

Structure industrielle, externalités dynamiques et croissance locale au Maroc*

Résumé

Cet article examine l'influence de la structure industrielle initiale des provinces marocaines sur leur croissance économique entre 1985 et 1999, à l'aide d'un modèle en données de panel à paramètres hétérogènes. Les résultats montrent l'importance de la spécialisation (externalités MAR) comme de la diversification (externalités Jacobs) et une certaine tendance au rattrapage de la région centrale (la métropole du Grand Casablanca), s'orientant vers des activités de moyenne technologie, par des provinces semi-périphériques attirant des industries de basse technologie et de l'habillement.

Mots-clés

Externalités, structure industrielle, spécialisation, croissance régionale, Maroc.

Classification JEL : O11, O18, R12, R30.

Abstract

This article examines the impacts of Moroccan provinces' initial industrial structure on their economic growth between 1985 and 1999 using a panel data model dealing with heterogeneous parameters. Results show importance of both specialization (MAR externalities) and diversity (Jacob externalities). A certain tendency by semi-peripherals provinces, which attracting low-technology industries and clothing, to catch-up with the central region (the Metropolitan Area of Grand Casablanca) which is directed towards medium- technology industries.

Maurice Catin

Saïd Hanchane

Abdelhak Kamal

Laboratoire d'économie appliquée au développement (LÉAD),
Université du Sud
Toulon-Var.

* Texte publié initialement dans *Région et développement*, n° 25, 2007.

Introduction

Les études empiriques portant sur la relation entre la nature, spécialisée vs diversifiée, des agglomérations spatiales et leur croissance ont connu un développement important depuis les travaux de Glaeser *et al.* (1992) et Henderson *et al.* (1995). Ces auteurs ont proposé d'expliquer la croissance

des secteurs d'activité dans une économie locale à l'aide d'indicateurs spécifiant le rôle des externalités de type MAR (Marshall, Arrow, Romer) (issues de la spécialisation), Jacobs (issues de la diversité) et Porter (générées par la concurrence locale). L'objectif de ce travail est d'examiner l'importance de ces externalités dynamiques dans l'explication de la croissance économique locale dans le cas du Maroc, c'est-à-dire dans un pays en développement où les tentatives ont été plus réduites, et sur une période relativement longue allant de 1985 à 1999. L'analyse est menée à un niveau de désagrégation spatial et sectoriel fin (40 provinces et 18 branches d'activité) compatible avec les enseignements théoriques sur les économies d'agglomération et plus adéquat dans le cas d'une structure de production locale souvent parcellaire.

Comme dans Glaeser *et al.* (1992), Henderson *et al.* (1995) et en répliquant les apports méthodologiques de Combes [2000], nous estimons l'effet des structures initiales des provinces sur la croissance des secteurs d'activité retenus. Ceci étant, nous utilisons une technique d'estimation qui semble la plus adaptée à l'analyse des externalités locales. Même si certains travaux empiriques récents utilisent des données de panel (Bun et Makhoulfi, 2002 ; Lucio *et al.*, 2002 ; Batisse, 2002a, b), ils fondent leur résultat sur l'hypothèse d'une homogénéité des effets des variables explicatives au niveau global. Les externalités dynamiques sont supposées avoir le même impact sur l'ensemble des secteurs d'activité. Nous considérons ici que la croissance locale et l'impact des externalités dynamiques peuvent dépendre des caractéristiques propres à chaque secteur. Nous explorons cet aspect à l'aide d'un modèle à paramètres hétérogènes.

L'article se compose de trois parties. Dans une première partie, la relation liant les externalités dynamiques au processus de croissance économique locale est passée en revue à la lumière des principaux résultats empiriques. Dans une deuxième partie, nous précisons les variables et le modèle économétrique utilisés. La troisième partie présente et commente les résultats obtenus.

1. Externalités dynamiques et croissance économique locale : revue de la littérature et enseignements

La littérature empirique qui s'est développée autour de la relation externalités dynamiques-croissance trouve son origine dans le travail de Glaeser *et al.* (1992). Traditionnellement, les économies d'agglomération, souvent évoquées dans la science économique régionale, représentent les avantages comparés en termes de productivité que procure à une firme ou un ensemble de firmes une région par rapport aux autres, du fait de sa taille et de sa structure. L'efficacité de la concentration s'interprète comme une économie d'échelle externe à la firme (au sens marshallien) interne à la région considérée. On distingue deux grandes catégories d'économie d'agglomération : les économies de localisation, externes à la firme mais internes à un secteur industriel concentré dans la région ; les économies

d'urbanisation, générées par la présence d'autres activités dans le milieu régional, qui représentent des économies externes à la firme et externes à l'industrie à laquelle appartient la firme. Transposées dans les analyses dynamiques, les économies de localisation liées à la spécialisation sont dénommées par Glaeser *et al.* « MAR », les économies d'urbanisation liées à la diversité dans le milieu régional sont dénommées « de type Jacobs » (1969). Par ailleurs, pour Glaeser *et al.*, les gains de productivité peuvent aussi être dépendants de la taille et du nombre des firmes dans l'industrie, c'est-à-dire d'économies générées par la « concurrence locale » qualifiées d'externalités « de type Porter ».

Glaeser *et al.* (1992) utilisent la méthode des moindres carrés ordinaires sur des données des villes américaines de 1956 à 1987. Ils trouvent un effet positif de la diversité sectorielle et de la concurrence locale et un effet négatif de la spécialisation du tissu productif sur la croissance de l'emploi (à défaut d'information statistique sur la valeur ajoutée et la productivité). Ce résultat confirme l'hypothèse de Jacobs et Porter et infirme celle de Marshall-Arrow-Romer. Les externalités qui jouent en dynamique semblent être de nature inter-industrie plutôt qu'intra-industrie. Alors que Glaeser *et al.* (1992) utilisent un secteur industriel agrégé, Henderson *et al.* (1995) utilisent les mêmes données et appliquent la régression sur des secteurs désagrégés distincts selon leur intensité technologique. Ils trouvent un effet positif de la spécialisation initiale sur la croissance dans les industries banalisées et un effet positif aussi bien de la spécialisation que de la diversité sur la croissance de l'emploi dans les industries de plus haute technologie.

Distinguant secteur industriel et secteur des services, Combes (2000) trouve des résultats mitigés pour les 341 zones d'emploi en France sur la période 1984-1995. La concurrence locale affecte négativement la croissance des secteurs industriels alors qu'elle a un impact positif pour certains secteurs tertiaires. La spécialisation ainsi que la diversité ont un impact négatif sur la croissance de l'emploi pour la plupart des secteurs industriels soumis à de profondes restructurations, alors qu'elle a un impact positif dans les services.

De Lucio *et al.* (1996) répliquent la méthodologie de Glaeser *et al.* (1992) sur un panel composé de 50 provinces espagnoles et 30 branches d'activité de 1978 à 1992. Ils trouvent le même résultat que celui de Glaeser *et al.* (1992) et attestent de ce fait la présence des économies d'urbanisation et l'absence des économies de localisation dans le tissu industriel espagnol. De Lucio *et al.* (2002), disposant de données statistiques détaillées au niveau régional, utilisent, de manière plus adaptée à la problématique, la productivité à la place de l'emploi comme mesure de la croissance locale. Ils utilisent un panel dynamique avec variables explicatives retardées, la méthode des moments généralisée (GMM) développée par Arellano et Bond (1991). Le modèle est transformé en différence première afin d'éliminer l'effet individuel non observé et le biais d'endogénéité. Une forte spécialisation des territoires

semble favoriser la croissance de la productivité. Il apparaît donc un effet positif des externalités MAR, sans que se manifestent des externalités Jacobs et Porter.

Henderson (2003) tente d'expliquer la croissance de la productivité totale des facteurs (PTF), estimée à partir d'une fonction de production sur données individuelles d'entreprises, dans les aires métropolitaines américaines. La concentration géographique du nombre d'établissements appartenant à un secteur de haute technologie tend à accroître leur productivité, la taille moyenne des établissements ne jouant qu'un faible rôle (1).

Cingaro et Schivardi (2004) tentent aussi d'expliquer la croissance de la PTF, estimée à partir de fonctions de production régionale agrégée. La disparité des gains de productivité régionaux obtenus est analysée en coupe transversale par rapport à des variables représentatives des structures régionales. Ils aboutissent au rôle manifeste des externalités MAR. Sur ce plan et avec ce type d'approche, Catin (1991) avait montré que la décomposition des gains de productivité régionale en gains de productivité induite par les économies d'échelle et gains de productivité autonome était particulièrement révélatrice : leur disparité dans les industries régionales françaises était très différente. Les économies d'agglomération que procurent les territoires urbanisés, dotés d'un capital humain et technologique, favorisent les gains de productivité autonome. Les industries banalisées, à la recherche d'économies d'échelle et de faibles coûts de main-d'œuvre, privilégient plutôt leur localisation dans des régions périphériques.

Rita Almeida (2007) cherche à expliquer la croissance de la productivité à partir d'un indicateur *proxy* de qualification établi à partir du salaire moyen, dans les différents secteurs industriels des régions portugaises entre 1985 et 1994. Il apparaît un effet significatif des externalités MAR dans certains secteurs et l'absence d'effet des externalités de type Jacobs ou Porter dans la plupart des secteurs.

Krizan [1998] s'est particulièrement intéressé au cas de pays en développement (Chili, Mexique et Maroc). Les tests en différence première et en *within* sont utilisés pour tenir compte de l'effet individuel fixe. L'auteur trouve un effet positif de la concentration des entreprises appartenant à la même industrie sur la productivité. Par contre, la diversité du tissu productif entrave la réalisation des gains de productivité lorsque les coûts de congestion sont associés à la taille de l'agglomération urbaine.

Batisse [2002a, b] utilise un panel de 30 secteurs industriels dans 20 provinces chinoises entre 1988 et 1994 pour expliquer la croissance de la valeur ajoutée. Les résultats des tests d'un modèle à effets fixes révèlent l'existence d'externalités Jacobs et infirment celle de MAR (2). Lorsqu'une variable discriminant les régions est introduite dans la régression, les résultats s'en trouvent nuancés. La croissance des secteurs localisés dans les provinces côtières les plus développées est plus sensible aux effets positifs des externalités

(1) Wheeler (2006) ajoute qu'à l'inverse la taille moyenne des établissements et les salaires moyens (le degré de qualification) augmentent avec la croissance de l'emploi au niveau local.

(2) Gao (2004) aboutit au même type de résultat.

inter-industrielles – ainsi qu’aux effets négatifs d’une forte spécialisation initiale – que dans les provinces intérieures.

Bun et Makhloufi (2002) utilisent aussi bien l’emploi que la valeur ajoutée pour mesurer la croissance économique locale de 18 secteurs d’activités dans 6 villes marocaines entre 1985 et 1995. Ils estiment la relation sur un panel dynamique et utilisent la méthode GMM. Leur résultat indique que les externalités dynamiques MAR et Jacobs semblent avoir un impact positif sur la croissance urbaine.

Il est net que les travaux précédemment cités ne parviennent pas à établir un cadre explicatif général (3). Les résultats disparates peuvent être attribués à la définition des entités spatiales et à la mesure de la croissance locale retenues, à la spécificité des cas étudiés et aux techniques d’estimation utilisées.

Il est par exemple à noter que l’étude appliquée au Maroc de Bun et Makhloufi (2002) porte sur un champ spatial trop limité. C’est au niveau de la province que l’interaction entre les activités économiques s’exerce et peut donner lieu à l’émergence d’externalités. Un territoire trop restreint oblige d’ailleurs à tenir compte des effets de débordement, notamment des externalités émises et reçues dans des territoires voisins.

Un constat semble tout de même se dégager de la revue empirique de la littérature concernant les pays en développement. Il semble que les externalités Jacobs et Porter se confirment plus dans le cas des économies situées à un certain stade de développement et les externalités MAR dans le cas d’économies moins développées. A l’étape initiale, l’industrialisation est souvent polarisée en certains lieux, ancrée sur une certaine spécialisation dans des industries banalisées. La croissance économique peut amener progressivement une diversification du tissu industriel. A un certain stade de développement, des phénomènes de congestion se manifestent dans les pôles urbains-industriels majeurs qui occasionnent la délocalisation vers des régions moins denses d’un certain nombre d’industries banalisées. Dans les régions les plus avancées, l’industrie évolue vers des activités de plus haute technologie, moins sensibles aux coûts de production et favorisées par l’accumulation du capital physique et du capital humain (Catin et Van Huffel, 2003 ; Catin et Ghio, 2004).

Les travaux récents utilisant les données de panel, s’ils permettent de contrôler l’hétérogénéité individuelle non observée que ce soit dans sa forme statique (effet fixe ou aléatoire) ou dynamique (GMM), supposent implicitement que les paramètres estimés des variables explicatives sont homogènes quel que soit le secteur. Or, il apparaît que les effets des externalités dynamiques sont parfois variables d’un secteur à un autre. Certains secteurs à une période donnée s’apprêtent mieux à la spécialisation et à la concurrence que d’autres. Le modèle le moins restrictif à utiliser paraît donc être un modèle à paramètres hétérogènes. Pesaran et Smith (1995) ont développé une technique adaptée aux données de panel qui concède l’hétérogénéité dans l’effet des variables exogènes. Le calcul de régression

(3) Comme le reconnaît Glaeser (2000) : « For the moment, the role of concentration and diversity does not seem to have been resolved by the literature ».

donne alors autant de paramètres estimés, exprimés en termes de moyenne et de dispersion, qu'il y a de secteurs. C'est à travers l'estimation de ce modèle que nous cherchons à saisir l'hétérogénéité de l'impact des externalités dynamiques sur la croissance de l'emploi dans les provinces marocaines.

2. Le modèle

2.1. Définition des variables utilisées

La variable expliquée est l'indice de croissance de l'emploi du secteur s dans la province p rapporté à l'indice de croissance de l'emploi dans le même secteur au niveau national :

$$y_{s,p} = \frac{emp_{s,p1999}/emp_{s,p1985}}{emp_{s,1999}/emp_{s,1985}} \quad \text{avec } (s = 1 \dots 18) \text{ et } (p = 1 \dots 41)$$

Combes (2000) soulève un problème d'interprétation lié à la méthode de Glaeser *et al.* (1992). Le fait de régresser tous les secteurs simultanément comporte un biais d'hétérogénéité et de sélectivité puisque les différences inter-sectorielles ne sont pas contrôlées. Pour remédier à cette lacune, Henderson *et al.* (1995) effectuent des régressions secteur par secteur alors que Combes (2000) normalise les variables en divisant, pour chaque secteur, la valeur qu'elles prennent au niveau agrégé de l'économie. L'estimation portant sur l'ensemble des secteurs, les variables, dépendantes et explicatives, sont ici normalisées par leurs valeurs prises au niveau agrégé suivant la remarque de Combes, afin de les rendre comparables d'un secteur à l'autre.

Toutes les variables explicatives sont considérées à la date initiale.

$sp_{es,p}$ représente l'indice de spécialisation de la province p dans le secteur s . C'est le rapport de la part du secteur dans l'emploi local normalisé par cette même part dans l'emploi national :

$$spe_{s,p} = \frac{emp_{s,p}/emp_p}{emp_{s,n}/emp_n}$$

Par ailleurs, l'indicateur de concurrence locale utilisé par Glaeser *et al.* (1992), à savoir la taille moyenne des établissements, s'interprète plutôt en termes d'effet de dimension et peut mesurer de ce point de vue l'impact potentiel des économies d'échelle internes :

$$taille_{s,p} = \frac{emp_{s,p}/nbr_{s,p}}{emp_{s,n}/nbr_{s,n}}$$

Pour mesurer le degré de concurrence locale, Combes (2000) utilise l'inverse de l'indicateur de concentration d'Herfindhal établi sur la base du poids relatif de chaque établissement dans la zone d'emploi. Il représente la part de l'emploi des établissements dans chaque secteur de la zone, normalisé par rapport au même indicateur calculé au niveau national :

$$conc_{s,p} = \frac{1 / \sum_i \left(\frac{emp_{i,s,p}}{emp_{s,p}} \right)^2}{1 / \sum_i \left(\frac{emp_{i,n}}{emp_{s,n}} \right)^2}$$

La diversité est mesurée par l'inverse de l'indice de concentration sectorielle d'Herfindhal calculé sur tous les secteurs sauf le secteur considéré, normalisé par le même indicateur calculé au niveau national. Cet indicateur représente la diversité sectorielle à laquelle fait face le secteur s :

$$div_{s,p} = \frac{1 / \sum_{s' \neq s}^S \left(\frac{emp_{s',p}}{emp_p - emp_{s,p}} \right)^2}{1 / \sum_{s' \neq s}^S \left(\frac{emp_{s',n}}{emp_n - emp_{s,n}} \right)^2}$$

D'autres variables explicatives ont été introduites dans la régression en vue de contrôler l'environnement industriel local. Il s'agit notamment :

- des conditions initiales comme le niveau de l'emploi dans chaque province en 1985 (*emploi85*), pouvant indiquer, dans la période d'analyse, l'existence ou non d'un processus de convergence régional en la matière ;
- d'un indicateur des effets de débordement inter-régionaux (*CASA*) qui pourraient se manifester dans les provinces situées dans la région du Grand Casablanca, capturés par une variable muette ;
- d'un indicateur d'intensité technologique capturé aussi par une variable muette séparant les secteurs de basse technologie (*BT*), mis à part le textile-habillement, des autres.

2.2. Les données statistiques

Nous utilisons un panel de données qui proviennent des enquêtes annuelles du ministère de l'Industrie, du Commerce, de l'Energie et des Mines du Maroc effectuées auprès des firmes industrielles. Il s'agit de l'unique source d'information disponible sur les industries de transformation au Maroc. L'enquête portant sur les entreprises formelles est exhaustive (plus de 6 500 entreprises enquêtées sont répertoriées en 1999). La définition des activités industrielles est établie selon la Nomenclature marocaine des activités économiques qui recense 18 branches (listées en cinq secteurs d'activités : industries agro-alimentaire, textile et cuir, chimique et parachimique, mécanique et métallurgique, électrique et électronique). Les secteurs de basse technologie ont été distingués (variable *BT*) du secteur textile-habillement, et des secteurs de haute et de moyenne technologie (voir annexe 1).

L'analyse est menée à l'échelle infra-régionale, au niveau des provinces. Le nombre des provinces est passé de 40 en 1985 à 63 en 1998 dans l'enquête du ministère. Par souci d'homogénéité des séries temporelles, nous avons retenu sur l'ensemble de la période le découpage administratif de 1985. La province est la plus petite unité géographique de découpage du territoire pour laquelle les données d'emploi sont disponibles au Maroc. Elle constitue un relais entre les collectivités primaires, les communes, les régions et l'Etat et englobe de grandes agglomérations urbaines dotées d'organisations administratives permettant la gestion de leur développement.

2.3. Un modèle à paramètres hétérogènes

Le modèle que nous cherchons à spécifier et à estimer est un modèle qui doit rendre compte de l'hétérogénéité sectorielle des liens ainsi que de l'ampleur de leur dispersion dans le cadre d'une relation entre la croissance de l'emploi et la structure industrielle locale. Au lieu d'estimer une relation relative à chaque secteur et conclure sans vision d'ensemble et de façon approximative sur la spécificité des effets selon les secteurs (voir par exemple la démarche d'Henderson *et al.*, 1995 et de Combes, 2000), nous proposons une méthode alternative qui exploite toute la richesse de la dimension « panel » de nos données décrites selon les secteurs et provinces. Il s'agit de spécifier un modèle à paramètres hétérogènes et aléatoires que nous estimons *via* le maximum de vraisemblance simulé. D'après Hsiao (1994), ce type de modèle paraît être la formulation la plus générale d'un modèle économétrique dès lors que les données sont sous la forme d'un panel.

Plus précisément, pour des données dont les variables sont indexées par la dimension sectorielle et spatiale, le modèle que nous spécifions s'écrit sous la forme suivante :

$$y_{sp} = \beta'_s x_{sp} + \mu_{sp}.$$

Avec $s = 1 \dots 18$ et $p = 1 \dots P_S$ et où s représente le secteur et p la province. x_{sp} est un vecteur de variables exogènes et μ_{sp} est le terme d'erreur.

Cependant, on peut aisément comprendre qu'une telle démarche pose un problème d'identification : le nombre de paramètre à estimer est supérieur au nombre d'observations. Une approche plus flexible consiste à décomposer le paramètre β_{it} en trois composantes :

- la première permet d'identifier l'effet moyen de la variable β ;
- la deuxième identifie une hétérogénéité sectorielle aléatoire relative à cet effet moyen ;
- la troisième identifie la part de l'hétérogénéité « provinciale » aléatoire relative à l'effet moyen également.

Cette spécification aléatoire des paramètres du modèle a l'avantage de réduire le nombre de paramètres à estimer tout en permettant leur variabilité individuelle et/ou temporelle. Dans ce qui suit, on retient une spécification où seule la variabilité sectorielle du paramètre est prise en compte, et non

la troisième composante (pour un exposé plus détaillé de la méthode d'estimation, cf. Abdouni et Hanchane, 2004).

3. Résultats et discussions

Le modèle utilisé pour tester l'effet des caractéristiques du tissu économique local sur la croissance d'un secteur s dans une province p est dérivé de l'équation suivante :

$$\log(y_{s,p}) = \beta_s \log(spe_{s,p}) + \delta_s \log(taille_{s,p}) + \gamma_s \log(div_s) + \phi_{s1} \log(conc_{s,p}) + \varphi_{s2} \text{emploi85}_{s,p} + \varphi_{s3} \text{CASA} + \varphi_{s4} \text{BT} + \mu_{s,p}$$

où $\mu_{s,p}$ représente le terme d'erreur (4).

(4) Une variable a été ajoutée dans le modèle (Count). Elle est non significative, et cela signifie que le caractère non cylindré de notre panel ne biaise pas les différents résultats.

L'examen des résultats sur la période 1985-1999 (tableau 1) révèle que les variables spécialisation, diversité, taille, concurrence locale, emploi en début de période ainsi que les variables muettes relatives à l'effet de débordement dans la région de Casablanca ou à l'intensité technologique ont des effets moyens significatifs. En revanche, la dispersion de ces effets et leur seuil de significativité sont variables selon les cas. Seules les variables de spécialisation (spe), les variables muettes relatives à l'effet de débordement ($CASA$) et aux secteurs de basse technologie (BT) donnent lieu à des effets homogènes quel que soit le secteur d'activité.

Ainsi, la spécialisation sectorielle comme la diversité du tissu productif autour d'un secteur tendent à favoriser la croissance des provinces marocaines. Le coefficient attaché à la variable spécialisation est toutefois plus important que celui associé à la diversité et présente de plus une dispersion non significative de l'effet moyen, alors que l'effet de la diversité apparaît variable selon les secteurs. L'effet très peu dispersé de la spécialisation permet donc d'avancer que celle-ci a eu des effets plus appuyés en matière de croissance de l'emploi dans la période indépendamment de la nature des secteurs d'activité. Ces résultats vont dans le sens d'un effet plus prononcé des externalités dynamiques MAR, comme c'est le cas en général lorsqu'on s'intéresse à des pays en développement.

L'impact positif de la variable muette « basse technologie » et celui négatif de la taille initiale des firmes sur la croissance de l'emploi reflètent cette dynamique. Le passage de la firme par différentes phases de croissance dans son cycle de vie dénote l'existence d'économies d'échelle internes. Ainsi, les entreprises de plus petite taille sont à même de s'élargir plus rapidement. Une forte dispersion est cependant identifiée pour le paramètre de la variable taille. L'impact de l'effet « taille moyenne des établissements » semble donc largement varier d'un secteur d'activité à l'autre.

Le degré de concurrence a un effet négatif sur la croissance économique locale. Ce résultat rejoint celui de Combes (2000) et Bun et El Makhoufi (2002). Il s'explique par le fait que le secteur industriel marocain est fortement dominé par des entreprises de petite taille opérant pour la plupart dans les secteurs intensifs en main-d'œuvre. En effet, en 1999, le secteur

textile-habillement représente à lui seul 46 % de l'emploi industriel total. Viennent ensuite les autres secteurs de basse technologie (37 % de l'emploi industriel total) et les secteurs de moyenne et haute technologie (18 %).

Tableau 1

Liens hétérogènes entre externalités dynamiques et croissance de l'emploi dans les provinces marocaines (période 1985-1999)

| Variable | Coefficient | Ecart- type | t-Student | P-value |
|--|-------------|-------------|-----------|---------|
| Effet moyen des paramètres aléatoires | | | | |
| Constante | - 1,392 | 0,170 | - 8,168 | 0,000 |
| Spécialisation | 1,141 | 0,331 | 3,449 | 0,001 |
| Diversité | 0,592 | 0,163 | 3,625 | 0,000 |
| Taille | - 0,462 | 0,091 | - 5,094 | 0,000 |
| Concurrence | - 0,145 | 0,074 | - 1,969 | 0,049 |
| Emploi85 | - 0,219 | 0,068 | - 3,208 | 0,001 |
| CASA | 0,501 | 0,103 | 4,886 | 0,000 |
| Basse Technologie | 0,223 | 0,100 | 2,218 | 0,027 |
| Count | - 0,002 | 0,007 | - 0,346 | 0,729 |
| Ecart-type des paramètres aléatoires | | | | |
| Constante | 0,036 | 0,045 | 0,802 | 0,422 |
| Spécialisation | 0,006 | 0,028 | 0,206 | 0,836 |
| Diversité | 0,061 | 0,015 | 4,065 | 0,000 |
| Taille | 0,165 | 0,035 | 4,732 | 0,000 |
| Concurrence | 0,074 | 0,015 | 4,889 | 0,000 |
| Emploi85 | 0,032 | 0,009 | 3,602 | 0,000 |
| CASA | 0,017 | 0,094 | 0,181 | 0,857 |
| Basse Technologie | 0,010 | 0,054 | 0,186 | 0,852 |
| Count | 0,000 | 0,002 | 0,160 | 0,873 |
| Variance du modèle | 1,036 | 0,018 | 57,512 | 0,000 |

Les variables spécialisation, diversité, concurrence et taille sont considérées au niveau initial (1985).

Il est manifeste que le paysage industriel marocain se caractérise par la prédominance des secteurs à faible intensité technologique, intensifs en travail non qualifié, flexible et bon marché (industries agro-alimentaires, industries textiles et cuir...) ; les firmes étant généralement de faible taille, spécialisées chacune dans une phase du processus de production. Compte tenu de leur mode d'organisation traditionnel, la concurrence entre les firmes s'exerce par les prix, essentiellement sur les coûts du travail, plutôt que par la qualité des produits.

L'impact positif de la variable muette CASA indique clairement qu'il existe pour les provinces localisées dans la région du Grand Casablanca des économies d'agglomération favorisant la croissance de l'emploi. Le Grand Casablanca

constitue la région centrale sur le plan économique qui agit comme un pôle d'attraction des populations et des activités sur les différentes provinces qui la constituent. Ceci est d'autant plus vérifié que les résultats montrent que le paramètre de dispersion de cette variable est très peu significatif.

Le coefficient associé à la variable emploi en début de période est négatif et significatif. Les provinces qui au départ avaient un niveau d'emploi faible ont plutôt connu durant la période les taux de croissance les plus élevés. L'hypothèse de convergence des niveaux d'emploi semble donc se confirmer pour le cas des provinces marocaines entre 1985 et 1999. Mais le coefficient est tout de même très faible.

De manière générale, la répartition géographique de l'emploi industriel au Maroc révèle une forte concentration des activités industrielles ainsi que de grandes disparités inter-régionales et inter-provinciales. L'essentiel de l'emploi et de l'activité industrielle au Maroc est largement concentré dans la région du Grand Casablanca.

En dynamique toutefois, la concentration relative de l'emploi industriel dans le Grand Casablanca baisse : sa part dans le total national passe de 59,6 % à 49,5 % (voir tableau 3). En parallèle cependant, la métropole du Grand Casablanca renforce sa spécialisation dans les secteurs de moyenne technologie, avec une part de 73,4 % en 1985 qui passe à 80 % du total national en 1999. La croissance est particulièrement marquée dans l'industrie chimique et, à un moindre degré, pour les produits « caoutchouc et plastique » (le coefficient de spécialisation *spe* passe de 1,18 à 1,78 pour les produits de la chimie et de la parachimie entre 1985 et 1999, lorsqu'on calcule le coefficient de spécialisation sur l'ensemble des provinces casablancaises). On peut d'ailleurs ajouter que les entreprises localisées dans le Grand Casablanca assurent en 1999 95 % des exportations marocaines dans les secteurs de moyenne technologie. L'analyse de l'évolution de l'indice de concentration de Gini au Maroc montre clairement une concentration géographique de l'emploi industriel entre 1985 et 1999 dans les secteurs de moyenne technologie, et ce à la différence des autres secteurs (tableau 2).

Tableau 2

Indices de concentration de Gini de l'emploi par grands secteurs industriels

| Secteur d'activité | Année | Coefficient de Gini |
|------------------------------|-------|---------------------|
| Secteurs basse technologie | 1985 | 0,65 |
| | 1999 | 0,62 |
| Secteurs moyenne technologie | 1985 | 0,70 |
| | 1999 | 0,90 |
| Secteurs haute technologie | 1985 | 0,89 |
| | 1999 | 0,86 |
| Secteurs textile-habillement | 1985 | 0,65 |
| | 1999 | 0,62 |

L'évolution de la haute technologie est peu affirmée dans la période 1985-1999. Le secteur représente un poids relativement faible, et sa croissance globale de 13,6 % est nettement inférieure à la croissance de l'emploi industriel en général (52,6 %) et des autres groupes de secteurs considérés. La concentration marquée de ces activités dans l'aire du Grand Casablanca se réduit légèrement (76,8 % à 67,2 %) au profit notamment de Tanger Tétouan (11 % en 1999) et Settat (6 %), mais est surtout due à la « délocalisation » de deux secteurs particuliers (matériel de transport et machines de bureau et instruments de mesure).

Tableau 3

Part relative des provinces dans l'emploi industriel 1985-1999 (en %)

| Provinces | Ensemble de l'industrie | | Industrie de haute technologie | | Industrie de moyenne technologie | | Industrie de basse technologie | | Industrie textile-habillement | |
|--------------------|-------------------------|------|--------------------------------|------|----------------------------------|------|--------------------------------|------|-------------------------------|------|
| | 1985 | 1999 | 1985 | 1999 | 1985 | 1999 | 1985 | 1999 | 1985 | 1999 |
| Grand Casablanca | 59,6 | 49,5 | 76,9 | 67,0 | 73,3 | 80,0 | 54,1 | 41,5 | 58,6 | 46,3 |
| Semi-périphériques | 33,5 | 43,4 | 21,1 | 29,7 | 9,3 | 16,6 | 37,2 | 43,7 | 39,0 | 51,4 |
| Périphériques | 7,0 | 7,1 | 2,1 | 3,3 | 17,4 | 3,4 | 8,7 | 14,8 | 2,4 | 2,3 |

Il faut noter ici qu'une agglomération de secteurs de haute technologie dans la région du Grand Casablanca semble se manifester immédiatement après la période d'étude, dans les années 2000. Elle s'inscrit dans un processus de diversification, avec l'installation notamment d'activités liées aux technologies de l'information et de la communication, associé à une forte implantation d'investissements directs étrangers. La concentration des activités technologiques dans le Grand Casablanca est visible notamment à travers : (i) la mise en place du « technopark » de Casablanca, structure d'accueil et d'accompagnement de *start-up*, de PME, d'enseignes internationales opérant dans le domaine de l'informatique et des télécommunications et insérée dans un réseau technopolitain méditerranéen ; (ii) la technopole de l'aéroport de Casablanca, qui tend à devenir, de par la variété des métiers représentés, un véritable *cluster* dans le secteur aéronautique, qui travaille comme sous-traitant des grandes entreprises européennes et américaines.

Par contre, le tableau 3 révèle une baisse marquée de la spécialisation des provinces casablancaises dans les industries banalisées : la part de l'emploi industriel dans l'emploi total passe de 54,1 % à 41,5 % pour les secteurs de basse technologie (5) et de 58,6 % à 46,3 % dans le textile-habillement. Du fait des déséconomies d'agglomération (congestion, augmentation des rentes foncières, etc.) qui touchent le Grand Casablanca, on assiste à une certaine diffusion des activités banalisées vers le reste du territoire, en l'occurrence des agglomérations de second rang (Rabat, Marrakech, Tanger, Tétouan...).

(5) L'indicateur de spécialisation relatif *spe* passe ainsi de 1,36 en 1985 à 0,78 en 1999 pour le Grand Casablanca.

Il paraît d'ailleurs intéressant d'analyser la localisation particulière du secteur textile-habillement hors du Grand Casablanca. On peut dire que la croissance prononcée, relativement aux autres secteurs, dans la période 1985-1999 des industries textile-habillement a principalement concerné les provinces « semi-périphériques » en voie de diversification.

Au sein du secteur textile-habillement, la branche « textiles et bonneterie » était en 1985 le plus gros employeur avec 21 % de l'emploi industriel total. En 1999, cette branche d'activité perd de son importance (15 %) au profit de la branche « habillement » qui compte 31 % de l'emploi alors qu'elle ne représentait que 11 % en 1985. Cette recomposition au niveau de la branche d'activité sur le plan national s'accompagne d'une rapide expansion du secteur de telle sorte qu'il prend une place prépondérante dans l'industrie en 1999 (46 % de l'emploi) contre 32 % en 1985.

On peut distinguer, en dehors de la région centrale du Grand Casablanca, les provinces dont la part dans l'emploi industriel total est supérieure à 1 % en 1999 (soit une quinzaine de provinces que l'on peut qualifier de « semi-périphériques ») de toutes les autres provinces (dites « périphériques ») qui détiennent une part inférieure à 1 % (et même quasi nulle dans un grand nombre de cas). Il est net, d'après le tableau 3, que les provinces semi-périphériques renforcent leur position dans tous les secteurs indiqués, et particulièrement dans les activités du textile-habillement où leur part progresse au détriment de celles du Grand Casablanca et des provinces périphériques.

Parmi les régions périphériques, les trois régions initialement très spécialisées dans le textile-habillement (coefficient de spécialisation supérieur à 1 en 1985) connaissent pour deux d'entre elles (Kénitra et Tétouan) un repli relatif du secteur dans leur tissu industriel du fait du développement d'industries de basse technologie, déjà bien représentées en 1985. Toutes les autres provinces semi-périphériques connaissent une montée de la spécialisation dans le textile-habillement, et celle-ci est particulièrement marquée dans les provinces au départ industriellement diversifiées (Rabat-Salé, Fès, El Jadida, Marrakech, Settat, Sefrou, Skhirat-Témara, Tanger).

Conclusion

L'emploi industriel a augmenté en moyenne de 2,8 % par an au Maroc entre 1985 et 1999 et avec plus ou moins de vigueur dans pratiquement toutes les provinces. L'ensemble des provinces situées dans le Grand Casablanca concentre encore près de la moitié de l'emploi industriel marocain en 1999, mais il en représentait 59 % en 1985. Il y a donc eu une relative diffusion géographique du développement industriel.

Le modèle empirique proposé dans la lignée du courant des externalités dynamiques initié par Glaeser *et al.* (1992) montre que la croissance de l'emploi industriel dans les provinces a pu être aidée par leurs spécialisations

productives initiales (externalités MAR) et, dans certains cas, par un tissu économique plus diversifié (externalité Jacobs). Les entreprises de petite taille qui composent au départ le tissu industriel ont pu parfois être le terreau d'un développement extensif, notamment à travers la réalisation d'économies d'échelle internes. Par contre, l'agglomération de firmes de petite taille, souvent installées dans des activités de main-d'œuvre, n'est apparemment pas propice à favoriser, en soi, des économies d'échelle externes liées à la concurrence locale de type Porter.

Derrière la grille d'analyse que procurent la considération des structures initiales et le jeu des externalités dynamiques, ce qui apparaît manifeste dans le cas marocain est le développement de certains territoires et notamment la diffusion d'une partie des activités de main-d'œuvre à bas coût, de textile-habillement en particulier, largement concentrées dans la région centrale du Grand Casablanca, vers des provinces semi-périphériques déjà dotées d'une certaine base industrielle. Parallèlement, une plus grande agglomération des industries de moyenne technologie, prélude à une montée des activités de haute technologie, semble caractériser la métropole du Grand Casablanca.

Annexe 1

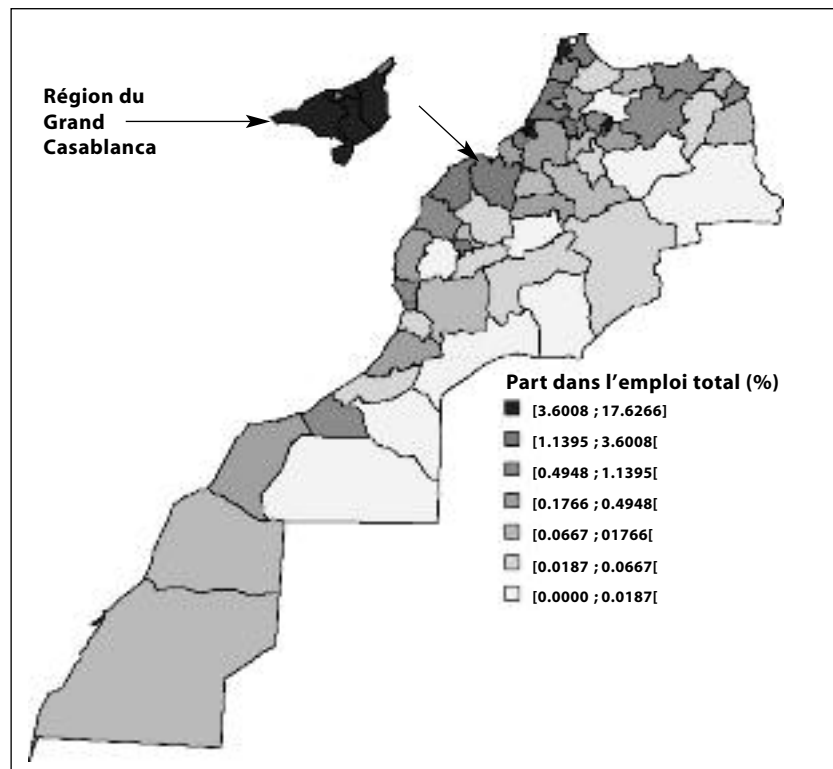
Industries de transformation selon la nomenclature marocaine

- Industries agro-alimentaires : branches 10, 11, 12
- Industries textiles et cuir : branches 13, 14, 15
- Industries chimiques et parachimiques : branches 16, 17, 18, 25, 26, 27
- Industries mécaniques et métallurgiques : branches 19, 20, 21, 22
- Industries électriques et électroniques : branches 23, 24

| | |
|---------------------------------|---|
| Secteurs de basse technologie | 10 : Produits des industries alimentaires 11 : Autres produits des industries alimentaires 12 : Boissons et tabac 15 : Cuir et chaussures en cuir 16 : Bois et articles en bois 17 : Papier, carton et imprimerie 18 : Produits issus des minéraux 19 : Produits de l'industrie métallique de base 20 : Ouvrage en métaux |
| Textile-habillement | 13 : Produits textiles et bonneterie 14 : Habillement à l'exclusion des chaussures |
| Secteurs de haute technologie | 21 : Machines et matériel d'équipement 22 : Matériel de transport 23 : Matériel électrique et électronique 24 : Machines de bureau et instruments de mesure de précision |
| Secteurs de moyenne technologie | 25 : Produits de la chimie et de la parachimie 26 : Articles en caoutchouc et plastique 27 : Produits d'autres industries manufacturières |

Annexe 2

**Emploi industriel
dans les provinces marocaines en 1999**



Références bibliographiques

- Abdouni A., Hanchane S. (2004), « A la recherche des liens hétérogènes entre l'ouverture, le capital humain et la croissance économique dans les pays en voie de développement : un examen à l'aide des données de panel », Documents de travail du LEST, Aix-en-Provence.
- Almeida R. (2007), « Local Economic Structure and growth », *Spatial Economic Analysis*, vol. 2, n° 1, 65-90.
- Arellano M., Bond S. (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, volume 58, 277-297.
- Batisse C. (2002a), « Dynamic Externalities and Local Growth : A Panel Data Analysis Applied to Chinese Provinces », *China Economic Review*, volume 13, n° 2-3, 231-251.
- Batisse C. (2002b), « Structure industrielle et croissance locale en République populaire de Chine », *Région et développement*, n° 16, 85-110.
- Bun J.G., Makhoulfi A. (2002), « Dynamic Externalities, Local Industrial Structure and Economic Development : Panel Data

- evidence for Morocco », *10th International Conference on Panel Data*, Berlin, July 5-6.
- Catin M. (1991), « Economies d'agglomération et gains de productivité », *Revue d'économie régionale et urbaine*, n° 5, 565-598.
- Catin M., GHIO S. (2004), « Stages of Regional Development and Spatial Concentration », *Région et développement*, n° 19, 185-221.
- Catin M., Van Huffel C. (2003), « Concentration urbaine et industrialisation », *Mondes en développement*, vol. 31, n° 121, 87-111.
- Cingano F., Schivardi F. (2004), « Identifying the Sources of Local Productivity Growth », *Journal of European Economic Association*, 2 (4), 720-742.
- Combes P.P. (2000), « Economic Structure and Local Growth : France, 1984-1993 », *Journal of Urban Economics*, 47, 329-355.
- De Lucio J.J., Herce J.A., Goicolea A. (1996), « Externalities and Industrial Growth : Spain 1978-1992 », *FEDEA*, Documento de Trabajo 96.14.
- De Lucio J.J., Herce J.A., Goicolea A. (2002), « The Effects of Externalities on Value Added and Productivity Growth in Spanish Industry », *Regional Science and Urban Economics*, 32, 241-258.
- Gao T. (2004), « Regional Industrial Growth : Evidence from Chinese Industries », *Regional Science and Urban Economics*, 34 (1), 101-124.
- Glaeser E.L. (2000), « The New Economics of Urban and Regional Growth », chapter 5, in Clark G.L., Feldman M.P., Gertler M.S. (eds.), *Oxford Handbook of Economic Geography*, Oxford : Oxford University Press, 83-98.
- Glaeser E.L., Kallal H.D., Scheinkman J.A., Shleifer A. (1992), « Growth in Cities », *Journal of Political Economy*, 100 (6), 1126-1152.
- Henderson J.V. (2003), « Marshall's Scale Economics », *Journal of Urban Economics*, 53 (1), 1-28.
- Henderson J.V., Kuncoro A., Turner M. (1995), « Industrial Development in Cities », *Journal of Political Economy*, 103 (5), 1067-1090.
- Hsiao C. (1994), « Random Coefficients Models », chap. 5, in Matyas L., Sevestre P. (ed.), *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers.
- Jacobs J. [1969], *The Economy of Cities*, Vintage, New York.
- Krizan C.J. [1998], « Industrial Spillovers in Developing Countries: Plant-Level Evidence from Chile, Mexico and Morocco », *Working Papers, Center for Economic Studies U.S. Census Bureau*, n° 98-2.
- Romer P.M. (1986), « Increasing Returns and Long-Run Growth », *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Pesaran M.H., Smith R.P. (1995), « Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, 68, 70-113.
- Porter M.E. (1990), *The Competitive Advantage of Nations*, Free Press, New York.
- Train K. (1998), « Recreation Demand Models with Taste Variation », *Land Economics*, 74, 230-239.
- Train K. (2002), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.
- Wheeler C.H. (2006), « Productivity and the Geographic Concentration of Industry : the Role of Plant Scale », *Regional Science and Urban Economics*, 36 (3), 313-330.