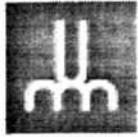


M.1
5
832



Université de Montréal
Faculté des études supérieures
Département de Sciences Économiques
Hiver 2000

Rapport de recherche

La convergence et les pays arabes



Par Daouda SEMBÈNE *dsembene@world.umontreal.qc.ca*

Directeur de recherche: Professeur André MARTENS

Remerciements

Je remercie de tout cœur ceux qui, de près ou de loin, d'une manière ou d'une autre, m'ont aidé à réaliser ce travail particulièrement Messieurs André Martens et Leonard Dudley sans qui ce travail n'aurait été.

Qu'ils veuillent bien recevoir l'expression de ma profonde gratitude.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE.....	4
1/ INTRODUCTION.....	5
Informations pertinentes.....	8
2/ ÉTUDES THÉORIQUES ET EMPIRIQUES DE LA CONVERGENCE: MÉTHODOLOGIE ET LIMITES.....	11
2. 1/ Le fondement théorique de la convergence: le modèle de croissance néoclassique.....	11
2. 1. 1. Présentation du modèle.....	11
2. 1. 2. Les limites du modèle néoclassique.....	12
2. 2/ Les études empiriques de la convergence.....	15
2. 2. 1. Méthodologie.....	15
2. 2. 2. Résultats et faiblesses des études empiriques.....	18
A/ Les résultats.....	18
B/ Les Faiblesses.....	20
3/ ANALYSE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE DE LA CONVERGENCE DES ÉCONOMIES ARABES.....	22
3. 1/ Présentation des hypothèses.....	22
3. 2/ La convergence et les pays arabes: analyse empirique.....	28

3. 2. 1.	Étude de la convergence β	28
A/	Estimation du coefficient de convergence absolue.....	28
	- Test de stabilité du coefficient.....	32
B/	Estimation du coefficient de convergence absolue avec intégration de variables muettes régionales.....	34
	- Test de stabilité des coefficients.....	36
3. 2. 2.	Étude de la convergence σ	39
4/	CONCLUSION.....	45
	BIBLIOGRAPHIE.....	48

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Évolution du PIB par tête des pays arabes.....	10
Tableau 2	Taux de croissance annuelle moyen du PIB par tête 1975-1995....	26
Tableau 3	Rythme de convergence du PIB par tête.....	33
Tableau 4	Rythme de convergence du PIB par tête (avec variables muettes régionales).....	38
Tableau 5	Tests de racine unitaire.....	43

LISTE DES GRAPHIQUES

Figure 1	Dispersion du PIB par tête.....	27
Figure 2	Convergence absolue des pays arabes.....	31
Figure 3	Évolution de l'indice de dispersion.....	41

Sommaire

La question de la convergence suscite un vif intérêt depuis le début de la dernière décennie. En effet plusieurs études empiriques sont menées, d'un côté pour tester la portée empirique de la théorie néoclassique qui la prédit, de l'autre pour déterminer l'évolution de la dispersion des revenus ou produits par tête entre différents pays ou régions.

La présente étude tente d'apporter une réponse à la question de savoir si une convergence des PIB par tête s'est produite entre treize pays arabes au cours de la période allant de 1975 à 1995. À cette fin il est procédé d'abord à une revue critique de la littérature et des études empiriques portant sur la convergence. Par la suite, le coefficient de convergence absolue β est estimé sur la base d'une version modifiée de la méthodologie de Barro et Sala-i-Martin (1991, 1992, 1995) et proposée par Coulombe et Lee (1995, p.889). Enfin des tests de Dickey-Fuller augmentés sont utilisés pour détecter la présence d'une racine unitaire par rapport à la tendance dans la série d'un indice de dispersion (l'écart-type du logarithme du PIB par tête étant choisi ici); ce qui équivaldrait à l'acceptation de l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ .

Les résultats des estimations économétriques permettent de rejeter l'hypothèse d'une absence de convergence β , que des variables muettes régionales soient omises ou intégrées dans la régression.

Par contre les tests de Dickey-Fuller augmentés ne rejettent pas l'hypothèse d'une racine unitaire dans la série de l'indice de dispersion; ce qui n'autorise pas le rejet de l'hypothèse d'une absence de convergence σ au cours de la période d'étude.

La contradiction entre ces deux conclusions trouve une explication dans le fait que la convergence σ est une fonction positivement liée à la convergence β mais décroissante des perturbations affectant les indicateurs choisis. Et, précisément, pendant la période étudiée, de nombreuses perturbations ont affecté les économies arabes notamment les chocs et contre-chocs pétroliers et la crise du Golfe.

1/ INTRODUCTION

Depuis le début des années 1990, plusieurs études essaient de vérifier la portée empirique d'un résultat essentiel de la théorie néoclassique de la croissance à savoir que le taux de croissance d'une économie est inversement lié au niveau initial de son capital par tête et par suite de son revenu ou produit par tête. Un tel résultat suggère implicitement l'idée qu'à long terme des économies différentes convergent irrémédiablement vers le même état d'équilibre. Ce phénomène porte le nom de convergence et celle-ci est définie comme le processus transitoire par lequel des économies tendent vers l'état stationnaire. La convergence impliquerait ainsi l'égalité à long terme des revenus ou produits par tête en l'absence de perturbations et par conséquent le «rattrapage» des économies riches par les économies pauvres.

Ce regain d'intérêt pour le phénomène de convergence trouve une de ses explications dans l'essor des nouvelles théories de la croissance notamment les théories de la croissance endogène. En effet contrairement à la théorie néoclassique, ces théories évoquent la possibilité qu'une divergence s'opère dans certains cas plutôt qu'une convergence.

Ainsi l'intérêt des études empiriques menées sur ce sujet est d'opérer un arbitrage entre ces théories mais également de connaître l'évolution des inégalités de revenus existant entre des régions ou pays différents.

Cependant de telles études sont habituellement menées pour tester la convergence d'économies homogènes comme les États-Unis d'Amérique, les provinces canadiennes ou les pays de l'O.C.D.E. ou de l'Union européenne.

Par contre dans la présente étude des tests et des économétriques sont effectués pour savoir si l'hypothèse d'une convergence est valable pour le cas spécifique des

économies arabes. Si celles-ci ont fait l'objet de nombreuses études portant notamment sur l'impact des fluctuations des cours du pétrole, la question de leur convergence ou divergence est jusque-là sans réponse. Pourtant une telle réponse comporterait un intérêt majeur. En effet elle permettrait certes de tester empiriquement la validité de la théorie néoclassique de la croissance mais également de répondre à une interrogation capitale à savoir si les inégalités criardes de revenus entre les pays arabes – notamment entre pays exportateurs de pétrole et pays non exportateurs – devraient s'exacerber ou se réduire dans le temps. Quelques chiffres permettent d'avoir une idée précise de l'ampleur de ces inégalités et, dans une certaine mesure, de leur évolution . En 1975, le PIB par tête du Qatar (20740 dollars É-U) est presque quarante fois plus élevé que celui du Soudan ou de l'Égypte (540 dollars É-U). Pourtant en 1995, ce nombre s'est considérablement réduit : ainsi le rapport entre le PIB per capita du Qatar (16080 dollars É-U) et celui de l'Égypte (2840 dollars É-U) et du Soudan (1490 dollars É-U) n'est plus que de cinq et dix respectivement. Une telle évolution suggère l'idée qu'une certaine convergence du PIB par tête de ces pays s'est réalisée entre les deux dates. À l'opposé, au cours de la même période, ce rapport a doublé entre Oman et la Mauritanie passant ainsi de trois à six¹; ce qui pourrait être interprété comme une divergence de cet indicateur par tête entre ces pays.

À la lumière de ces deux constats contradictoires, on s'aperçoit que seule une étude d'ensemble peut permettre de répondre à la question de savoir si une convergence ou une divergence des PIB par tête s'est réalisée entre les pays arabes. Ainsi la présente étude se propose donc d'apporter quelques éléments de réponse à cette question pour la période allant de 1975 à 1995. Dans cette perspective on procède d'abord à une présentation et à une évaluation critique des études théoriques et empiriques portant sur la convergence. Par la suite des tests et

¹ Voir tableau 1 à la page 10.

estimations économétriques sont effectués dans le but de vérifier l'hypothèse d'une absence de convergence des PIB par tête des pays arabes.

Informations pertinentes

La présente étude porte sur l'analyse de la convergence dans le cas spécifique des pays arabes. Au total treize d'entre eux font l'objet de cette étude; il s'agit de l'Algérie, l'Arabie Saoudite, l'Égypte, les Émirats Arabes Unis, la Jordanie, le Koweït, le Maroc, la Mauritanie, Oman, le Qatar, le Soudan, la Syrie et la Tunisie. La sélection de ces pays a été dictée par la disponibilité des données. En effet, celles-ci sont tirées du disque compact de la Banque mondiale datant de 1999 et intitulé: *World Development Indicator*. Ce disque contient des données relatives aux indicateurs économiques de plusieurs pays sur la période allant de 1960 à 1997. Toutefois il n'a pas été possible d'intégrer les autres pays arabes dans l'étude pour deux raisons majeures:

- la première est qu'aucune donnée n'est disponible pour des pays tels que Djibouti, l'Iraq, la Libye, la Palestine, la Somalie et le Yémen;
- la seconde c'est que pour les autres pays exclus de l'étude, la série des PIB par tête disponible commence assez tardivement: en 1980 pour le Bahreïn, 1989 pour le Liban, 1990 pour le Soudan.

Également le choix de la période d'étude résulte de la disponibilité des données. Pour tous les pays sélectionnés, la série du PIB par tête ne commence qu'à partir de 1975 et s'achève pour certains en 1995. Ainsi seule la convergence de cet indicateur est ici étudiée. Du reste de nombreuses études s'accordent sur l'équivalence de la convergence du produit et celle du revenu par habitant.

L'évolution du PIB par tête des pays sélectionnés est retracé par le tableau 1 présenté à la page suivante. Une seule donnée est manquante: le PIB par tête de la Jordanie en 1975. Cette donnée a été estimée en supposant que le PIB par tête a cru dans la même proportion entre 1975 et 1976 qu'entre 1976 et 1977. Étant donné la

faiblesse du PIB par tête de ce pays en début de période, cette estimation ponctuelle n'affecte pas les résultats de cette étude de manière significative.

Tableau 1: Évolution du PIB par tête ^a

Pays	Algérie	Arabie Saoudite	Égypte	Emirats Arabes Unis	Jordanie	Koweït	Maroc	Mauritanie	Oman	Qatar	Soudan	Syrie	Tunisie
1975	1770	5970	540	17150	1044*	9540	920	700	2510	20740	540	980	1330
1976	1880	6670	620	16780	1110	9900	1010	750	2920	22950	610	1070	1420
1977	1990	6970	700	17200	1180	9610	1070	750	2900	20510	650	1060	1490
1978	2290	7630	800	15590	1490	10490	1170	790	2860	23530	650	1210	1670
1979	2670	8930	900	19250	1760	12610	1340	900	3120	25200	670	1370	1940
1980	2920	10160	1060	24610	2250	10520	1600	1010	2570	29720	730	1650	2260
1981	3090	10360	1140	24690	2400	8560	1630	1080	3910	30450	810	1850	2460
1982	3220	8840	1270	21370	2510	7290	1760	1040	4210	23360	850	1840	2410
1983	3310	8390	1330	19250	2480	7690	1730	1060	4770	17780	790	1820	2470
1984	3540	8130	1450	20200	2710	8140	1830	1050	5550	17390	770	1760	2690
1985	3830	7810	1580	19370	2860	7960	2010	1110	6460	15140	780	1900	2910
1986	4020	8460	1740	19830	3190	8930	2300	1230	7320	12700	860	1910	3010
1987	4220	8630	1980	20710	3440	10060	2390	1330	7400	13800	920	2060	3410
1988	4270	9370	2160	17630	3450	9170	2730	1400	8050	19210	990	2390	3540
1989	4370	8960	2220	18720	2880	10400	2750	1430	8090	19430	1000	2100	3560
1990	4260	9600	2310	20660	2810	7600	2830	1380	8530	17530	970	2220	3800
1991	4220	10380	2350	19520	2620	5280	3050	1410	8850	17070	1030	2370	3970
1992	4370	10790	2510	20050	3030	12790	3000	1460	9200	18680	1090	2650	4370
1993	4280	10610	2590	19740	3140	17090	2980	1530	9570	17450	1140	2800	4490
1994	4220	10310	2690	17870	3350	18370	3340	1590	10170	16230	1190	3010	4650
1995	4400	10300	2840	18110	3540	18100	3110	1660	9980	16080	1490	3070	4830

Source: World Development Indicator, Banque mondiale, 1999.

^a En dollars internationaux courants corrigés de la parité des pouvoirs d'achat.

* Valeur estimée.

2/ ÉTUDES THÉORIQUES ET EMPIRIQUES DE LA CONVERGENCE: MÉTHODOLOGIE ET LIMITES

Avant que la méthodologie des études empiriques soit présentée, le fondement théorique des travaux portant sur la convergence est d'abord exposé, en l'occurrence le modèle néoclassique.

2. 1 / Le fondement théorique de la convergence: le modèle de croissance néoclassique

2. 1. 1. Présentation du modèle

Ce modèle est la synthèse des travaux de plusieurs auteurs dont les plus cités sont Ramsey (1928), Solow (1956), Cass (1965) et Koopmans (1965)².

De ces travaux ressortent deux importantes conclusions. La première est que le taux de croissance du capital par tête d'un pays est inversement lié au niveau de départ de cette variable. Par conséquent plus le capital par tête d'une économie est bas, plus son taux de croissance est élevé. La seconde conclusion découle de la première et stipule que toute économie converge vers son propre état stationnaire. Celui-ci est défini comme la situation dans laquelle les variables telles que le stock de capital, la main-d'œuvre, l'output et la population croissent au même taux. Ce qui implique qu'à l'état stationnaire le taux de croissance des indicateurs par tête est nul.

Sur la base de ces deux conclusions, le modèle néoclassique prédit qu'il doit s'opérer entre différentes économies une convergence vers l'état stationnaire dont

² Voir bibliographie. Il est aussi intéressant de jeter un coup d'œil sur la formalisation que Barro et Sala-i-Martin (1995, chapitres 1 et 2) font des modèles de Ramsey, Solow et Swan.

les caractéristiques sont semblables si ces économies ont les mêmes préférences et technologies et différentes dans le cas contraire.

Dans le cas où des économies considérées sont homogènes, c'est-à-dire dotées des mêmes préférences et technologies, elles ont alors les mêmes valeurs des variables à l'état stationnaire et ainsi leurs indicateurs par tête tels que le capital et conséquemment le revenu ou produit par tête convergent vers les mêmes niveaux. Ce phénomène est popularisé dans les études empiriques sous le nom convergence absolue, concept développé dans la prochaine sous-section.

Cependant lorsque des économies n'ont pas des préférences et technologies semblables, les niveaux d'équilibre de leurs indicateurs par tête sont différents à l'état stationnaire. Néanmoins, d'après le modèle elles convergent toutes vers leur propre état stationnaire où les différences de valeurs des variables ne reflètent que les écarts entre leurs niveaux de départ.

Et comme le montrent Barro et Sala-i-Martin (1995, p. 29), le modèle prédit dans ce cas une convergence «conditionnelle» en ce sens qu'il stipule que la vitesse de convergence de chaque économie est une fonction décroissante de sa distance par rapport à son état stationnaire. Ce concept de convergence connu sous le nom convergence conditionnelle est traité en même temps que les études empiriques qui l'ont formalisé.

Avant d'exposer la méthodologie des travaux empiriques effectués sur la convergence prédite par le modèle de croissance néoclassique, on peut soulever quelques limites qui affectent les conclusions de ce modèle.

2. 1. 2. Les limites du modèle néoclassique

La principale faiblesse de ce modèle découle de la fragilité des hypothèses suivantes qu'il suppose: concurrence parfaite, plein emploi des facteurs de

production, rendements d'échelle constants, progrès technique exogène, rendements marginaux décroissants du capital, égalité entre taux de croissance démographique et de la main-d'œuvre. Or comme le remarque Solow (1956, p. 65), lui-même si les résultats d'une théorie dépendent d'une hypothèse douteuse, alors ces résultats sont suspects. Ainsi dès que l'une de ces hypothèses du modèle néoclassique n'est pas empiriquement vérifiée, la convergence qu'il prédit devient alors controversée.

En outre le modèle néoclassique prédit la convergence en considérant le cas d'une économie fermée. Or comme le montrent les études empiriques notamment celles de Barro et Sala-i-Martin (1991 p.156, 1995 ch.11), la migration, autant que la mobilité du capital, exerce un important effet sur le processus de convergence d'un groupe de régions ou de pays. De ce fait la prise en considération de ce phénomène par le modèle lui aurait revêtu de plus de crédibilité.

La théorie néoclassique ignore également le rôle du capital humain dans la croissance économique. Pourtant toutes les théories contemporaines de la croissance s'accordent sur l'importance de ce rôle qui est telle que la convergence des revenus ou produit par tête est nécessairement affectée par le niveau du capital humain. D'ailleurs selon Barro (1991, p.437), le "rattrapage" des pays riches par les pays pauvres ne s'effectue que si ceux-ci ont un niveau de capital humain par tête élevé par rapport à leur produit intérieur brut par tête.

C'est pour pallier à ces limites du modèle de croissance néoclassique que les nouvelles théories de la croissance ont été développées. Ces théories intègrent ainsi les rendements d'échelle croissants et les externalités dans un cadre de concurrence imparfaite. De plus elles procèdent à une endogénéisation du progrès technique et considèrent d'autres formes de capital que le seul capital physique notamment le capital humain et le capital public. Et contrairement au modèle néoclassique pour lequel la croissance expire à long terme en l'absence de choc technologique

exogène, la formalisation de ces modèles permet d'expliquer la possibilité d'une croissance durable et auto-entretenu à taux décroissant ou croissant selon les caractéristiques de l'économie considérée. Cette conclusion implique que différentes économies puissent converger ou diverger à long terme selon les cas.

Toutefois malgré ces limites du modèle néoclassique, plusieurs études empiriques sont menées pour vérifier l'hypothèse de convergence que soutient ce modèle.

2. 2 / Les études empiriques de la convergence

La démarche méthodologique de ces études est décrite dans la première sous-section. Dans celle qui la suit, leurs limites sont soulevées

2. 2. 1. Méthodologie

On distingue deux concepts de convergence dans l'analyse empirique: la convergence β et la convergence σ .³

La convergence β formalise le rythme par lequel le revenu ou le produit par tête d'une région (ou pays) pauvre tend vers celui d'une région (ou pays) riche. Deux types de convergence β sont distingués selon que les économies en question sont dotées de préférences et technologies identiques (convergence absolue) ou différentes (convergence conditionnelle).

L'hypothèse de convergence absolue β est en général testée pour des régions supposées homogènes comme les provinces canadiennes ou les États-Unis d'Amérique. On l'applique également à des pays ayant relativement le même niveau de développement économique tels que les pays de l'O.C.D.E. ou de l'Union européenne. Par contre la convergence conditionnelle β est celle qui survient entre économies hétérogènes une fois que les différences initiales de leurs paramètres de préférences et technologies sont éliminées.

L'estimation du coefficient de convergence β s'effectue généralement suivant la méthodologie proposée par Barro et Sala-i-Martin (1995, p.87). En effet ces deux auteurs proposent que ce coefficient soit calculé à partir d'une approximation du processus de croissance décrit par le modèle néoclassique. Pour ce faire ils

³ Barro et Sala-i-Martin (1995, p. 383) citent le nom des auteurs qui ont opéré cette distinction à l'origine.

procèdent à la log-linéarisation par rapport à l'état stationnaire des équations d'équilibre du modèle de Ramsey (1928) en supposant que la fonction de production est de type Cobb-Douglas et obtiennent ainsi l'équation suivante:

$$\log [\hat{y}(t)] = e^{-\beta t} \cdot \log [\hat{y}(0)] + (1 - e^{-\beta t}) \cdot \log(\hat{y}^*) \quad (1)$$

où y est le produit ou revenu par tête et y^* sa valeur à l'état stationnaire.

En l'appliquant en choix discrets et en incluant un terme d'erreur, Barro et Sala-i-Martin montrent que cette équation peut être ainsi réécrite pour chacune des unités économiques considérées:

$$\log(y_{i,t}/y_{i,t-1}) = c - (1 - e^{-\beta}) \cdot \log(y_{i,t-1}) + u_{it} \quad (2)$$

avec $c \equiv x + [(1 - e^{-\beta(T-t)})/T-t] \cdot \log(\hat{y}^*)$, i étant l'unité économique et x le taux de croissance à l'état stationnaire.

On peut déduire de l'équation (2) le taux de croissance annuel moyen de y entre la période initiale t et la période finale T :

$$(1/T-t) \cdot \log [y_{i,T}/y_{i,t}] = c - [(1 - e^{-\beta(T-t)})/T-t] \cdot \log(y_{i,t}) + u_i \quad (3)$$

où u_i est la moyenne des termes d'erreur entre les périodes t et T .

La valeur estimée de β obtenue à partir de l'équation (3) représente le coefficient de convergence absolue. Ainsi il y a convergence au rythme β si cette valeur est positive; autrement on estime qu'il y a divergence (même si ce mot n'est pas très usité dans la littérature ayant trait à la convergence). Certains auteurs préfèrent

cependant estimer l'équation non linéaire suivante obtenue à partir de l'équation 3 (en posant $t = 0$):

$$(1/T). \log [y_{i,T}/y_{i,0}] = c - [(1 - e^{-\beta T})/T]. \log(y_{i,0}) + u_i \quad (4)$$

Le choix entre les équations (3) et (4) dépend souvent du nombre d'observations dont disposent les analystes empiriques.

L'autre concept de convergence popularisé sous l'appellation de convergence σ s'applique lorsque la dispersion entre les revenus ou produits par tête des unités économiques considérées se réduit au cours de la période d'analyse. Selon Barro et Sala-i-Martin (1991, p.113), l'analyse de la convergence σ est pertinente si l'on est intéressé par la question de savoir comment la distribution du revenu par tête a évolué dans le passé ou évoluera dans l'avenir entre diverses économies. La convergence σ peut être mesurée de plusieurs manières. Selon ces deux auteurs, on peut calculer l'écart-type du logarithme du produit par tête et analyser son évolution. Dans cette optique la convergence σ est effective si cet indice de dispersion évolue dans le sens de la baisse au cours de la période d'analyse. Il est également possible comme le rappellent Coulombe et Lee (1995, p. 45)⁴ de mesurer ce type de convergence en calculant le coefficient de variation (CV) définie par:

$$CV = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2}}{\bar{y}_t} \quad (5)$$

⁴ Coulombe, Serge et Frank C. Lee, « Regional Productivity Convergence in Canada », *Canadian Journal of Regional Science*, vol. XVIII, Spring 1995, 39-58.

où $y_{i,t}$ est le revenu ou le produit par tête de l'unité économique i et \bar{y}_t le revenu ou le produit moyen par tête des n unités économiques de l'échantillon.

Puisque l'étude de la convergence σ repose sur l'analyse des séries temporelles du revenu ou du produit par tête, les chocs affectant l'évolution de ces séries doivent nécessairement être pris en compte. Coulombe et Lee (1996,p.6) estiment « qu'en pratique, on pourra observer une convergence σ si la série est chronologique de l'indice de dispersion est intégrée d'ordre un et affiche une dérive négative ou qu'elle suit un cheminement décroissant stationnaire par rapport à la tendance ». Il est à noter que même si elles peuvent être formulées l'une en fonction de l'autre comme le montrent Barro et Sala-i-Martin (1995,p.385), la convergence β n'entraîne pas nécessairement la convergence σ du fait justement des chocs susmentionnés.

2. 2. 2. Résultats et faiblesses des études empiriques

A/ Les résultats

En utilisant la méthode des moindres carrés non linéaires pour estimer β , Barro et Sala-i-Martin (1995, p. 389 et p. 395) trouvent l'évidence d'une convergence des revenus par habitant aux États-Unis entre 1880 et 1990 et au Japon entre 1930 et 1990. Selon ces deux auteurs l'hypothèse de convergence absolue tient pour 90 régions européennes (situées entre l'Allemagne, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas et le Royaume-Uni⁵) au cours de la période allant de 1950 à 1990 et pour 20 pays de l'O.C.D.E. également (1995 p. 27

⁵ Barro et Sala-i-Martin (1995, p. 27 et p. 399).

et p. 399) de 1960 à 1985. En outre d'après ces auteurs (1995, p. 27), l'hypothèse d'une convergence absolue ne tient pas pour un échantillon composé de cent dix-huit pays choisis au hasard au cours de la même période (1960-1985).

Coulombe et Lee (1995, p. 890 à 894) trouvent l'évidence d'une convergence absolue d'une variété de mesures du revenu et de la production au Canada de 1961 à 1991. Ces deux auteurs (1996 p.11 à 18) estiment également qu'une convergence β s'est opérée entre les provinces canadiennes de 1926 à 1994 même si par moments elle a été affectée par des chocs aléatoires. Cependant selon ces auteurs l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ entre les neuf provinces canadiennes ne peut être rejetée sur la période allant de 1926 à 1948, une année avant l'entrée de Terre-Neuve dans la Confédération. Néanmoins de l'avis de ces auteurs cette hypothèse ne peut être acceptée pour la période 1950-1977. Enfin de 1978 à 1994, ils trouvent que l'hypothèse nulle est rejetée lorsque les données portent sur le revenu personnel par habitant (ou le revenu personnel disponible par habitant) et acceptée lorsque les données utilisées sont relatives au revenu personnel moins les transferts gouvernementaux par habitant (ou le revenu gagné par habitant).

Également Coulombe et Tremblay (1997 p. 15 et p. 17) montrent que l'hypothèse d'une convergence absolue du revenu par tête, mais aussi du capital humain par tête ne peut être rejetée avec un seuil critique de 1% entre les provinces canadiennes de 1951 à 1991.

Paul Cashin et Ratna Sahay⁶ estiment que la dispersion du logarithme des revenus par tête s'est accrue entre vingt États indiens passant ainsi de 0,29 à 0,33 entre 1961 et 1991. Une telle conclusion suggère qu'une convergence σ ne s'est pas opérée dans ce pays au cours de cette période. Cependant les deux auteurs estiment

⁶ Lire leur article dans la revue du FMI et de la Banque mondiale *Finances et développement*, «Croissance économique régionale et convergence des revenus en Inde», mars 1996, p.46-49.

que la convergence absolue des revenus s'est opérée entre ces États au rythme annuel de 1,5%.

B/ Les faiblesses

Les études empiriques de la convergence absolue procèdent généralement à l'estimation du coefficient β à partir de l'équation 3 qui représente d'après Barro et Sala-i-Martin une approximation du processus de croissance décrit par le modèle néoclassique. Or comme souligné précédemment ces deux auteurs parviennent à ce résultat moyennant quelques hypothèses supplémentaires notamment celle d'après laquelle les technologies des unités économiques considérées seraient de type Cobb-Douglas. Cependant cette hypothèse simplificatrice n'est pas tout à fait réaliste puisque l'élasticité de substitution entre les facteurs de production n'est pas forcément unitaire dans chacune de ces économies comme le supposent de telles technologies.

En outre dans la plupart des travaux, les paramètres de la régression sont souvent peu significatifs. Cela découle probablement de la spécification de l'équation 3 qui n'autorise pas la prise en considération de l'impact des sources de la croissance autres que le niveau initial du revenu ou produit par tête telles que la croissance démographique, le progrès technologique, la recherche et développement, l'investissement en capital humain et public. De surcroît l'omission de ces variables peut biaiser la valeur estimée de β si au moins l'une d'elles est corrélée avec le niveau initial du revenu ou produit par tête.

Il est également à noter que la méthodologie de Barro et Sala-i-Martin suppose une constance du rythme de convergence dans le temps. Cette hypothèse est très discutable quand on sait que l'innovation technologique et l'amélioration de la

productivité entre autres facteurs de croissance ne s'opèrent pas toujours au même rythme ni à la même période d'une économie à l'autre.

Ces études empiriques sont également confrontés au problème de la disponibilité de données fiables. En effet plus la période choisie est longue, moins les données disponibles sont cohérentes. Ce qui oblige les auteurs à choisir des périodes d'étude relativement courtes alors que la convergence est supposée être un phénomène de long terme.

Un problème sérieux auquel se heurtent les travaux empiriques est relatif à la formalisation des chocs. Dans la mesure où la théorie démontre que les chocs tels que les choc sur les prix affectent la convergence il est alors normal que l'on veuille les intégrer dans les analyses empiriques. D'ailleurs Barro et Sala-i-Martin (1995 p.385) estiment que la non prise en compte de ces chocs tend à biaiser l'estimation du coefficient de convergence β et affectent également la convergence σ . Cependant les études empiriques proposent souvent une formalisation très discutable de ces chocs si elles ne les ignorent pas tout simplement.

Après avoir présenté et soulevé les principales limites des études théoriques et empiriques effectuées sur la convergence, il convient de formuler l'hypothèse nulle qui est testée dans cette présente étude avant d'enchaîner avec l'analyse des résultats empiriques qui en découlent.

3/ ANALYSE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE DE LA CONVERGENCE DES ÉCONOMIES ARABES

La démarche méthodologique suivante est adoptée dans cette troisième partie. Dans la première section sont présentées les hypothèses sur lesquelles s'appuie la présente étude sur la convergence β et la convergence σ dans les pays arabes. Dans la seconde, une analyse empirique est effectuée, qui teste successivement l'hypothèse nulle d'une absence de convergence β et celle d'une absence de convergence σ .

3. 1/ Présentation des hypothèses

Treize pays arabes font l'objet de cette présente étude. Il s'agit de l'Algérie, l'Arabie Saoudite, l'Égypte, les Émirats Arabes Unis, la Jordanie, le Koweït, le Maroc, la Mauritanie, Oman, le Qatar, le Soudan, la Syrie et la Tunisie. La sélection de ces pays et de la période d'étude a été déterminée par la disponibilité des données⁷.

Deux hypothèses sont testées l'une après l'autre dans cette étude. La première hypothèse nulle est celle d'une absence de convergence absolue β du produit intérieur brut par habitant entre les treize pays arabes considérés. La seconde est celle d'une absence de convergence σ de cet indicateur économique entre ces mêmes pays. Ces deux hypothèses nulles d'absence de convergence sont formulées pour des raisons économétriques bien que l'hypothèse alternative aurait été plus

⁷ Ces données sont celles de la Banque mondiale contenues dans le CD-ROM *World Development Indicator* de 1999. Pour la plupart de ces pays, la série du PIB par tête ne commence qu'à partir de 1975 et s'achève en 1995, ce qui a délimité la période d'étude. Le tableau 1 contient les valeurs de cette série pour chacun de ces pays. Une seule donnée est manquante: le PIB par tête de la Jordanie en 1975. Cette donnée a été estimée en supposant que le PIB par tête a cru dans la même proportion entre 1975 et 1976 qu'entre 1976 et 1977. Étant donné la faiblesse du PIB par tête de ce pays en début de période, cette estimation ponctuelle n'affecte pas les résultats de cette étude de manière significative.

appropriée. En effet d'un côté les tests de Student sont utilisés pour tester l'hypothèse de nullité du coefficient de convergence absolue ($\beta=0$). De l'autre, les tests de Dickey-Fuller sont effectués pour tester la présence d'une racine unitaire dans la série chronologique de l'indice qui serait synonyme d'absence de convergence σ .

Pour des raisons de disponibilité des données, seule la convergence du PIB par tête est ici étudiée; celle du revenu par habitant n'ayant pu l'être. Du reste de nombreuses analyses empiriques soulignent l'équivalence de ces deux types de convergence. Le tableau 1 présenté au début de l'ouvrage retrace l'évolution de 1975 à 1995 du PIB par tête des pays arabes mesuré en dollars internationaux courants corrigés de la parité des pouvoirs d'achat.

L'hypothèse d'une convergence absolue β est fondée sur la similitude relative des économies, des institutions publiques et de la culture arabe. D'ailleurs, dans une étude portant sur les pays arabes, Bisat, El-Erian et Helbing (1997, p.14)⁸ évoquent la similarité de leurs économies en matière de croissance, d'investissement et d'épargne entre 1970 et 1996. Ce constat justifie en théorie l'hypothèse essentielle à l'étude de la convergence absolue d'un groupe de pays à savoir que leurs préférences et technologies sont semblables.

En outre de la simple observation du tableau 2 (voir à la page 17) découle un autre constat qui appuie l'hypothèse d'une convergence absolue: dans l'ensemble les pays dont le PIB par tête est faible en 1975 ont connu une croissance annuelle moyenne plus rapide sur la période 1975-1995. Un exemple frappant est que l'Égypte qui en 1975 a le PIB par tête le plus faible en 1975 (540 dollars) a connu le taux de croissance annuel moyen le plus élevé (8,29%) de la période 1975-1995. À l'inverse le Qatar dont le PIB par tête est le plus élevé en début de période

⁸ Bisat, Amer, Mohamed A. El-Erian et Thomas Helbing, *Growth, Investment, and Saving in the Arab Economies*, IMF Working Paper, July 1997.

(20740 dollars) a eu le taux le plus bas au cours de la même période. Son PIB par tête a baissé au taux annuel moyen de 1,27 %. Ainsi il semble ressortir de l'observation de ce tableau une corrélation négative entre le niveau initial et le taux de croissance du PIB par tête; ce qui présume une convergence absolue de cet indicateur.

Un autre exemple peut être donné qui justifie l'hypothèse de convergence absolue. C'est qu'en 1975, le PIB per capita moyen des quatre pays les plus riches de l'échantillon (le Qatar, les Émirats Arabes Unis, le Koweït et l'Arabie Saoudite) est onze fois plus élevé que celui des neuf autres pays (13350 contre 1148 dollars). En 1995 ce chiffre s'établit à trois (11767 contre 3880 dollars). Cette réduction de l'écart moyen en valeur absolue et relative ainsi que la corrélation négative entre le taux de croissance du PIB par tête et le niveau initial de celui-ci confirment de prime abord les conclusions néoclassiques sur la convergence des produits par tête. Puisque l'évolution du PIB par tête des pays arabes augure une certaine convergence absolue, on peut soupçonner qu'elle soit aussi à l'origine d'une convergence σ même si comme le montrent Barro et Sala-i-Martin (1995, p. 31) les deux concepts de convergence n'évoluent pas nécessairement dans le même sens. En effet ces auteurs montrent que la convergence σ est positivement lié à la convergence β mais négativement à la variance des chocs qui affectent la distribution des revenus ou produits par tête. Cependant pour des raisons économétriques on pose l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ . En effet comme souligné précédemment, Coulombe et Lee (1996, p. 6) montrent qu'une convergence σ s'effectue si la série chronologique de l'indice de dispersion (mesuré dans la présente étude par le logarithme de l'écart-type du PIB par tête) «suit un cheminement décroissant stationnaire par rapport à la tendance». Le but de ce test est donc de savoir si la série chronologique de l'écart-type du PIB par tête

des pays arabes au cours de la période 1975-1995 est caractérisée par la présence d'une racine unitaire; auquel cas l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ ne pourrait être rejetée puisque la série serait non stationnaire par rapport à la tendance. D'ailleurs Coulombe et Lee (1996, p. 12) qui s'appuient sur les travaux de Helliwell (1994), estiment que dans un tel cas, la série est affectée par des chocs permanents ou des ruptures structurelles, ce qui ne permet pas de conclure de la réalisation d'une convergence σ . Dans la présente étude la présence ou l'absence de racine unitaire dans la série chronologique de l'écart-type du logarithme du produit par tête des pays arabes sont déterminées à l'aide des tests de Dickey-Fuller augmentés.

Ces tests se révèlent pertinents dans cette étude dans la mesure où l'observation de la figure 1 (voir page 19) indique que la dispersion du PIB par tête (pas celle du logarithme) des pays arabes s'est constamment réduite entre 1981 et 1986 après avoir connu un fort accroissement en début de période. Et depuis 1986 cette dispersion s'accroît régulièrement mais elle connaît une légère baisse en fin de période à partir de 1993. Ainsi l'évolution virevoltante de la distribution du PIB par tête laisse croire que la série de l'indice de dispersion de cet indicateur pourrait être affectée par des ruptures structurelles. Ce qui présume une absence de convergence σ et justifie le recours aux tests de Dickey-Fuller augmentés.

Tableau 2: Taux de croissance annuelle moyen du PIB par tête 1975-1995 (en %)

Pays	Égypte	Sou- dan	Mauri- tanie	Maroc	Syrie	Jorda- nie	Tuni- sie	Algé- rie	Oman	Arabie Saoud.	Koweït	Émirats Arabes	Qatar
y_{i75}	540	540	700	920	980	1044*	1330	1770	2510	5970	9540	17150	20740
g_i	8,29	5,07	4,31	6,09	5,70	6,10	6,44	4,55	6,90	2,72	3,20	0,27	-1,27

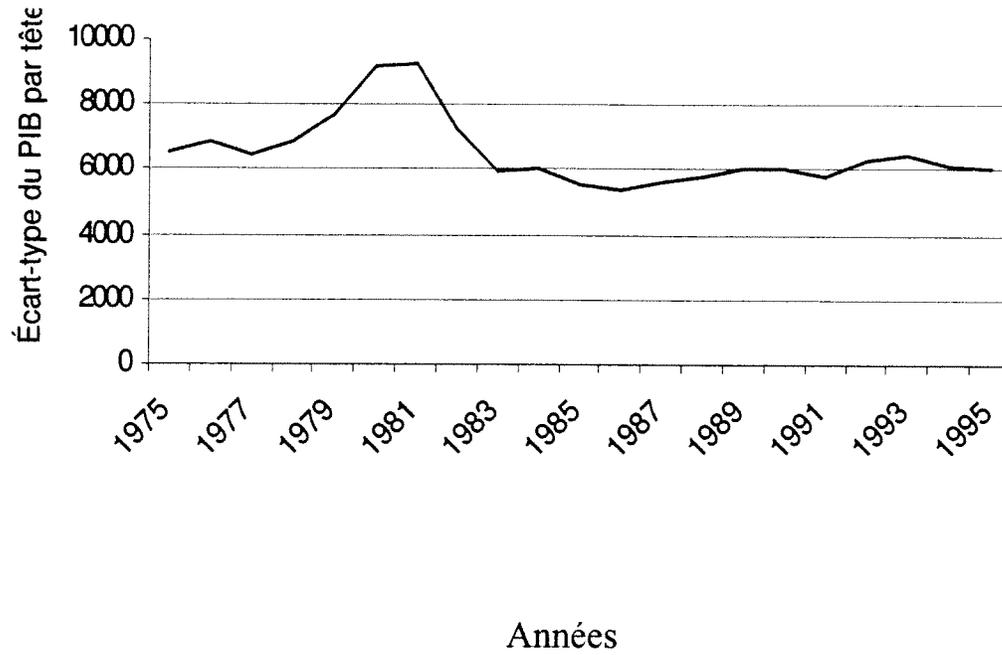
Source: Calcul de l'auteur.

y_{i75} est le PIB par tête du pays i en 1975,

g_i : taux de croissance annuelle moyen du PIB par tête du pays i.

* Valeur estimée.

Figure 1: Dispersion du PIB par tête



3. 2/ La convergence et les pays arabes: analyse empirique

Dans cette partie on procède en premier lieu à l'estimation du coefficient de convergence absolue β en ignorant d'abord les différences régionales qui existent entre les pays arabes et en les intégrant dans la régression par la suite. En second lieu le processus de convergence σ est étudiée à l'aide de tests de Dickey-Fuller augmentés appliqués sur la série de l'indice de dispersion.

3. 2. 1. Étude de la convergence β

Les données contenues dans le tableau 2 sont présentées sous forme de nuage de points dans la figure 2 (voir à la page suivante). On remarque ainsi une certaine corrélation négative entre le niveau initial du PIB par tête et le taux de croissance de cet indicateur au cours de la période d'étude, ce qui présume une convergence β entre les pays arabes. En effet il ressort de l'observation de ce graphique que dans l'ensemble les pays à faible niveau du PIB par habitant en début de période ont connu les taux de croissance les plus élevés. Cependant la tendance dégagée par le nuage de points n'est pas suffisante pour qu'on puisse en déduire une convergence β entre ces pays, encore faut-il que les estimations économétriques appuient cette hypothèse de manière significative.

A/ Estimations de la convergence absolue β (sans variables régionales)

Dans la présente étude, les estimations du coefficient de convergence absolue β sont effectuées sur la base de la méthodologie de Barro et Sala-i-Martin modifiée par Coulombe et Lee (1995, p.889). L'approche consiste à subdiviser la période

étudiée en plusieurs sous-périodes afin d'obtenir une valeur consistante de β à l'aide d'une estimation en panel. Une telle approche apporte une solution à la faiblesse des données lorsque l'échantillon dont on dispose est petit. En effet le nombre d'observations qu'elle permet d'obtenir est égal au nombre d'individus multiplié par le nombre de sous-périodes.

En suivant cette approche, la période d'étude 1975-1995 a été divisée en quatre sous-périodes de cinq ans chacune: 1975-1980, 1980-1985, 1985-1990 et 1990-1995. De ce fait on dispose de cinquante-deux observations pour effectuer l'estimation de données en panel. Le coefficient de convergence absolue β est ainsi obtenue grâce à une estimation en panel basée sur l'équation suivante:

$$\frac{1}{5} \cdot \ln \left(\frac{y_{it+5} / \bar{Y}_{t+5}}{y_{it} / \bar{Y}_t} \right) = C - \left(\frac{1 - e^{-\beta 5}}{5} \right) \cdot \ln \left(\frac{y_{it}}{\bar{Y}_t} \right) + u_i \quad (6)$$

où y_{it} désigne le PIB par tête du pays i à la date t , $t = 1975, 1980, 1985$ et 1990 ; \bar{Y}_t est la moyenne des PIB par tête des treize pays arabes à la date t . Le membre gauche de l'équation 6 représente une approximation du taux de croissance annuelle moyen du PIB par tête de chaque pays i pendant chacune des sous-périodes considérées. Et le côté droit de l'équation comporte le niveau de son PIB per capita au début de chaque sous-période. Toutes les valeurs de cet indicateur par tête sont pondérées par \bar{Y}_t qui la moyenne des PIB par tête des treize pays arabes. Coulombe et Lee (1995, p.889) montrent qu'en divisant ainsi les taux de croissance et les niveaux initiaux de l'indicateur par tête par le niveau moyen, on élimine la composante tendancielle dans les estimations.

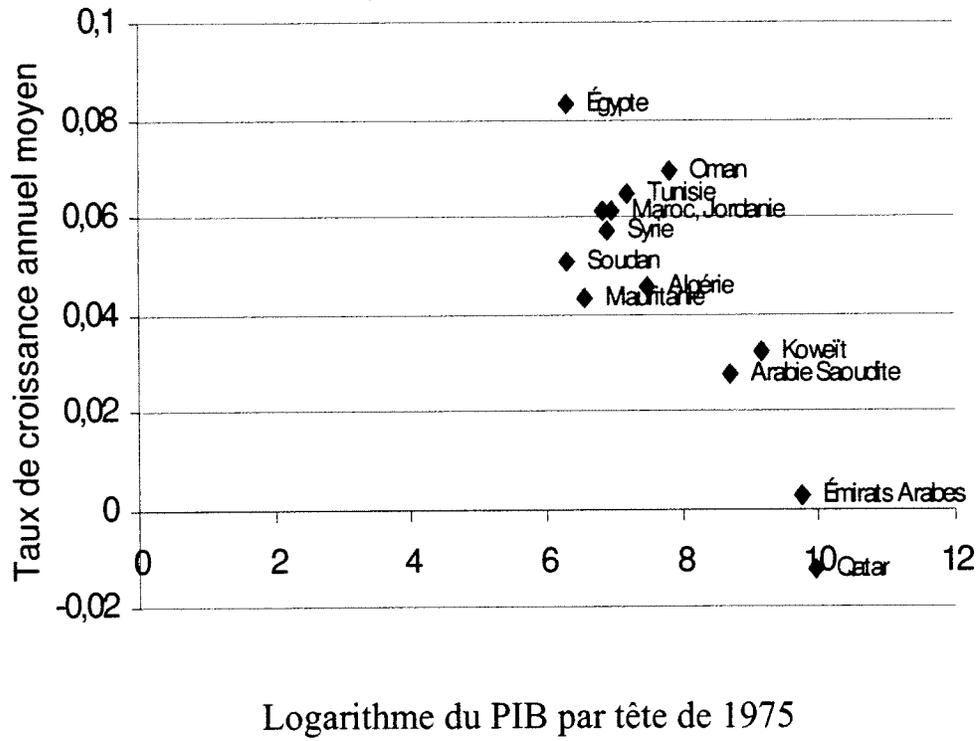
Le tableau 3, présenté à la page 25, contient les résultats des estimations de β à partir de l'équation (6). Ils montrent que l'hypothèse nulle de non convergence β

($\beta=0$) peut être rejetée au seuil de 5% pour la période 1975-1995 puisque la valeur du t de Student implique que β est significativement différent de zéro. Ainsi, la convergence des PIB par tête des pays arabes s'est opérée à un rythme de 2,6 % par an au cours de la période. En d'autres termes l'écart entre les niveaux des PIB par tête des pays arabes s'est réduit annuellement à ce taux entre 1975 et 1995. Toutefois le rythme de la convergence a été plus élevé au cours de la première décennie (1975-1985) qu'au cours de la seconde (1985-1995).

En effet la convergence s'est réalisée annuellement au taux de 2,87 % pendant la première décennie et au taux de 1,97 % seulement pendant la seconde. En d'autres termes, les économies pauvres ont crû beaucoup plus vite (par rapport aux économies riches) pendant la première décennie que pendant la seconde. Ce résultat montre que les perturbations qui ont affecté les économies arabes au cours de la première sous-période (notamment le deuxième choc pétrolier) n'ont pas réellement affecté la convergence de leur PIB par tête vers l'état stationnaire. De ce fait l'omission des chocs pétroliers n'a pas d'effet significatif sur les estimations.⁹

⁹ Par ailleurs un autre fait vient appuyer cette conclusion à savoir l'absence de corrélation de la variable explicative et des résidus qui aurait dû résulter de l'omission des chocs. En effet les résultats du test de Hausman ont privilégié les estimations par la méthode des effets aléatoires. Ce test est effectué par TSP pour le choix entre l'estimation par la méthode des effets fixes et la méthode des effets aléatoires. La première méthode suppose que les variables explicatives sont corrélées avec le terme d'erreur contrairement à la seconde méthode.

Figure 2: Convergence absolue des pays arabes



- Test de stabilité du coefficient de la régression

Le test de Chow est appliqué ici à l'équation (6) afin de tester la stabilité du coefficient du niveau initial du PIB par tête. En d'autres termes le but de ce test est de savoir si cette équation peut être appliquée à tous les pays arabes, riches et pauvres confondus. Pour cela, l'échantillon a été scindé en deux groupes; l'un regroupant les pays "riches" et l'autre les pays "pauvres".¹⁰ D'après ce test, la valeur du F de Fisher est 2,04 laquelle est largement inférieure à la valeur théorique au seuil critique de 5% (à savoir 4,08 pour deux degrés de libertés au numérateur et quarante-huit au dénominateur). De ce fait l'hypothèse nulle d'une stabilité du coefficient de la régression ne peut être rejetée au niveau de confiance de 95%.

¹⁰ Cette distinction entre pays « riches » et « pauvres » est basée sur la classification effectuée par la Banque Mondiale (1995) en fonction des revenus par tête. Les pays riches regroupent ainsi les pays à revenu élevé dont le PNB par habitant est supérieur à 8626 dollars (Émirats arabes Unis, Koweït, Qatar) et les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure dont le PNB par habitant est compris entre 2786 et 8625 dollars (Arabie Saoudite et Oman). Les pays pauvres regroupent les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure dont le PNB par tête est compris entre 696 et 2785 dollars (Tunisie, Maroc, Jordanie, Égypte, Algérie, Syrie) et les pays à revenu faible dont le PNB par habitant est inférieur à 695 dollars (Mauritanie, Soudan).

Tableau 3: Rythme de convergence du PIB par tête

Période	$\hat{\beta}$	R ²	Nombre d'observations	Test de Hausman*
1975-1995	0,0260 ^a (-3,665)	0,25	52	2,55 [0,110]
1975-1985	0,0287 ^a (-2,935)	0,36	26	0,94 [0,332]
1985-1995	0,0197 ^b (-2,139)	0,32	26	4,87 [0,027]

Note: Les résultats sont obtenus grâce à une estimation en panel de l'équation (6) avec le logiciel économétrique TSP. Les sous-périodes suivantes sont utilisées: 1975-1980, 1980-1985, 1985-1990 et 1990-1995.

Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs du t de Student. Celles qui sont en gras sont significatives:

^a/ au seuil critique de 1 pour 100,

^b/ au seuil critique de 5 pour 100.

* La distribution des valeurs du test de Hausman suit ici une loi du χ^2 avec un degré de liberté qui est le nombre de variables explicatives de la régression. Les chiffres entre crochets sont les probabilités de rejet (p-value) associées au test de Hausman.

B/ Estimation du coefficient de convergence absolue avec intégration des variables muettes régionales

On peut cependant s'interroger sur la portée de tels résultats du moment que les estimations sont effectuées sans tenir compte des différences de taille (ou de poids) entre les économies considérées.¹¹ En effet il est possible que l'omission des différences géographiques entre les pays arabes puisse biaiser les valeurs (voir Barro et Sala-i-Martin, 1995) estimées du coefficient de convergence absolue β . Pour cette raison, il est intéressant d'intégrer des variables régionales dans la régression pour connaître leur effet sur $\hat{\beta}$.

À cette fin, les quatre variables muettes suivantes ont été créées afin de capturer l'effet des différences régionales entre les pays arabes:

- la variable AFNORD qui regroupe les pays arabes d'Afrique du Nord c'est-à-dire l'Algérie, l'Égypte, le Maroc et la Tunisie,
- la variable MOYORI composée par les pays arabes du Moyen-Orient à savoir les Émirats Arabes Unis, le Koweït, la Qatar, la Jordanie, la Syrie, l'Arabie Saoudite et Oman,
- la variable AFEST qui englobe un seul pays arabe de l'Afrique de l'Est en l'occurrence le Soudan,
- la variable AFOUEST qui contient également un seul pays de l'Afrique de l'Ouest en l'occurrence la Mauritanie.

La volonté de décrire fidèlement les différences géographiques explique la présence des variables AFEST et AFOUEST malgré la faiblesse du nombre d'individus qu'elles comportent.

Ainsi l'équation suivante est estimée:

¹¹ Puisqu'il s'agit ici d'une étude de la convergence absolue, l'intégration d'autres différences entre ces pays (notamment les différences de technologies, de préférences, de système politique et public ou de croissance démographique) n'est pas appropriée.

$$\frac{1}{5} \bullet \ln \left(\frac{y_{it+5} / \bar{y}_{t+5}}{y_{it} / \bar{y}_t} \right) = - \left(\frac{1 - e^{-\beta 5}}{5} \right) \bullet \ln \left(\frac{y_{it}}{y_t} \right) + \alpha_1 AFNORD + \alpha_2 MOYORI + \alpha_3 AFEST + \alpha_4 AFOUEST + u_i \quad (7)$$

Par rapport à l'équation 6, on note ici la disparition de la constante C qui est captée par les variables muettes.

Le tableau 4 contient les résultats des estimations de l'équation (6) lorsqu'on y ajoute ces variables muettes régionales. Contrairement aux variables AFNORD et MOYORI, les variables AFEST et AFOUEST ne sont pas significatives au seuil critique de 1, 5 ou 10 pour cent ce qui n'est guère surprenant étant donné la faiblesse du nombre d'individus qu'elles comptent ainsi que le niveau insignifiant des produits par tête des pays concernés. Toutefois les valeurs estimées du coefficient de convergence absolue β sont significatives au niveau de confiance de 95 pour cent et légèrement plus élevées que dans le cas où les variables régionales sont omises. Ainsi la prise en compte des variables régionales provoque une légère hausse du rythme de la convergence des PIB par tête des pays arabes et cela est valable pour toutes les périodes et sous-périodes considérées.

D'après les résultats, l'hypothèse d'une convergence absolue β ne peut être rejetée au seuil critique de 5%. Ainsi la convergence des PIB par tête s'est opérée au rythme de 2,92% par an au cours de la période allant de 1975 à 1995. En d'autres mots le processus de "rattrapage des économies riches arabes par les économies pauvres arabes" s'est effectué à ce rythme durant cette période. Et comme dans le cas précédent, le rythme de la convergence a été plus élevé au cours de la première décennie (1975-1985) qu'au cours de la seconde (1985-1995).

En effet le rythme de la convergence est de 3,07 % par an durant la première décennie et de 2,37 % durant la seconde. En d'autres termes par rapport aux

économies riches, les économies pauvres ont crû beaucoup plus vite pendant la première décennie que pendant la seconde.

- Test de stabilité des coefficients

Le test de Chow est encore une fois appliqué afin de tester la stabilité des coefficients de la régression. Pour ce faire la même subdivision opérée antérieurement est effectuée de nouveau. Ainsi, en se basant sur la classification de la Banque mondiale, l'échantillon est scindé en deux groupes: l'un regroupant cinq "pays riches" et l'autre huit "pays pauvres". D'après le test, la valeur du F de Fisher qui est de 1,64 est inférieure à la valeur théorique correspondante au seuil critique de 5% ; ce qui permet d'accepter l'hypothèse nulle de stabilité des coefficients.

Dans l'ensemble les tests effectués montrent qu'il est difficile de rejeter l'hypothèse d'une convergence absolue des PIB par habitant entre les pays arabes au cours de la période étudiée. Ce qui veut dire qu'au cours de la période les pays les plus pauvres d'entre eux ont connu des taux de croissance plus élevés que les autres pays relativement plus riches. Ce résultat ne manque pas de surprendre puisque ces derniers pays sont généralement de grands pays pétroliers et la norme aurait été qu'avec leurs revenus pétroliers élevés qu'ils aient des taux d'investissement plus élevés et par suite une croissance plus rapide comparativement aux autres pays. Il peut cependant s'expliquer par une utilisation inefficace des revenus pétroliers ou en d'autres mots un gaspillage des pétrodollars. Dans cette perspective, l'ouvrage de Sabah Naaoush (1994) apporte

un éclairage sur l'inefficacité des politiques économiques menées dans certains pays arabes.¹²

Mais est-ce que ce "rattrapage" s'est traduit par une réduction de la dispersion des PIB par tête entre ces pays. En d'autres termes, cette convergence β a-t-elle entraîné une convergence σ ? Dans la mesure où la convergence σ est positivement lié à la convergence β mais négativement à la variance des chocs, la réponse à cette question nécessite une étude détaillée de la série chronologique d'un indice de dispersion du PIB par tête entre ces pays.

¹² Naaoush, Sabah, *Économies et Finances des pays arabes*, Éditions AL QALAM, Paris, 1994.

Tableau 4: Rythme de convergence (avec variables muettes)

Période	$\hat{\beta}$	AFNORD	MOYORI	AFEST	AFOUEST	R ²	Nombre d'observations	Test de Hausman
1975 – 1995	0,0292 ^a (-3,514)	0,0522 ^a (3,803)	0,0561 ^a (3,499)	0,0328 (1,223)	0,0266 (0,989)	0,26	52	2,015 [0,155]
1975 – 1985	0,0307 ^b (-2,781)	0,0779 ^a (3,797)	0,0689 ^a (2,994)	0,0252 (0,620)	0,0355 (0,873)	0,38	26	0,614 [0,433]
1985 – 1995	0,0237 ^c (-2,050)	0,0245 (1,557)	0,0380 ^c (1,887)	0,0399 (1,344)	0,0168 (0,565)	0,33	26	3,166 [0,075]

Note: Les résultats sont obtenus grâce à une estimation en panel de l'équation (6) dans laquelle on ajoute des variables muettes régionales. Les mêmes sous-périodes sont utilisées: 1975-1980, 1980-1985, 1985-1990 et 1990-1995.

Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs du t de Student. Sont en gras celles qui sont significatives:

^a /au seuil critique de 1 pour cent,

^b /au seuil critique de 5 pour cent,

^c /au seuil critique de 10 pour cent.

La distribution des valeurs du test de Hausman suit ici une loi du χ^2 avec un degré de liberté. Les chiffres entre crochets sont les probabilités de rejet (p-value) associées au test de Hausman.

3. 2. 2/ Étude de la convergence σ

La convergence σ s'opère selon Barro et Sala-i-Martin (1995, p. 383) lorsque la dispersion, mesurée par exemple par l'écart-type du logarithme du revenu ou du produit par tête entre un groupe de pays ou de régions, décroît dans le temps. Le problème que suscite cette vaste définition est que dans la plupart des cas, l'évolution des séries chronologiques n'est pas monotone. En effet ces séries sont souvent affectées par des perturbations qui ne permettent pas toujours de qualifier avec précision le sens de leur évolution seulement à partir d'une inspection visuelle.

Ainsi, comme on l'a déjà noté précédemment, il est supposé dans cette étude à l'instar de Helliwell (1994) et Coulombe et Lee, (1995,1996) que la détection d'une racine unitaire dans la série chronologique de l'indice de dispersion signifie que la série suit un cheminement non stationnaire par rapport à la tendance et que de ce fait l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ ne peut être rejetée. À l'inverse on convient que cette hypothèse nulle est rejetée lorsque la série est stationnaire par rapport à une tendance décroissante.

Aussi tel qu'on l'a déjà noté, l'indice de dispersion choisi ici est l'écart-type du logarithme du PIB par tête entre les pays arabes et les tests de Dickey-Fuller augmentés sont utilisés afin de détecter la présence éventuelle d'une racine unitaire tout en tenant en compte de la possible autocorrélation des résidus. Auparavant il est opportun de procéder à une analyse visuelle de l'évolution de la dispersion des PIB par tête des pays arabes au cours de la période allant de 1975 à 1995.

La figure 1 montrait déjà que la dispersion de cet indicateur par tête a subi un choc majeur entre 1978 et 1980. Cette période coïncidant avec le second choc pétrolier, cela montre à quel point le niveau d'activité des économies arabes est sensible aux variations des cours du pétrole. Quoiqu'il en soit, l'observation de la

courbe de l'écart-type des PIB par tête (non pas celui de leur logarithme) montre que l'évolution des écarts de production entre ces pays est très contrastée. En effet, ces écarts s'amplifient d'abord très rapidement de 1975 à 1981, puis diminuent aussi rapidement jusqu'en 1986 avant de s'accroître de nouveau à partir de cette année-là jusqu'à la fin de la période.

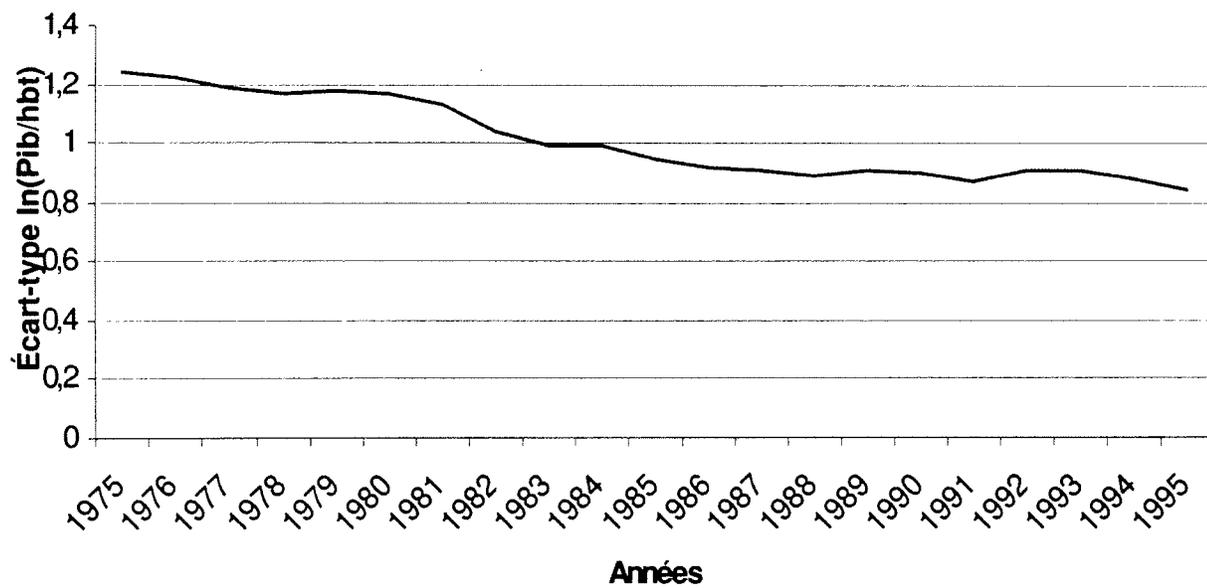
À l'opposé la série chronologique de l'écart-type du logarithme du PIB par habitant (voir figure 3 à la page suivante) évolue de manière monotone dans le temps et affiche une tendance déterministe à la baisse. Ainsi serait-on tenté en suivant la logique de Barro et Sala-i-Martin (1995) de conclure à une convergence σ . Toutefois l'observation minutieuse de la courbe permet de déceler ce qui semble être une rupture de tendance à partir du milieu des années 1980. De ce fait il est difficile de conclure à l'aide du graphique si la série est stationnaire ou non par rapport à la tendance. Dans tous les cas une simple inspection visuelle n'est guère suffisante pour déduire d'une convergence σ bien que l'évolution dans le sens de la baisse de l'écart-type du logarithme du PIB par tête le suggère fortement.

Pour lever cette indécision, on teste l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ (ou de présence d'une racine unitaire) à l'aide des tests de Dickey-Fuller augmentés. Appliqués dans cette présente étude à la série σ_t de l'écart-type du logarithme du PIB par tête des pays arabes, ces tests se basent sur l'équation suivante:

$$\sigma_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 \sigma_{t-1} + \sum_{j=1}^l \delta_j \Delta \sigma_{t-j} + e_t \quad (7)$$

où σ_t représente la série de l'écart-type du logarithme du PIB par tête, et l le nombre de décalages nécessaire pour éliminer l'effet de l'autocorrélation des résidus dans les estimations.

Figure 3: Évolution de l'indice de dispersion



Le principe de ces tests de Dickey-Fuller augmentés est d'estimer l'équation (7) par la méthode des moindres carrés ordinaires et de tester l'hypothèse nulle $\gamma_1=0$. L'acceptation de cette hypothèse nulle implique que la présence d'une racine unitaire ne peut être rejetée ou encore que la série σ_t est non stationnaire par rapport à la tendance. Dans ce cas la série σ_t est une marche aléatoire et affiche une dérive. Par contre si l'hypothèse nulle est rejetée, on peut considérer que la série σ_t est stationnaire par rapport à la tendance et que l'équation (7) peut s'écrire de la manière suivante:

$$\Delta\sigma_t = \theta_0 + \theta_1 t + \theta_2 \sigma_{t-1} + \sum_{j=1}^l \tau_j \Delta\sigma_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

en supposant que ε_t est un bruit blanc.

Les résultats des tests de Dickey-Fuller augmentés sont présentés dans le tableau 5. Ils montrent que l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ ne peut être rejetée pour la période allant de 1975 à 1995. Lorsqu'on procède également à une subdivision de la période en deux, l'une allant de 1975 à 1985 et l'autre de 1985 à 1995, la conclusion reste la même¹³. La présence d'une racine unitaire dans la série de l'indice de dispersion (l'écart-type du logarithme du PIB par tête des pays arabes) ne peut être rejetée au seuil critique de 10 pour 100 encore moins de 5 ou 1 pour 100.

¹³ Il est cependant à signaler que le nombre d'observations obtenu à la suite de cette subdivision est assez faible. Néanmoins les tests de Dickey-Fuller augmentés effectués pour la période 1975-1995 demeurent fiables.

Tableau 5: Tests de racine unitaire

Hypothèse nulle	Tests de Dickey-Fuller Augmentés			Valeur critique au seuil de 10 pour 100
	1975-1995	1975-1985	1985-1995	
Avec constante et trend $\theta_1=0$ (Test t de Student)	-0,53	-0,32	-3,09	-3,24
Nombre de décalages l	7	2	2	

Note: Ces tests de Dickey-Fuller augmentés effectués avec le logiciel TSP sont fondés sur l'équation suivante:

$$\Delta\sigma_t = \theta_0 + \theta_1 t + \theta_2 \sigma_{t-1} + \sum_{j=1}^l \tau_j \Delta\sigma_{t-j} + \varepsilon_t$$

Le nombre de décalages l a été choisi de manière à éviter une corrélation entre les résidus.

Cette conclusion est assez surprenante quand on sait que durant ces mêmes périodes et sous-périodes une convergence β s'est opérée entre ces pays à un rythme relativement élevé (supérieur à 2%). Elle l'est moins cependant quand on garde à l'esprit le fait que les économies arabes ont été marquée par de nombreuses perturbations pendant la période 1975-1995 notamment les chocs et contre-chocs pétroliers et la crise du Golfe. Or puisque la convergence σ est une fonction croissante de la convergence β mais décroissante des perturbations, il est normal que dans ces pays les deux concepts de convergence ne s'opèrent pas de manière concomitante.

4/ CONCLUSION

La question à laquelle cette étude a voulu apporter une réponse est celle de savoir si une convergence β et une convergence σ des PIB par tête des pays arabes s'est opérée au cours de la période allant de 1975 à 1995. Sur la base d'estimations et de tests économétriques, les résultats qui suivent ont été trouvés.

D'abord la preuve de l'existence d'une corrélation négative est établie entre le niveau initial du PIB par tête de ces pays et le taux de croissance de cet indicateur au cours de la période 1975-1995. Dans l'ensemble les taux de croissance annuelle moyens les plus élevés ont été enregistrés dans les pays dont le PIB par tête est faible au début de la période: Égypte, Oman, Tunisie, Maroc, Jordanie, Syrie, Soudan, Mauritanie, Algérie. Par contre les pays à revenus par tête élevé tels que le Qatar, les Émirats Arabes Unis, le Koweït et l'Arabie Saoudite ont connu une croissance moins rapide comparés aux premiers.

Il s'est ainsi opéré au cours de la même période une convergence absolue β des PIB par tête des pays arabes au rythme moyen de 2,6 %. Cependant le rythme de cette convergence a été plus élevé entre 1975 et 1985 qu'entre 1985 et 1995. En effet le rythme de la convergence des PIB par tête est de 2,87 % par an pendant la première décennie contre 1,97 % pendant la seconde. De surcroît l'inclusion de variables muettes régionales permet d'obtenir un rythme de convergence plus élevé. La réalisation d'une convergence absolue des économies arabes aurait pu être considérée comme un artefact statistique si l'évidence d'un gaspillage des pétrodollars n'avait été relevée dans les pays pétroliers.

Enfin bien que la dispersion des PIB par tête s'est réduite au cours de la période, l'hypothèse d'une absence de convergence σ ne peut être rejetée. En effet sur la base des tests de Dickey-Fuller augmentés la présence d'une racine unitaire a pu être détectée de manière significative. L'absence d'une convergence σ en dépit de

la réalisation d'une convergence absolue β s'explique certainement par les nombreuses perturbations qui ont affecté la dispersion des revenus des pays arabes à la suite des fluctuations des cours du pétrole.

Par ailleurs de ces résultats découlent quelques implications pour la politique économique des pays arabes. Ainsi la réalisation d'une convergence absolue de leur PIB par tête suggère qu'un « laissez-faire » devrait permettre le rapprochement de leurs revenus par tête à long terme. En d'autres termes un statu quo autoriserait le rattrapage des pays arabes les plus riches par les plus pauvres d'entre eux. Un tel résultat dénie l'optimalité de toute forme de politique publique autre que la promotion d'une mobilité accrue des facteurs de production qui d'après la théorie accroît le rythme de la convergence. Dans cette perspective la réalisation d'une intégration économique entre les pays arabes serait appropriée.

Toutefois étant donné qu'aucune preuve empirique d'une convergence σ n'a été décelée (c'est-à-dire une réduction dans le temps de la dispersion des PIB par tête), il est nécessaire dans le souci d'une réduction des inégalités de revenus entre les pays arabes de procéder à l'allocation de transferts intergouvernementaux et de renforcer la solidarité interarabe. Dans cette perspective redynamiser la Section «Coopération économique » de la Ligue arabe¹⁴ pourrait être une initiative pertinente. De telles politiques sont en effet doublement bénéfiques.

D'une part elles permettent d'accroître le rythme de la convergence absolue; de ce fait elles accélèrent le processus de rattrapage des économies riches par les économies pauvres.

¹⁴ La Ligue arabe est une organisation fondée au Caire le 22 mars 1945 et qui regroupe presque tous les pays notamment tous les treize pays arabes faisant l'objet de la présente étude. Référence est ici faite à la section «Coopération économique» qui est l'un des cinq conseils spécialisés de la Ligue arabe.

D'autre part ces politiques peuvent entraîner la réduction de la dispersion des revenus ou produits par tête et par conséquent permettre la réalisation d'une convergence σ . Toutefois il est certain que le processus de convergence σ sera toujours perturbé dans ces pays par les fluctuations des cours du pétrole aussi longtemps que les exportations de cette matière première représenteront la source de revenus la plus importante de certains d'entre eux. Tout au plus un système de péréquation des revenus du pétrole permettrait d'amortir l'effet de ces perturbations.

Dans la présente étude l'accent a été exclusivement mis sur la convergence des PIB par tête. Cependant il serait d'un grand intérêt de savoir si les revenus par tête des pays arabes ont également connu le même processus de convergence comme le suggère la théorie. Par ailleurs l'impact des chocs pétroliers sur le processus de convergence des pays arabes n'a pas été déterminé de façon précise. Ainsi si des recherches empiriques sont menées en vue de connaître cet impact, il en résulterait un avancement considérable de la littérature sur la convergence en général et sur celles des économies arabes en particulier.

Bibliographie

Barro, Robert, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, Mai 1991, 407-443.

Barro, Robert J. et Xavier Sala-i-Martin, "Convergence Accross States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.1, 1991, 107-182.

Barro, Robert J. et Xavier Sala-i-Martin, "Convergence", *Journal of Political Economy*, vol. 100, 1992, 223-251.

Barro, Robert J. et Xavier Sala-i-Martin, "*Economic Growth*", McGraw-Hill, Inc, New York 1995.

Bisat, Amer et Mohamed El-Erian et Thomas Helbing, "*Growth, Investment, and Saving in the Arab Economies*" IMF Working Papers, July 1997.

Cashin, Paul et Ratna Sahay, "Croissance économique régionale et convergence en Inde", *Finances & Développement*, Mars 1996, 46-49.

Coulombe, Serge et Frank C. Lee, "Regional Productivity Convergence in Canada", *Canadian Journal of Regional Science*, vol. XVIII : 1, Spring 1995.

Coulombe, Serge et Frank C. Lee, "Convergence Accross Canadian Provinces 1961 to 1991", *Revue canadienne d'économique*, vol. 28, 1995, 886-898.

Coulombe, Serge et Frank C. Lee, “Évolution à Long Terme de la Convergence Régionale au Canada”, *Série de documents de travail*, n° 11, Mai 1996.

Coulombe, Serge et Jean-François Tremblay, “*Capital Humain et Convergence au Canada*”, Université d’Ottawa, Novembre 1997.

Dickey, David A. et Fuller Wayne A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time-Series with a Unit Root”, *Econometrica*, vol. 49, n° 4, Juillet 1981, 1057-1072.

Johnston, Jack et John DiNardo, “*Econometric Methods*”, 4^{ème} édition, McGraw-Hill, New York, 1989.

Maddala, G. S., “*Introduction to Econometrics*”, 2^{ème} édition, Prentice-Hall, New Jersey, 1992.

Naaoush, Sabah, “*Économies et Finances des Pays Arabes*”, Éditions Al Qalam, Paris.

Pritchett, Lant, “Quelle Convergence? Passé, Présent et Futur de la Divergence”, *Finances & Développement*, vol. 33, n° 2, Juin 1996.

Solow, Robert M., “A contribution to The Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, 1956, 65-94.