles.

L'espace rural au Maroc, support géographique des politiques agricoles

Au lendemain de l'indépendance du Maroc, l'espace rural se confondait avec l'espace agricole et l'intérêt accordé au développement rural se manifestait sous forme de programmes visant la lutte contre la pauvreté, l'analphabétisme, le sous-emploi et la malnutrition. Selon cette vision, les premières politiques agricoles ont été marquées par la nationalisation des terres de la colonisation et la distribution d'une partie de ces

(2) Au Maroc, les élus sont les acteurs de la décentralisation, les agents d'autorité et les représentants des services extérieurs des ministères sont les acteurs de la déconcentration.

terres récupérées par l'Etat dans le cadre de la réforme agraire. Ces dynamiques qui visaient essentiellement la paysannerie ont rapidement montré leurs limites, ce qui a poussé les pouvoirs publics à changer leur stratégie d'intervention, en donnant la priorité à l'agriculture irriguée. Ainsi, neuf espaces (périmètres) irrigués, à partir de grands ouvrages hydrauliques, ont été identifiés pour servir de réceptacles de projets agricoles. L'enjeu est de profiter de la plus-value économique que produisent ces espaces pour tenter d'entraîner le reste du pays. Pour gagner le pari, des efforts ont été concentrés dans les infrastructures de base, l'organisation des conditions de mise en valeur des terres irriguées, la distribution des primes et des subventions pour encourager l'intensification de la production.

La longue expérience du Maroc en termes de cette politique d'irrigation, qui a mobilisé sur la durée des moyens assez consistants, a abouti à des résultats probants. Cependant, cette expérience n'a pas manqué d'engendrer des disparités spatiales importantes entre les espaces irrigués qui connaissaient une montée en puissance et les espaces ruraux à caractère pluvial qui tiraient vers le bas, en raison des déficits importants en infrastructures de base, en moyens d'intensification de la production agricole, d'un faible niveau de qualification des ressources humaines, et d'une dégradation des ressources naturelles, etc. C'est ainsi qu'on s'est rendu compte que le développement rural ne peut être lié à l'agriculture seule. Il ne peut être considéré comme un programme de développement émanant de l'Etat. Il ne peut non plus être traité au niveau de l'espace rural tout entier, mais à l'échelle d'unités territoriales différentes.

Du territoire global aux territoires donnés: les politiques de développement rural territorialisé

Les politiques de développement rural territorialisé consistaient dans l'application de directives centrales, au niveau des espaces s'appuyant sur des délimitations administratives. Ces approches ont été axées dans une première étape, sur les projets dits de développement rural intégré. C'est le projet de Développement Rural du Rif Occidental (DERRO) qui fut l'ancêtre de ces projets d'association du développement rural, de la conservation

des ressources naturelles et de l'amélioration des conditions de vie des populations rurales.

Lancé au début des années 60, ce projet se proposait de contribuer au développement rural du Rif Occidental et de maîtriser les risques d'érosion hydrique qui menacent cette région. Les actions entreprises dans le cadre de ce projet comprenaient les plantations fruitières, les travaux d'aménagement foncier, l'amélioration de la conduite des troupeaux, l'ouverture de pistes. Cependant, le projet a été conçu et réalisé selon une démarche dirigiste de type « top down ». Les populations n'ont pas été impliquées dans la définition et la mise en œuvre du projet.

Vers les années 80, les nouvelles orientations se fondaient sur le fait que le développement rural ne peut être assuré par l'agriculture seule, mais devrait correspondre à la réalisation des infrastructures socio-économiques pour améliorer la capacité productive et les conditions de vie des populations rurales occupant des espaces à caractère pluvial. Dans cette perspective, les interventions publiques (agriculture, infrastructures sociales, équipement publics, etc.) se multipliaient au niveau des zones rurales pluviales, mais dans une optique de concentration spatiale, pour faciliter la mise en œuvre d'une démarche intégrée. Centrée sur une circonscription administrative (généralement un cercle), cette approche s'est appuyée sur les projets de développement rural intégré, dits de première génération (les projets: El Hajeb; Fès-Karia-Tissa; Moyen Atlas; Oulmès-Roumani, Had-Kourt-Ouazzane, Haut Loukkos; Settat; Abda-Ahmar). Cependant, ces projets n'ont pu prendre en charge la diversité des espaces ruraux et non pu répondre aux besoins locaux, et plus particulièrement la réduction de la pauvreté et des inégalités sociales dans l'espace rural. Ils n'ont rien pu changer aux réalités des populations de ces zones pluviales qui connaissaient des retards accumulés en matière de développement et d'équipement. Avec l'avènement du Programme d'Ajustement Structurel (PAS) et le désengagement de l'Etat, ces projets furent vite abandonnés, et remplacés par des projets menés dans des espaces dits de proximité ou ce qu'il est convenu d'appeler « territoires de projets » (3).

(3) On entend par « territoire de projet », un espace qui répond à un appel de projet lancé par les acteurs impliqués dans le développement de ce territoire.

L'émergence des "territoires de projets"

Dans le contexte de globalisation et de mondialisation, les politiques publiques initiées au début des années 1990, se sont traduites par l'engagement du Maroc dans l'ouverture sur l'extérieur, le retrait de l'Etat par rapport aux logiques du marché et le choix de l'espace de proximité comme territoire de changement économique. De fait, les réalités locales se sont imposées comme une nouvelle dimension des politiques de développement des territoires. Celles-ci s'appuient sur la notion de "territoire de projet" qui permet de concilier proximité, élaboration des projets cohérents sur un espace "pertinent". Cependant, le problème réside dans la détermination du niveau spatial et institutionnel permettant aux acteurs locaux de mener des actions et élaborer des projets de proximité.

En quête d'un territoire pertinent pour le développement rural

Les enseignements tirés des expériences de plusieurs pays qui se sont posé la même question sur l'espace pertinent pour le développement local, montrent que cet espace ne doit être ni assez petit pour ne pas handicaper le projet, ni assez grand pour ne pas faire disparaître la proximité. Il doit, en outre, articuler nécessairement le rural et l'urbain, les villes pôles et les bourgs ruraux. Cette intégration urbain-rural peut être construite, sans toutefois, que le développement soit dicté par une vision unilatérale citadine, ni proprement rurale, mais dans un souci de cohésion territoriale, permettant un échange plus équilibré entre le rural et l'urbain

A l'instar de plusieurs pays, les expériences de développement local menées par le Maroc s'appuyaient sur la mise en place du processus de centralisation et de concentration, pour rapprocher territoires administratifs et espaces pertinents. Mais ces structures de décentralisation et de déconcentration remplissent-elles cette fonction de "pertinence" ?

Les réponses des structures territoriales de la décentralisation

Au Maroc, le découpage administratif en unités territoriales est, depuis longtemps, centré en premier lieu autour de la problématique du contrôle de

l'étendue de l'espace global, dans lequel les autorités administratives sont appelées à agir, et en second lieu autour du développement des territoires issus de cette division administrative. Pour réconcilier territoires administratifs et économiques, il a été procédé à des compositions et recompositions territoriales, testant la territorialité des proximités géographique, économique et institutionnelle, pour expliquer les coordinations d'acteurs. Cette organisation territoriale a abouti, depuis l'indépendance du pays, à une segmentation du pays en un nombre de structures de décentralisation et de déconcentration, appelées collectivités territoriales. Ces entités sont, selon le découpage de 2009, au nombre de 15 946 (16 régions ; 62 provinces ; 13 préfectures, 221 communes urbaines ou municipalités et 1 282 communes rurales) (4). Elles sont dotées de la personnalité juridique, morale et financière et dont les compétences sont définies par la loi. L'enjeu est pluriel : adapter le tissu socio-économique local aux mutations économiques issues de la mondialisation ; répondre aux besoins des populations qui ont une position active et responsable ; assurer un développement économique et social à l'échelle du territoire, en valorisant ses ressources propres ; renforcer les collectivités locales, appelées à devenir des partenaires aux côtés des acteurs locaux dans les mécanismes de participation et de programmation, tout en restant près des populations pour prendre les décisions et mener des actions de proximité. De fait, le territoire de la commune rurale s'est imposé de plus en plus comme un lieu d'ancrage de proximité, assorti de pouvoir économique, de décision d'action. Dans ce contexte, plusieurs projets et programmes ont été lancés. Il en est ainsi des projets de développement intégré dits de deuxième génération (5), du Programme d'électrification rurale globale (PERG), du Programme d'approvisionnement groupé en eau potable des populations rurales (PAGER) et des petits

(4) Annuaire statistique du Maroc 2012, H.C.P.

(5) Il s'agit notamment, des projets de développement rural intégré de mise en valeur en "bour" (DRI-MVB), des projets de développement rural intégré centré sur la petite et moyenne hydraulique (DRI-PMH), et des projets de développement rural intégré et de gestion des ressources naturelles (MEDA-DRI-GRN) dans les provinces du Nord du Maroc, du projet de développement rural intégré des zones forestières et péri forestières (DRI-Forêt), et du projet de développement des zones montagneuses de la province d'Al Haouz arrière pays de la ville de Marrakech.

projets, lancés dans le cadre de l'Initiative nationale de développement humain (INDH).

Cependant, le cadre communal, s'avère généralement, trop restreint pour pouvoir mobiliser les ressources nécessaires au financement des infrastructures socioéconomiques et des services de plus en plus importants qui, souvent, peuvent dépasser les frontières politico-administratives de la commune (fonctions administratives, services de l'enseignement secondaire, services bancaires, services de santé comme l'hôpital, etc.). Il ne permet non plus d'articuler le rural et l'urbain, puisque les programmes des petites villes ne tiennent pas généralement compte de leurs interactions avec le rural.

Les concepts forts de développement économique et social aux niveaux national et régional, mais non appropriés, au niveau communal, obligent souvent les communes à faire appel aux bureaux d'étude pour préparer leur plan communal de développement et aux administrations techniques pour l'exécuter. C'est ainsi qu'on peut lire à propos des communes rurales, que « cette longue expérience et ces tentatives de dynamiser la gouvernance territoriale n'ont pas toujours eu les résultats escomptés. Les déviations entachent les processus électoraux, le caractère conjoncturel et instable des alliances partisanes locales, l'inégale formation des élus, la mauvaise gestion, le découpage pas toujours heureux du territoire sont autant de facteurs qui ont pénalisé le développement humain de beaucoup de communes rurales... » (Rapport du cinquantenaire, p. 81).

Le cercle peut donner une idée globale de ce que pourrait être l'espace pouvant relever les défis de proximité et de mobilisation des ressources. Cependant, il n'est pas reconnu comme collectivité territoriale et ne peut, en conséquence, jouer son rôle dans le développement rural.

La province est l'unité territoriale relativement la mieux équipée en termes de ressources humaines, mais son niveau territorial demeure loin des acteurs et des préoccupations quotidiennes des populations rurales locales. Le système actuel de programmation à l'échelle de la province ne permet pas, aussi, d'intégrer la relation rural-urbain, en ce sens que les programmes des villes, ne tiennent généralement pas compte de leurs

interactions avec l'espace rural relevant de l'autorité de la province.

La Région peut, certes, posséder une certaine légitimité à intervenir en matière de développement local, mais son échelle d'intervention dépasse assez largement la fonction de proximité. Sa construction par assemblage d'unités administratives préexistantes, fait que son niveau territorial cadre rarement avec la réalité de l'espace vécu par les populations locales. Il en est, ainsi par exemple, de la région de Marrakech-Tensift-Al Haouz qui englobe des territoires physiques et humains assez disparates et ne recoupe pas exactement l'orientation matérielle des flux de déplacement telle qu'on la constate sur le terrain (J.F. Troin, 2002) ».

Toutes ces insuffisances font que le territoire administratif au Maroc semble ne pas correspondre le mieux à un espace, pouvant refléter la réalité territoriale vécue par les populations locales. On repose ainsi de nouveau le problème, en questionnant d'abord, quelques organisations territoriales couvertes par la géographie marocaine, notamment la « *petite région rurale* » et le territoire « *construit* » par groupement de communes.

Les réponses des organisations territoriales au Maroc

Le survol de l'espace rural marocain montre qu'il existe plusieurs niveaux d'organisation territoriale, comme le « *Douar* », le « *Dchar* », le « *Ksar* », le « *Ighrem* ». Ces niveaux constituent des espaces de convergence, dont les motivations les plus pertinentes tiennent soit à des héritages de solidarités traditionnelles soit, quand celles-ci font défauts, à une perception de l'intérêt collectif (G. Lazarev, 2004). Ils ont une importance considérable pour créer des dynamiques de participation et plus particulièrement dans les zones de montagne, les zones pastorales et dans certaines zones où il existe encore des terres collectives. Ces spécificités ont conduit à inscrire la mise en œuvre de la seconde orientation (6) (Pilier II) du Plan Maroc Vert dans une approche de développement

(6) Cette orientation incite à la mise à niveau solidaire de la petite agriculture (petite économie rurale) et plus particulièrement dans les zones de montagnes, arides et oasiennes, espaces dans lesquels l'agriculture présente des spécificités remarquables et des produits présentant des qualités uniques (produits de terroir), témoins de savoir-faire séculaires.

local autour du concept “terroir” (7) et “espace protégé”. Cependant, ces niveaux d’organisation territoriales n’ont aucune existence juridique et leur espace trop réduit, fait que la capacité de mobiliser des moyens et l’ingénierie locale est très faible, voire inexistante.

Le “bled” est un autre niveau supérieur d’organisation territoriale. Ce concept a été identifié par la Stratégie 2020 de Développement Rural (8), élaborée par le ministère de l’Agriculture, du Développement Rural et des Pêches, en 1999, et l’associe à la notion de la “petite région rurale”. Elle correspond, en quelque sorte, à la notion de “pays” en France. Ce concept est compris comme une identité sous régionale caractérisée par une cohésion géographique, économique, culturelle ou sociale, et polarisée par une petite ville, comportant des équipements publics et privés, ainsi qu’un minimum de services, etc.

Au Maroc, « le “pays” correspond souvent à une subdivision sous-régionale, de petite taille, homogènes culturellement, à forte personnalité, disposant d’une bonne polarisation interne, axée sur le réseau de souks ou de gros villages. C’est une “unité de vie”, où la population a un fort sentiment d’appartenance à une même communauté de destin : c’est un territoire vécu, un bassin d’emploi ou d’activités, aussi bien une zone à vocation développement rural, qu’une “agglomération” avec ses différents prolongements et espaces satellites.... Le “pays” comporte une dimension culturelle par son unité de relation... Il est donc marqué par une dynamique venue de la base ou des élites locales (J.F. Troin, 2002) ».

Cette idée du pays a été testée (9), en 2004, par, la Direction de l’Aménagement du Territoire (DAT)

(7) Un « terroir » est un espace géographique délimité et défini à partir d’une communauté humaine qui construit au cours de son histoire un ensemble de traits culturels distinctifs, de savoirs et de pratiques, fondés sur un système d’interactions entre le milieu naturel et les facteurs humains. Le savoir-faire mis en jeu révèle une originalité, confère une typicité et permet une reconnaissance pour les produits ou services originaires de cet espace et donc pour les hommes qui y vivent. Les terroirs sont des espaces vivants et innovants qui ne peuvent être assimilés à la seule tradition (INRA, INAO, UNESCO, 2005).

(8) Cette réflexion est restée au Maroc un cadre de référence plutôt qu’un cadre programmatique.

(9) On ne sait pas encore si ce test a fait l’objet d’une évaluation pour en tirer les enseignements nécessaires sur cette démarche et sa mise en œuvre.

dans quatre régions du Maroc. Il s’agit du “pays de Boulaouane” pour la région de Doukkala-Abda, du “pays de Beni Meskine” pour la région de Chaouia-Ouardigha, du “pays d’Ouezzane” pour la région du Gharb-Chrarda-Beni Hssen et du “pays d’Al Hoceima” pour la région de Taza-Al Hoceima-Taounate.

L’importance de la « petite région rurale » a, aussi, été mise en évidence par l’étude Prospective Maroc 2030, Agriculture 2030 : Quels avenir pour le Maroc ?, réalisée conjointement par le Haut Commissariat au Plan (HCP), et le Conseil général de développement agricole (CGDA) en 2007. Le scénario souhaitable serait celui fondé sur une agriculture durable, sur un aménagement du territoire à l’échelle territoriale et sur la diversification rurale, qui aurait été largement favorisée par une importante politique d’urbanisation rurale visant la structuration de bourgs ruraux et petites villes rurales. L’objectif est la diversification des activités économiques, la mise en place de structures de proximité pour impliquer les acteurs locaux.

Toutes ces réflexions qui viennent d’être survolées, convergent vers la « petite région rurale » comme un territoire “pertinent” pour la territorialisation des politiques de développement rural au Maroc, sans toutefois, déboucher sur la démarche pour le développer. Mais, cette entité territoriale est définie par un espace qui ne correspond à aucun niveau d’expression institutionnel, en ce sens qu’elle peut englober une partie d’une région ou d’une province ou être à cheval sur plusieurs communes. De fait, elle ne peut jouer un rôle dans le développement rural. La province et la région, comme nous venons de le voir, ne peuvent jouer ce rôle, car leur niveau territorial demeure loin des acteurs et des préoccupations quotidiennes des populations rurales locales. Le cercle peut remplir, dans certaines mesures, cette fonction, mais il n’est pas reconnu comme collectivité territoriale. La commune rurale ne peut être assimilée à cette « petite région rurale ». Le groupement de communes rurales et des villes de moyenne (mais non compris les grandes agglomérations de grande taille), semble répondre à un souci de faire correspondre l’espace institutionnel de prise de décision et la réalité de l’espace vécu par les populations locales.

Du “territoire de projet” au “projet de territoire” : le territoire construit par groupement de communes

La loi n° 17-08, dans son article 78 tel qu’il été modifié et complété par le dahir n° 1.08.153 du 22 safar 1430 (18 février 2009), stipule que les communes urbaines et rurales et leurs groupements peuvent conclure entre elles ou avec d’autres collectivités locales, avec les administrations publiques, les établissements publics ou les organismes non gouvernementaux d’utilité publique des conventions de coopération ou de partenariat pour la réalisation d’un projet ou d’une activité d’intérêt commun et d’aménagement de l’espace partagée par des communes.

Il ne s’agit pas d’une structure administrative, ni d’une nouvelle collectivité territoriale, mais d’une entité territoriale dépassant généralement le local strict. Ce nouveau territoire semble mieux cadrer avec l’échelon institutionnel et l’espace de proximité, permettant de mobiliser des moyens nécessaires à l’investissement, tout en restant proche de la population et de ses besoins. Il s’avère souvent en mesure de faire émerger de nouveaux projets et constitue dans de nombreux cas pour la région et la province un “territoire de projet” pour le développement local.

Mais de nos jours, une nouvelle voie s’ouvre et donc une autre approche nous renvoie à une démarche qui s’inscrit en rupture du schéma de développement local qui privilégie dans le caractère multidimensionnel de l’espace vécu, l’échelle de proximité géographique, économique et politique. Dans la situation où elle a abouti actuellement, cette nouvelle approche essaie d’appréhender le développement du territoire d’une manière dynamique et globale, dans le sens où elle prend en compte ses diverses composantes (géographique, l’économique, le social, le sociétal, l’environnemental et le politique), pour explorer toutes les ressources existantes et potentielles du territoire (elle s’attachera, par exemple, à réintégrer des savoir-faire empiriques comme la couture traditionnelle, les produits de terroir, etc.), toutes les interactions urbain-rural et toutes les opportunités offertes par le marché extérieur dans le cadre de son ouverture sur l’extérieur par le biais de la mondialisation. La démarche est fondée sur la

notion de “*projet de territoire*” (10) qui semble être une composante importante des politiques territoriales (11) de développement rural, du fait que celui-ci est un processus qui exige un temps long avec un horizon et une vision à long terme.

Le “*projet de territoire* se déroule dans le temps et dans un espace qui se construit par les acteurs en fonction des enjeux et des défis auxquels ils sont confrontés. De fait, il fait appel à une réflexion volontariste et prospective qui, à partir d’un diagnostic territorial, fait ressortir les forces et les faiblesses du territoire, les opportunités qui lui sont offertes dans le cadre de son ouverture sur l’extérieur et les menaces contre lesquelles une vigilance et des actions devraient être conduites d’une manière soutenue. Cette réflexion prend en considération les enjeux et les défis, examine les tendances lourdes, anticipe les changements et bâtit des scénarios, en esquissant des hypothèses de ce que serait le territoire à l’horizon temporel choisi. Le but est de fournir aux acteurs locaux des éléments leur permettant de débattre des évolutions possibles de leur territoire, de choisir le meilleur scénario possible de son développement, pour déboucher sur une stratégie de développement intégrée qui profite à l’ensemble de la population de ce territoire.

Cette politique, ainsi définie, devrait être déclinée en actions concrètes, directement opérationnelles en capitalisant les acquis et les atouts, pour identifier les dynamiques à encourager, les retards et les déficits à combler. Elle aura aussi à assurer les convergences des politiques pour apporter des solutions à la globalité des défis et des enjeux, auxquels les différents acteurs du territoire seraient confrontés dans l’avenir. Cependant, sa mise en œuvre repose sur les capacités des

(10) Le concept de « projet de territoire » résulte de la combinaison de deux termes : celui de « projet » et celui de « territoire ». Le « projet » signifie l’idée de ce que l’on veut construire dans le futur. Le territoire correspond ici à l’espace partagé par les communes rurales.

(11) Il faut bien distinguer les politiques locales des politiques territoriales. Une politique locale est fondée sur l’implication des acteurs locaux et sur la valorisation des ressources locale d’un territoire donné, alors qu’une politique territoriale privilégie une démarche globale, dynamique basée sur l’implication des acteurs locaux pour construire leur « projet de territoire ». Elle se différencie de la politique de développement local au travers de trois traits essentiels : l’ouverture des marchés, la construction de systèmes de gouvernance élargis à d’autres acteurs et la mobilisation des potentialités spécifiques du territoire.

animateurs, de la structure de partenariat et notamment l'importance de l'émergence d'un leadership et de la bonne représentativité des divers intérêts nationaux.

Conclusion

Le constat sur les limites de la pertinence des territoires administratifs et les démarches de développement local afférentes n'est plus à démontrer. Aujourd'hui, la nécessité de repositionner nos territoires ruraux dans une autre approche territoriale globale et dynamique est un autre défi à relever. Atteindre cet objectif exige une réflexion prospective, faisant ressortir les forces et les faiblesses du territoire, les opportunités et les menaces. Cette démarche prospective débouche sur une stratégie fondée sur le concept de "projet de territoire" approprié. La maîtrise de cette démarche aiderait nos territoires à rompre avec les approches sectorielles pour lesquelles ils sont des réceptacles de projets, sans aucune intégration. Cependant, la réussite de cette politique est conditionnée par l'accélération du processus de décentralisation, permettant aux différents acteurs chargés du développement rural, d'élaborer leurs propres "projets de territoires". ■

Bibliographie

Conseil général du développement agricole, Ministère de l'Agriculture, du Développement rural et des Pêches maritimes, *Stratégie 2020 de développement rural*, Document de référence 1999.

Conseil général du développement agricole. Ministère de l'Agriculture, du Développement rural et des Pêches maritimes, *Stratégie 2020 de développement rural*, Document de synthèse 1999.

Conseil général du développement agricole, Ministère de l'Agriculture, du Développement rural et des Pêches maritimes, «Les réformes du secteur agricole. Quel agenda pour le Maroc ?» Troisième séminaire institutionnel, Rabat, 2-4 décembre 2004.

Conseil général du développement agricole, Ministère de l'Agriculture et de la Pêche maritime, «Développement solidaire de la petite agriculture», Pilier II du Plan Maroc Vert, *Situation de l'agriculture marocaine* n° 7, avril 2009, p 161-199.

Grigori Lazarev, «Promouvoir le développement des territoires Ruraux», *MediTerra*, CIHEAM, Plan Bleu Presses de sciences-Po 2009, p. 184-275.

Grigori Lazarev, «Quels territoires pour le développement local ?», *Développement rural, pertinence des territoires et gouvernance*, colloque RELOR, Rabat INAU, 14-15 décembre 2004.

Haut Commissariat au Plan, *Prospective Maroc 2030. Agriculture 2030, Quels avenir pour le Maroc ?* En collaboration avec le Conseil général du développement agricole, avril 2007.

Jean-François Troin, *Maroc : régions, pays, territoires*, Maisonneuve & Larose, Tarik, Urbama, 2002.

Le Rapport du Cinquantenaire, *le Maroc possible : une offre de débat pour une ambition collective*.

Ministère de l'Habitat, de l'Urbanisme et de l'Aménagement de l'Espace, Secrétariat d'Etat chargé du Développement territorial, *Stratégie nationale du développement rural : vision, bilan et perspectives*, octobre 2011.

Ministère de l'Aménagement du Territoire, de l'Environnement, de l'Urbanisme et de l'Habitat. Direction de l'Aménagement du Territoire, 2000, *le Territoire marocain. Etat des lieux*.

Ministère de l'Intérieur, Publication du Centre de documentation des collectivités territoriales 2003, *Charte communale*, Royaume du Maroc.

Omar Besssaoud, Annarita Antonelli, Patrizia Pugliese, «Améliorer la gouvernance rural», in *MediTerra*, CIHEAM, Plan Bleu, Presses de sciences-Po 2009, p. 277-307.

Sites web

Abdallah Harsi, *Décentralisation et déconcentration administrative : Instruments de la proximité administrative*, format PDF, téléchargeable sur le site : www.cmiesi.ma/acmiesi/file/notes/abdallah-harsi_2.pdf

Abdel Hakim T., «Les nouveaux paradigmes du développement rural en Méditerranée». *Les Notes d'analyses du CIHEAM*, n° 10, 2006, 12 pages, format PDF, téléchargeable sur le site : <http://ressources.ciheam.org/om/pdf/a71/06400072.pdf>

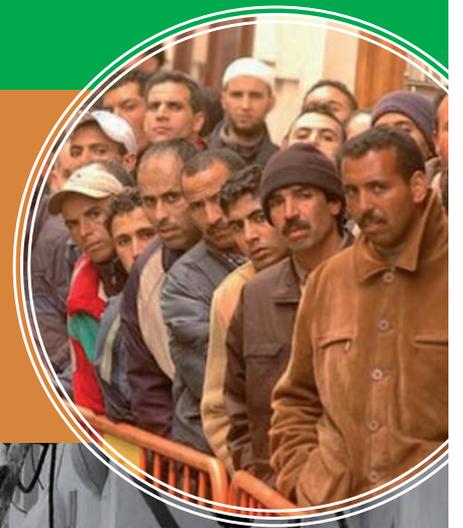
- Alain Laurent et Laure Veirier, *Culture, tourisme et lutte contre la pauvreté au Sahara : Une approche territoriale du développement*, format PDF, téléchargeable sur le site : www.mangalani-consult.org/.../Guide%20approche%20territoriale.pdf
- A.F.C.C.R.E., *La dynamique urbaine-rurale : vers une gouvernance territoriale intégrée*. Conférence organisée par le Conseil des communes et régions d'Europe et le Parlement européen (intergroupe Urban/Logement). Bruxelles, mardi 12 juin 2007. Association Française du Conseil des Communes et Régions d'Europe, 7 pages, format PDF, téléchargeable sur le site : http://www.ccre.org/docs/le_pensec.pdf
- Bernard Pecqueur, « Le développement territorial : une nouvelle approche des processus de développement pour les pays du Sud », in *Le Territoire est mort, vive les territoires*, format PDF, téléchargeables sur le site : http://horizon.documentation.ird.fr/exl-doc/pleins_textes/divers10-07/010035244.pdf
- Chioccioli E., « Les enjeux du développement rural en Méditerranée pour le CIHEAM : Son rôle d'observatoire et d'appui aux interventions ». Enzo Chioccioli, in *Options Méditerranéennes*, p. 125-127, format PDF, téléchargeable sur le site : <http://ressources.ciheam.org/om/pdf/a54/04400025.pdf>
- CIHEAM, 2005, *Les Politiques agricoles et rurales : les nouveaux paradigmes*, Rapport annuel CIHEAM 2005 « Agriculture, pêche, alimentation et développement rural durable dans la région méditerranéenne », Chapitre 2, p. 37-66, format PDF, téléchargeable sur le site : <http://ressources.ciheam.org/ressources/fr/rapport2005/chap2.pdf>
- CIHEAM, 2005, *Les Nouveaux modes de gouvernance du développement rural en Méditerranée*, Rapport annuel CIHEAM 2005 « Agriculture, Pêche, alimentation et développement rural durable dans la région méditerranéenne », Chapitre 4, p. 88-106. format PDF, téléchargeable sur le site : <http://ressources.ciheam.org/ressources/fr/rapport2005/chap4.pdf>
- Institut de la Méditerranée, *Les Autorités locales et régionales dans la nouvelle gouvernance méditerranéenne*, format PDF, téléchargeable sur le site : www.Commed-cglu.org:spip.php?rubrique30
- La Commission consultative de la régionalisation, *Rapport sur la régionalisation avancée/Livre I : Conception générale*, format PDF, téléchargeable sur le site : www.regionalisationavancee.ma/PDF/.../L1_ConceptionGenerale.pdf
- La Commission consultative de la régionalisation : *Rapport sur la régionalisation avancée/Livre II : Rapports thématiques*, format PDF, téléchargeable sur le site : www.regionalisationavancee.ma/PDF/Rapport/.../L2_Rapports_thematiques
- La Commission consultative de la régionalisation : *Rapport sur la régionalisation avancée/Livre III : La régionalisation au service du développement*. format PDF, téléchargeable sur le site : www.regionalisationavancee.ma/PDF/Rapport/Fr/L3_Dev_Eco_So.pdf
- Ministère de l'Aménagement du territoire, de l'Urbanisme, de l'Habitat et de l'Environnement, Direction de l'aménagement du territoire : *Etude sur la compétitivité territoriale, Rapport de synthèse*. format PDF, téléchargeable sur le site : www.abhatoo.net.ma/.../la-compétitivité-territoriale-rapport-de-synthèse
- Najib Akesbi, *Evolution et perspectives de l'agriculture marocaine*, format PDF, téléchargeable sur le site : www.abhatoo.net.ma/.doc.abhatoo.net.ma/doc/img/pdf/GT3-3.pdf
- Omar Bessaoud, « Les politiques de développement rural en Méditerranée : des évolutions très contrastées entre le Sud, l'Est et le Nord de la Méditerranée », CIHEAM, in *Options Méditerranéennes*, série A, *Séminaires Méditerranéens*, n° 71. *Politiques de développement rural durable dans le cadre de la politique de voisinage de l'Union Européenne. Séminaire*, Le Caire, février 2006, p. 27-32, format PDF, téléchargeable sur le site : <http://ressources.ciheam.org/om/pdf/a71/06400052.pdf>
- Wikipedia, « Gouvernance territoriale. Quels liens entre territoire, développement local et gouvernance ». Un article de Wikipédia, l'encyclopédie libre, 5 pages, format Word, téléchargeable sur le site : http://fr.wikipedia.org/wiki/Gouvernance_territoriale#column-one#column-one
- Zyani. B., *Décentralisation et réforme administrative au Maroc*, Communication présentée au 4^e forum méditerranéen du développement MDF4. Amman, 8-10 avril 2002, format PDF, téléchargeable sur le site : <http://www.cespi.it/STOCCHIERO/Ascod-Marocco/Zyani.pdf>

Les Cahiers du P I a n



Chocs économiques et mobilité du travail au Maroc

Une approche de trimestrialisation de la pauvreté



دفاقر النخاطيط

النتائج الأساسية
للبحث الوطني حول
قياس الإناسة 2011

الصحة الغذائية
للسكان



لكن في الوقت الحاضر، هناك مقاربة جديدة تحيلنا على منهجية تدرج ضمن القطيعة مع التنمية المحلية التقليدية، وتصبو إلى أن تصبح شاملة وأكثر دينامية في سياق تأخذ فيه بعين الاعتبار جميع مكونات المجال الترابي، لاستكشاف جميع الموارد المتاحة والمحتملة، وكذا جميع الفرص التي تتيحها السوق الخارجية في إطار العولمة. وترتكز هذه المنهجية على مفهوم «المشروع الترابي» الذي يتم تفعيله في الزمان والمجال بتشارك وتقاسم كل الفاعلين لمواجهة التحديات الحالية والمستقبلية. ■

بغية تمكينهم من الانخراط في بلورة وتفعيل استراتيجيات التنمية المحلية.

ويبدو أن تكتل الجماعات القروية والمدن الصغيرة والمتوسطة في مجموعات من شأنه أن يجيب عن هاجس مطابقة الفضاء المؤسستي لاتخاذ القرار مع المجال الذي تعيش فيه الساكنة الواجب إشراكها في تنمية محلية، والتي تستند بالأساس على العنصر المحلي (الجغرافي، الاقتصادي والسياسي) عوض كل الأبعاد المتعددة التي تميز المجال الترابي.

ملخص حول موضوع: من أجل بلورة مقاربة ترابية للتنمية القروية



بقلم بوشعيب لمغاري (م.س.ت)

المحلية، فإنها عجزت أحيانا عن الاضطلاع بهاته الوظيفة. ففي حين تبدو مستويات الجهة والإقليم بعيدة عن الفاعلين وعن الانشغالات اليومية للسكان القروية المحلية، نجد أن الجماعة القروية وبالرغم من استجابتها لمعيار القرب الجغرافي والمؤسسي، تفتقد للقدرة على تعبئة الموارد الضرورية لإنجاز الأنشطة التنموية كما لا يسعها إدماج العلاقات بين المجال القروي والحضري.

وإذا كانت الدائرة تنحو في اتجاه فضاء مؤهل لبلورة دينامية اقتصادية محلية، فإنها لا توجد سوى على الصعيد الإداري. وبالمقابل يمكن « للجهة القروية الصغيرة» التي توافق إلى حد ما مفهوم «البلد» في فرنسا، أن تجسد مجالا ترابيا للانتقائية على المستويات الاقتصادية والاجتماعية، والمجتمعية، والبيئية والسياسية. إلا أن هذه الهيئة الترابية لا تتوافق مع أي مستوى للتمثيل المؤسسي ولا تستطيع بالتالي أن تقوم بدورها في مجال التنمية المحلية.

يكن المشكل إذن في تحديد مستوى ترابي يتجاوز «المحلي الصرف» يأخذ بعين الاعتبار التدخلات الحضرية-القروية ويسمح بتعبئة الموارد اللازمة للاستثمار، مع حرصه في نفس الوقت على توفير نوع من القرب مع الفاعلين ومع الساكنة،

لقد ظلت الوظيفة الأساسية للمجال القروي بالمغرب، ولمدة تفوق خمسة عقود، حبيسة نظرة قاصرة تختزله في مجرد وعاء للسياسات الفلاحية. وقد تمت بلورة هذه السياسات إلى حد بعيد وفق منطق مركزي تحكمه ما درج على تسميته بسياسات التنمية القروية التي راهنت على إحداث أقطاب تنموية، والاستفادة من القيمة المضافة الاقتصادية التي ينتجها هذا المجال، بغية تعميمها على محيط هذه الأقطاب. هذا، في الوقت الذي تجلت الأهمية المعطاة للتنمية القروية في صيغة برامج تستهدف محاربة الفقر والأمية والتشغيل الناقص وسوء التغذية.

وإذا سمحت هذه السياسات الموجهة من تحقيق نتائج مقنعة، فقد أدت بالمقابل إلى إحداث تفاوتات داخل المجال القروي. وهو الأمر الذي أذكى القناعة بأن التنمية القروية المنشودة لا يسعها البتة أن تقتصر بالفلاحة لوحدها، ولن تكون نتاج برامج منبثقة عن الدولة فقط كما لا يتسنى بثها في المجال القروي في مجمله، بل على مستوى أجزاء متميزة بعضها عن بعض، يصطلح عليها مجالات ترابية، والتي تحظى بالأهمية والنجاحة هي تلك التي يقطنها السكان والمجاورة لها.

وإذا كانت البنيات المؤسسية المنبثقة عن مسلسل اللامركزية وعدم التمركز قد فرضت نفسها كبعد ترابي لسياسات التنمية

مخصص حول موضوع: نمذجة تأثيرات التقويم



بقلم علي الغلاب (م.س.ت)

العوامل من السلاسل الزمنية لمساعدته على قراءة اتجاهاتها والتنبؤ بشكل مناسب لتحركاتها المستقبلية.

بما أن التقويم يحتوي على عدة تجزئات (التقويم الميلادي والهجري)، لا يمكن معالجة تأثيراته باستعمال النمذجة الكلاسيكية للسلاسل الزمنية (نماذج ARIMA على سبيل المثال). تنظيف هذه السلاسل يحتاج إذن إلى نماذج محددة تضاف إلى الأولى. ما تقترح هذه الورقة هي لمحة نظرية عن هذه النماذج الإضافية التي يجب استعمالها لتنظيف السلاسل الزمنية وإزالة ما يشوبها من تأثيرات التقويم. نخص بالذكر كل ما يتعلق، من جهة، بالتقويم الهجري (الأعياد الدينية) والتقويم الميلادي (الأعياد الوطنية، أيام الأسبوع)، ومن جهة أخرى، بالتأثيرات المباشرة والغير المباشرة لهذين التقويمين. ■

التقويم يفسر جزءا كبيرا، ومتزايدا، من تقلبات المؤشرات الاقتصادية بالمغرب. الأبحاث العلمية المتبعة منذ مدة بالمعهد الوطني لتحليل الظرفية، التابع للمندوبية السامية للتخطيط تظهر، على سبيل المثال، أن الأعياد الدينية يمكن أن تسبب انخفاضا بـ 40% في حركة نقل الركاب بالقطارات. كذلك، فإن قطاع البناء يتأثر كثيرا خلال هذه المناسبات الدينية (عيد الأضحى، شهر رمضان).

لكن، على أهميتها، تعتبر تأثيرات التقويم، من وجهة نظر التحليل الاقتصادي، مجرد عوامل تقنية التي لا تساعد على قراءة التقلبات الأساسية للاقتصاد وتكوين نظرة صحيحة عن الظرفية. أكثر ما يهم في هذا الصدد بالنسبة للمحلل هو العمل على إزالة هذه

مخلص حول موضوع: تأثير الأسعار على تطور قطاع الاتصالات



بقلم علي الغلاب وعبد الرحيم مغوار (م.س.ت)

هناك مجموعة من العوامل يمكنها أن تفسر الديناميكية التي يعرفها هذا القطاع. فبالإضافة إلى العوامل المؤسسية المتعلقة بالحكامة الجيدة، توجد تأثيرات لا جدال فيها متعلقة بتطور أنماط الاستهلاك. كما لا يجب أن ننسى كذلك عوامل أخرى مرتبطة ارتباطاً وثيقاً بأداء السوق. في هذا الإطار يمكن أن نذكر حجم السوق، المنافسة وخاصة تأثيرات الأثمنة. تعد هذه الدراسة محاولة لتقييم الدور الذي تلعبه الأثمنة في النتائج التي وصل إليها هذا القطاع.

بعد لمحة موجزة عن وضعية القطاع في المغرب (الوزن، التطور...) سنستعرض بدراسة تحليلية لتطورات أئمنة الاتصالات خلال المدة الأخيرة. آثار هذه الأئمنة على القيمة المضافة المتعلقة بالقطاع ستكون مفصلة في الجزء الأخير، وذلك باعتماد نموذج من نوع VAR. ■

لقد دخلت تكنولوجيا المعلومات والاتصالات، بدون شك، في قلب التحولات الاقتصادية العالمية خلال العقود الأخيرة. سرعة وشدة هذه الظاهرة جعلتها ترصد تقريباً جميع الدول وتساهم في تغيير أساليب حياة الشعوب بشكل جذري، سواء على مستوى نفقات الاستهلاك المتعلقة بهذا القطاع أو على مستوى النسبة التي يمثلها في الناتج الداخلي الخام.

يعرف هذا القطاع حالياً أهمية كبيرة لا يمكن مقارنتها بحقبة وسائل التواصل الكلاسيكية (حقبة الهاتف الثابت) على سبيل المثال).

المغرب بدوره لم ينج من هذه الديناميكية. بالعكس، فقد انخرط بحزم في هذا التحول وذلك بإنشاء إطار مؤسسي متخصص. ولقد اشتغل هذا الأخير بشكل جيد بشهادة التصنيف العالمي للمؤسسات الدولية في هذا المجال. بالإضافة إلى ذلك، فقد مكن هذا الإطار من مواكبة الشركات المحلية من أجل تحديث هيكلها ووضع الشروط المسبقة التي يتطلبها سوق تنافسي.



الرئيس

أحمد الحليمي علمي
المنذوب السامي للتخطيط

مدير التحرير

محمد حازم

اللجنة العلمية

جمال بورشاشن
عبد الحق علالات
محمد ادويش
عبد الرحمان حواش

الناشر

المركز الوطني للتوثيق
الهاتف: 05 37 77 10 32
05 37 77 09 84
05 37 77 30 08
الفاكس: 05 37 77 31 34
أكدال، الرباط

الإيداع القانوني

2004/139

منشورات

المنذوبية السامية للتخطيط
البريد الإلكتروني:
cahiersduplan@gmail.com
الموقع الإلكتروني:
www.hcp.ma

إنجاز

بابل كوم
الهاتف: 05 37 77 92 74
البريد الإلكتروني:
babel.come@gmail.com
أكدال-الرباط

المطبعة

المعارف الجديدة
الهاتف: 05 37 79 47 08/09

محتويات العدد

■ تأثير الأسعار على تطور قطاع الاتصالات

علي الغلاب وعبد الرحيم مغوار

■ محددات التنقل السكني للأسر: تطبيق منهجية المطابقة

فاطمة أوبولال وشيماء السلاوي أندلسي

■ نمذجة تأثيرات التقويم

علي الغلاب

■ من أجل بلورة مقاربة ترايبية للتنمية القروية

بوشعيب لمغاري

دفاتر التخطيط تنشر المقالات حسب اللغة التي كتبت بها.
الكتاب مسؤولون على محتوى مقالاتهم.

دفاثر النخيط

تأثير الأسعار على
تطور قطاع الاتصالات



التنقل السكني،
أية محددات؟



نمذجة تأثيرات التقويم



مقاربة ترايبية
للتنمية القروية

