

Bernard LANDAIS

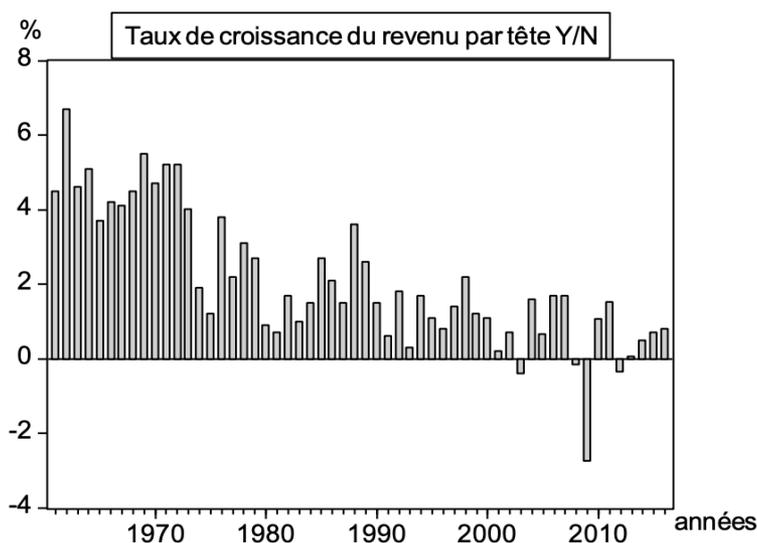
Université de Bretagne-Sud

landais-bernard@wanadoo.fr

STAGNATION DE LA CROISSANCE FRANÇAISE

Le constat de baisse tendancielle de la croissance française n'est plus à faire. Au bon temps du miracle français, sous Georges Pompidou, les taux de croissance du PIB par tête avoisinaient les 5 % mais ils sont passés à 2 % après 1975 et à moins de 1 % depuis 1990 (hors crise). Cette stagnation française mérite réflexion, d'autant que le pouvoir d'achat réel hors prélèvements connaît probablement une évolution encore pire.

Graphique 1 : La stagnation française



Source : calculs de l'auteur

MIE

Rien de tel qu'un bel acronyme pour nous mettre en appétit. Il signifie Modèle à Investissement Effectif⁵⁹. Selon cette approche, la croissance du produit dépend de l'expansion de quatre facteurs : l'agrégat des procédés et nouveautés techniques A, le travail L, le capital physique K et le capital humain dédié à la production H1. Les précède ce qu'on nomme le facteur d'organisation O qui regroupe les fonctionnements institutionnels publics et managériaux ainsi que les équipements donnant son efficacité à la combinaison productive.

Le résultat principal d'une manipulation mathématique élémentaire, à partir de la fonction de production, est une équation de croissance du revenu par tête exprimée comme suit :

$$d\text{Log}(Y/N) = d\text{Log} O + \alpha_A d\text{Log} A + \alpha_L d\text{Log} L + \alpha_K d\text{Log} K + \alpha_{H1} d\text{Log} H1 - d\text{Log} N$$

Les expressions « dLog » signifient « taux de croissance », les paramètres α_i représentant les élasticités de la production par rapport aux divers facteurs évoqués (leur somme peut être supposée proche de 1) ; N est la population totale et son taux de croissance dLogN.

Pour obtenir le taux de croissance de l'économie (de PIB/N) il suffit de cumuler les progressions des facteurs et de O. L'originalité du modèle ne réside pas seulement dans cette présentation mais plus profondément dans deux aspects :

- MIE ne prévoit pas une mais trois catégories de capital humain H1, H2, H3 (voir encadré-ci-dessous).

- Les diverses croissances des facteurs appelées à garnir l'équation précédente sont considérées comme des fonctions d'investissement effectif accrochées à des comportements d'agents précis et s'interdisant toute facilité de détermination exogène. La place de l'Etat est objectivement énorme dans

⁵⁹ MIE est un modèle néoclassique en voie d'achèvement. Outre l'équation commentée dans le texte, il propose des fonctions d'investissement interdépendantes pour chaque catégorie de facteur.

ce dispositif car il est présent dans toutes ces fonctions d'investissement (accumulation de capital physique et humain sous leurs diverses formes, développement du niveau technique, offre du facteur travail et taille de la population) sans oublier son rôle clef dans l'évolution du facteur d'organisation O.

Encadré N° 1 :

VARIÉTÉS DE CAPITAL HUMAIN

Soit H1 la masse des connaissances et compétences déployées par la main d'œuvre pour réaliser la production de biens et services. H1 étant appliqué au travail L, sa rémunération fait partie globalement de la rémunération du travail. Ce facteur H1 se constitue par l'instruction de base d'origine familiale et scolaire, l'enseignement technologique aux divers niveaux ainsi que par des enseignements supérieurs de type didactique (Gestion, Droit, Médecine, Sciences...). Il profite aussi de la formation permanente. Ce capital humain progresse encore par l'« effet d'apprentissage », le fameux « learning by doing » découvert par Erick Lundberg et Kenneth Arrow.

Soit H2 ou E (Entrepreneuriat) le capital humain exprimant une capacité à mettre en place de nouveaux éléments de capital par l'investissement. Cette forme de capital humain, que l'on peut aussi dénommer « audace créatrice » exprime l'aptitude à mesurer, maîtriser et surmonter le risque impliqué par les investissements. Elle suppose une certaine « âpreté au gain ». En partie héritage naturel et familial, elle est encouragée par une éducation insistant sur la complexité, la culture, le jugement et surtout respectant la liberté individuelle et la créativité. Par contre, elle souffre de certaines institutions ou évolutions mentales, religieuses et sociales et en particulier des accents mis sur la conservation, la sécurité et l'égalité

La troisième forme de capital humain H3 est l'aptitude à découvrir et appliquer de nouvelles idées et par suite à augmenter le stock des procédés mis en œuvre. Elle se cultive beaucoup mais pas seulement, à l'aide d'enseignements de haut niveau et grâce aux mesures destinées à accroître le nombre de futurs chercheurs, par exemple en évitant leur déclassement social et les diversions. Comme H2, cette forme de capital humain se nourrit d'une éducation ouverte sur le risque, la culture et la réflexion personnelle, capable de transgresser les conformismes scientifiques et sociétaux. Le niveau technique A est l'ensemble d'idées avec lequel on peut préparer la production soit dans sa nature même, un produit nouveau par exemple, soit dans les moyens utilisés.

Partant de cette présentation, il est loisible d'examiner la place réservée à l'étude de la stagnation de certaines économies développées. En insistant sur le cas français, on fera l'hypothèse selon laquelle cette stagnation est largement reliée à l'ampleur et aux actions de l'Etat. Cette idée n'est évidemment pas la seule théoriquement possible à l'intérieur de MIE mais elle s'accorde à la place immense qui leur est réservée par le modèle, pour le meilleur et pour le pire. Pour la France plus spécifiquement, elle s'accorde aussi avec la coïncidence d'une progression continue de la sphère publique dans les périodes où se préparait et se constate le déclin du potentiel économique national. L'Etat est mis en cause parce qu'il pose des freins aux investissements des facteurs ou ne contribue pas suffisamment à les développer.

Ainsi, les causes de la stagnation du PIB par tête de la France semblent être les suivantes :

- Une progression insuffisante du capital physique $d\text{Log}K$ liée à celle des investissements effectifs.
- La redescente du capital humain $d\text{Log}H1$.
- Une évolution régressive du facteur d'organisation O .

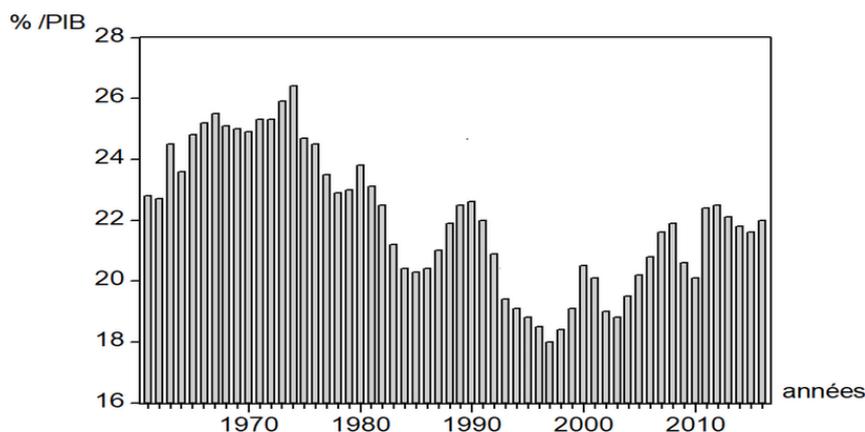
L'Etat est « mouillé » de différentes façons dans cette évolution ; il y est même impliqué jusqu'au cou et principalement par la fiscalité, le droit et l'éducation. Une politique de l'offre digne de ce nom serait donc amenée à agir sur ces trois plans.

Investissements insuffisants en capital physique

Ce titre pourrait sonner comme une tautologie. Comme les investissements commandent la croissance, ils dépendent aussi de ces forces de croissance elles mêmes et ne sont pas une force exogène. On pourrait dire peut-être qu'il en est comme d'un résultat d'une course cycliste (la croissance) à propos de laquelle on se bornerait à déclarer que celui qui gagne est celui qui appuie le plus fort sur les pédales (les investissements). Pour justifier l'analyse d'insuffisance, il faut donc trouver des causes exogènes en amont de la fonction d'investissement, par exemple l'idée que pour un certain coureur, le pédalier est bloqué. C'est

ce que nous examinons maintenant pour la France où le taux d'investissement s'est effectivement réduit en tendance (graphique 2).

Graphique 2 : Taux d'investissement en France (1961-2016)



Source : Données Eurostats

La fonction de progression nette du capital comprend ces variables explicatives : le profit anticipé à base de productivité marginale du capital, les taux d'imposition, le capital humain entrepreneurial, les conditions de la mondialisation (ouverture et puissance), les évolutions administratives, la qualité de la politique conjoncturelle d'évitement des crises et fluctuations et enfin le taux d'obsolescence du capital existant.

Certaines de ces variables attirent l'attention sur une diminution du désir et de réalisation des projets conduisant à une augmentation du capital physique. L'imposition effective moyenne des bénéfices est en France de l'ordre d'un tiers et l'une des plus fortes du monde. Même si la productivité marginale du capital reste correcte, les incitations à l'investissement en sont fortement réduites. Cette imposition s'est aggravée sous François Hollande, à une époque où la plupart des pays la réduisaient et où globalement la concurrence des autres

pays du monde (y compris européens) pour attirer les projets se renforce. Les autres charges de type fiscal ou social ne permettent en aucun cas de la compenser, bien au contraire. La seule bonne nouvelle est qu'il y a de la marge pour une politique de réduction rapide de cette fiscalité. Il sera à cet égard intéressant de suivre les conséquences sur l'investissement des réformes fiscales américaines de 2018 dans un pays qui partait lui-même d'assez loin. La réforme fiscale de bon sens réalisée par Donald Trump marque un changement des mentalités et devrait débloquer la réflexion en Europe (savons-nous penser les réformes salutaires par nous-mêmes ?) avant, peut-on espérer, que ne se vérifie la prophétie de Keynes sur ce qu'il advient toujours en « long terme ». Au plan opérationnel, la réduction d'impôts fait partie du club très restreint des mesures susceptibles de relancer très vite l'investissement et la croissance. A condition qu'elle soit crédible, une simple annonce suffit. L'annonce la plus crédible serait le déclin des dépenses publiques ...

Une deuxième raison de l'insuffisance des investissements est le progressif affaiblissement de la capacité à affronter et à gérer le risque. On assiste à une baisse progressive du capital humain de type H2. Or, **H2 est le catalyseur qui dirige l'effectivité de l'investissement**. Un travail d'auteurs de la Federal Reserve Bank of Saint Louis, Nestor Gandelman et Rubén Hernández-Murillo⁶⁰, offre une occasion d'illustrer concrètement la situation française. Les auteurs ont calculé le *coefficient d'aversion face au risque (r)* pour 75 pays. Révélant la très forte dispersion des estimations au sein de ce groupe, il fournit des comparaisons entre ces pays. La moyenne étant proche de 1 pour l'ensemble, on observe une valeur de 1,43 pour la France, contre 0,35 pour l'Irlande, 0,77 pour l'Allemagne, 0,83 pour le Canada... Seules la Belgique, avec 1,55 et Taiwan avec 2,45 dépassent notre taux national d'aversion pour le risque dans les pays développés (calculs pour 2006).

Le glissement est ancien, débutant à peu près du milieu des années soixante-dix, par une évolution des mentalités vers la recherche de sécurité et une éducation

60 Nestor Gandelman et Rubén Hernández-Murillo (2015) : « Risk Aversion at the Country Level », FRB Saint Louis Review (1er trimestre).

des enfants en rapport. L'Etat a beaucoup contribué à instiller ces sentiments de crainte permanente de l'accident, de la maladie et des risques normaux de l'existence. Les medias ont constamment relayé ce courant qui correspond à l'émergence de nouvelles formes de socialisme « feutré » où toutes les catégories de peurs (santé, accident, pollution, réchauffement, inégalités...) qui sont agitées et grossies en permanence, autorisent l'Etat à réglementer la vie des gens et des entreprises jusque dans le moindre détail. L'Etat renforce ainsi sa légitimité morale de plus en plus vacillante. L'école véhicule cette tendance à jet continu et apprend aussi à rejeter les « inégalités » y compris quand elles sont liées au mérite et à l'implication des parents. Sous la houlette « sécurisante » d'un corps enseignant féminisé à l'excès, elle uniformise la formation des garçons et celle des filles, tirant celle-là vers celle-ci.

Quelques décennies passées et l'égalitarisme imprègne également notre vie sociale et économique tout autant que le refus du risque. On aurait tort de penser naïvement que toutes ces tendances n'ont pas de répercussions sur l'entrepreneuriat et la recherche, c'est-à-dire l'attrait, la faculté de créer et celle de réaliser des projets économiques dans un univers incertain.

La littérature évoque les relations de long terme entre l'entrepreneuriat (proche de H2) et certaines variables fondamentales, démographiques par exemple. C'est ainsi que James Liang, Hui Wang et Edward Lazear ⁶¹ concluent que plus une société vieillit, plus le taux agrégé d'entrepreneuriat est susceptible de diminuer. Selon le « Global Entrepreneurship Monitor », l'accroissement d'un an de l'âge médian d'un pays diminue les créations de nouvelles entreprises de 2,5 %. Mais cette relation exprime autant une concordance qu'une implication ! En effet, avoir des enfants est une forme d'investissement, d'engagement. Par conséquent, les sociétés « adversaires du risque » telles que les nôtres sont aussi celles qui vieillissent le plus.

61 James Liang, Hui Wang et Edward Lazear (2014) : « Demographics and Entrepreneurship », NBER Working Papers, Septembre.

La France a hissé le « principe de précaution » au sommet de son droit. Cette disposition, qui entérine une puissante évolution, a fait l'objet d'une demande de suppression de la part de la « commission Attali » mandatée par le Président Sarkozy en 2007, demande restée sans réponse jusqu'à présent. Cette suppression changerait-elle grand-chose à la situation si la « puissante évolution » sous-jacente se perpétue ? Pas sûr... mais elle n'en est pas moins nécessaire aux titres du symbole et de la confiance en un retournement nécessaire de tendance. Comme le dit Michel Malherbe⁶²: « *Le progrès ou le recul d'une société dépend étroitement de son système de valeurs* ».

Certes, les mentalités n'ont pas évolué seulement dans les domaines de l'égalitarisme et du refus de risque. On pourrait évoquer bien d'autres évolutions majeures durant ces dernières décennies. Les attitudes face à la vérité (sans doute les plus importantes, comme nous l'ont appris les dissidents soviétiques : les pouvoirs reposent souvent sur le mensonge, le pouvoir totalitaire sur le mensonge total et les pouvoirs détaillés sur des mensonges nombreux), aux engagements personnels, à la vie, à la religion et bien d'autres se sont également modifiées de façon spectaculaire depuis les mêmes dates. Elles sont d'ailleurs reliées entre elles en une sorte de synergie descendante et peuvent aussi avoir des répercussions sur les diverses catégories de capital humain et sur les institutions utiles à la croissance. Mais l'égalitarisme et le refus du risque sont à mon sens, avec le taux d'imposition, les deux causes principales de la stagnation économique de la France, les autres éléments se situant plutôt en amont dans la dérive observée. Ceci posé, en revenant à la politique de l'offre nécessaire, convenons qu'il faut beaucoup de temps et de conviction pour redresser les mentalités et les effets ne se font sentir qu'avec des délais considérables ; l'arrêt du déclin passe d'abord et avant tout par une révolution à 180 degrés du système éducatif. Le ministre de l'Education Nationale, Jean-Michel Blanquer, semble l'avoir compris...mais ira-t-il assez loin ? Il est aussi concerné par la suite...

62 Michel Malherbe (2010) : « Les langages de l'humanité » Robert Laffont.

La redescente du capital humain mettant en œuvre la production (H₁)

La littérature montre la difficulté de calculer le capital humain destiné à l'effort productif et par conséquent celle de suivre correctement son évolution. Nous disposons seulement de quelques traces de l'effort national fourni, traces consignées dans les différents classements internationaux sur la qualité des formations des élèves et étudiants à différents stades de leur formation. On peut aussi compter sur l'expérience d'enseignant universitaire sur la même période que la stagnation économique, des années soixante-dix à maintenant. Malheureusement, les deux concordent à peu près...

Les classements PIRLS (Programme international de recherche en lecture scolaire) et PISA (Programme international pour le suivi des acquis des élèves) sont peut-être les plus connus ; le premier correspond à des enquêtes menées auprès d'écoliers de CM1 de 50 pays du monde sur leur compréhension de textes littéraires. En 2016, avec un score de 511 points, les écoliers français se situent légèrement au-dessus de la moyenne internationale (500) mais en dessous de celle de l'OCDE (541) et de la moyenne européenne (540). Leur classement les place au trente-quatrième rang des cinquante pays et au dernier en Europe. Par comparaison avec une étude analogue menée en 2001, où son score était de 525, la position de la France se dégrade. Le détail du constat fait voir aussi la concentration des infériorités aux deux extrémités de l'éventail des performances individuelles avec notamment une forte proportion d'écoliers scolarisés en France parmi le groupe le plus faible.

Les constatations faites à partir des enquêtes PISA (celle de 2015 notamment) complètent les précédentes pour des jeunes de 15 ans. Le score des jeunes Français pour les diverses performances en sciences, compréhension de l'écrit et mathématiques se situe au milieu de tableau, légèrement au-dessus de la moyenne des 70 pays de l'enquête mais inférieur à celui de presque tous les pays européens de l'Ouest. Là encore, les performances s'abaissent.

Il serait tentant de reprocher ce recul aux enseignants. La mainmise des « pédagogistes » sur l'enseignement est probablement une des causes des mauvais résultats de l'accumulation du capital humain mais ça ne paraît pas suffisant ; ce qui l'est plus c'est la situation des écoles et universités face aux exigences démesurées du corps social et des politiques. Ces derniers demandent à l'école d'assurer l'intégration d'une population d'enfants culturellement éloignés de la norme française traditionnelle avec un soutien familial d'acquisition de capital humain très insuffisant ou même régressif. Les disparités géographiques des résultats aux divers examens (évaluations primaires, brevet des collèges, baccalauréat) sont révélatrices de cette situation liée à l'immigration. A un âge plus élevé et pour d'autres raisons, la tâche confiée aux universités est également démesurée. Les niveaux à l'entrée sont très disparates et la sélection est rejetée. Il en résulte une évidente baisse du niveau mais surtout le glissement progressif des enseignements universitaires vers la simple prescription et la mise en œuvre de protocoles « professionnalisants » de rang médiocre, au détriment de la culture, de la réflexion, de l'innovation et du débat d'idées.

Les politiciens se gargarisent aussi d'objectifs creux, de pourcentages accrus de réussite complètement sans signification et d'une confusion entretenue entre les diplômes et la formation obtenus. Ils se sont encore entichés des « joujoux informatiques » et de l'acquisition par les jeunes d'une aisance de communication superficielle, acquisition qu'ils font très bien tout seul et à l'excès, sans se rendre compte qu'un sevrage raisonné de ces outils est la clé de l'acquisition des connaissances et de la réflexion vraiment utiles.

Pour toutes ces raisons et sans risque de se tromper beaucoup, on peut affirmer que l'accroissement du capital humain H1 et celui du capital humain de recherche H3 sont négatifs et à tout le moins trop faibles. On n'oubliera pas que les agrégats nationaux (virtuels) de capital humain tiennent aussi compte des départs à la retraite de populations actives nombreuses et souvent bien formées, ayant souvent accumulé des connaissances par l'effet d'apprentissage. La place dans le classement d'acquisition du capital humain doit être comparée à celle du classement du PIB par habitant qui reflète des acquisitions passées

des divers facteurs et par conséquent celle du capital humain lui-même. Dans le contexte actuel, maintenir simplement le capital humain à sa valeur atteinte est déjà méritoire.

Quelles sont les conséquences de cet affaiblissement ? Ceci se traduit d'abord en termes de productivité, ce dont l'équation de croissance rend compte directement. Mais le modèle MIE nous apprend aussi autre chose : l'« offre de travail » n'est pas seulement une offre de travail mais une offre conjointe du travail (heures) et du capital humain associé. Sur le marché du travail, toute baisse du capital humain pour une personne donnée réduit le salaire proposé par l'employeur. L'existence de planchers, de règles uniformes, l'absence de souplesse dans les basses rémunérations (officielles...) créent alors une vague de chômage « classique » et font monter un « taux naturel » difficilement réductible. Le taux de chômage, en permanence en France autour de 10 % et souvent bien plus fort pour les jeunes, est en réalité un symptôme de la baisse du capital humain, au moins pour la partie « fragile » de la population active. Le phénomène est accentué par le démantèlement progressif du dispositif de politique familiale, trop souvent confondue avec politique sociale et qui ne promeut plus l'offre de travail à fort contenu en capital humain.

Les mouvements de longue période mènent ainsi à un accroissement de l'écart entre la croissance de la population et celle de l'emploi effectif alors même que la France est déjà un pays où le taux d'activité est faible et le taux de dépendance élevé. Dans l'équation de croissance, l'élément négatif « $d\text{Log}N$ » l'emporte sur l'élément positif « $d\text{Log}L$ ». La seule politique possible à court terme est le relèvement de l'âge de la retraite dont on voit qu'il donne au capital humain H_1 un coup de pouce significatif. Cette politique ne s'impose pas seulement en raison d'une nécessité d'équilibre financier des retraites mais pour accroître la production et le revenu national.

Une évolution régressive du facteur d'organisation O

D'autres pistes s'ouvrent pour éclairer les raisons du décrochage de croissance français. Pour la France, le facteur O est probablement en cause. Ce facteur a évolué dans le temps et rien ne garantit que cette évolution soit toujours ou suffisamment dans la bonne direction. Vu le flou de sa définition et son caractère composite, il sera néanmoins toujours bien difficile de prouver de façon convaincante en quoi sa croissance n'est pas suffisante. En point de départ de cette démonstration impressionniste, rappelons donc simplement son lien avec celui des « valeurs » évoqué plus haut.

Comme nous l'avons vu, les évolutions des mentalités sont une cause des insuffisances de projets et d'investissement de toute nature mais on peut aussi affirmer qu'elles inspirent des changements dans la façon dont l'Etat oriente les trajectoires économiques et sociales à travers les lois, les règlements, les équipements et le fonctionnement effectif des institutions administratives, judiciaires et d'organisation. Ainsi par exemple, le sens de la propriété privée et son respect effectif par les institutions s'effiloquent dangereusement : le caractère confiscatoire de la pression fiscale et l'habitude prise par l'Etat de pénaliser monétairement plusieurs facettes de la liberté d'usage en sapent significativement le fondement. Les diverses formes de propriété privée sont successivement dénigrées et réduites et cela ne laisse au final aucun doute quant à la dépossession progressive des propriétaires dans l'exercice des droits traditionnels « usus, fructus, abusus » du Code civil. L'idée selon laquelle seul l'Etat est légitimement propriétaire et qu'il « concède » ou « tolère » seulement les droits de chacun plus qu'il ne les « garantit », s'insinue dans les esprits notamment ceux des jeunes générations et ceux des médias.

Pour former et suivre O et se porter au niveau du modèle, on peut tenter de rassembler divers aspects de l'environnement institutionnel, matériel et mental de l'économie. A cet effet, des statistiques internationales existent, qui montrent assez bien la situation d'ensemble de nos institutions publiques face à la croissance, sous l'hypothèse ici faite que la croissance dépend des comportements et des incitations.

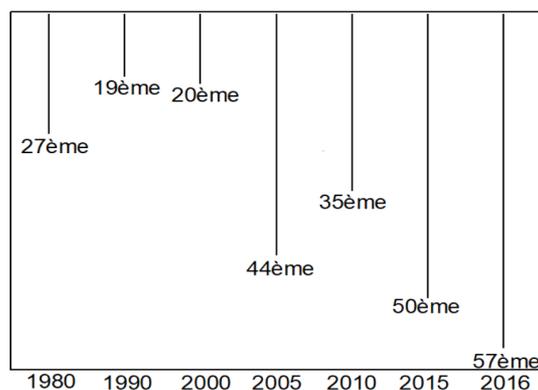
L'institut canadien Fraser et le « Cato Institute » co-publient chaque année un classement des 162 pays du monde selon leur degré de liberté économique (indice composite EFW). Sa dernière analyse, publiée en septembre 2018 (tableau 1 et graphique 2) synthétise nombre d'éléments évoqués dans le facteur d'organisation du modèle MIE : **poids de l'Etat, système juridique et droits de propriété, solidité de la monnaie, liberté du commerce extérieur et réglementation**, eux-mêmes décomposés en observations de base. Cet indice présente des limites, notamment celles de ne pouvoir toujours déterminer l'effectivité des institutions et des actions citées. On n'oublie pas non plus la difficulté des problèmes d'agrégation des différentes branches de l'indice. Mais, en dépit de ces insuffisances classiques, l'analyse des positions relatives entre pays du monde et celle de leur évolution dans le temps renforcent la thèse d'une « exception française ». On observe le classement général de la France en 2016 : 57^{ème} sur 162 et dernier pays de la zone euro.

Tableau 1 : Indice de liberté économique (EFW)

	1980	1990	2000	2005	2010	2015	2016
France	6,05	7,04	7,47	7,31	7,42	7,35	7,25

Légende : La note maximale est 10, une moyenne des 5 indices particuliers cités dans le texte.

Graphique 2 : Classement de la France pour l'indice de liberté économique



Source : « *Economic Freedom of the World : 2018 Annual Report* » (Fraser and Cato Institutes)

Mais surtout, un regard rétrospectif indique que le classement se décale dangereusement dans le temps, avec des places de 19^{ème} en 1990, notre meilleure position, 29^{ème} en l'an 2000 et 35^{ème} en 2010. Le mandat de François Hollande (2012-2017), président socialiste, marque logiquement un déclassement accéléré mais ceux de Jacques Chirac, en cohabitation explicite puis implicite (de 1997 à 2007) n'étaient pas mal non plus.... Celui de Nicolas Sarkozy (2007-2012) a juste marqué une pause dans le glissement.

Dans cette étude, le seul élément plutôt favorable, trouvé dans le détail des tableaux particuliers non reproduits ici, est l'existence d'infrastructures publiques de bonne qualité ⁶³.

La croissance se déroulant dans un contexte de compétition, sinon de guerre économique, il est clair que la médiocrité de la position relative de notre environnement administratif et juridique français est aussi un handicap majeur au maintien et à l'attraction du capital physique et du capital humain.

CONCLUSION

Les raisons du décrochage français sont donc nombreuses : insuffisance de plusieurs formes d'investissement (K, H2, H1) et en amont, affaïssement de certains ressorts sociétaux et des mentalités. La responsabilité des hommes politiques est évidente sur le long terme même si elle n'est pas la seule. De plus l'Etat « organise » moins bien l'économie et son système de motivations représenté dans O est défaillant.

⁶³ : Encore faut-il distinguer entre les équipements publics en question et mesurer leur apport à l'activité. Boucher les rues en installant des ralentisseurs ou des systèmes de péage a-t-il le même effet économique que (**ne pas**) réaliser l'aéroport international Notre Dame des Landes ? Enfin, l'opinion générale, étayée sur diverses études de la BCE et du FMI, est que les investissements publics ont des rendements marginaux qui décroissent avec le niveau de développement.

Des solutions pour un renouveau existent sur tous ces plans et à court terme, les allègements fiscaux et l'inversion du mouvement relatif de la population et du travail en représentent les premières étapes. Les autres étapes à long terme seraient l'extension du capital humain, quantitativement et surtout qualitativement, développant le goût du risque et de la recherche. Les enseignements et une ambiance familiale et sociale tournés vers plus de responsabilité personnelle et de liberté devraient y contribuer.

S'agissant maintenant de l'avenir de la croissance on devrait aussi réfléchir au trio « mondialisation-puissance-croissance » que met en scène MIE. Jusqu'à ce jour, la France a pu s'appuyer sur l'investissement considérable en « *puissance* » que représente son histoire et notamment au XXème siècle, l'action du Général de Gaulle, « *puissance* » qui lui a permis depuis d'éviter de peu la régression économique. Qu'en sera-t-il demain ?

SPÉCIAL CROISSANCE**Marta C. N. SIMÕES**

Université de Coïmbra

mcsimoes@fe.uc.pt

Adelaide P. S. DUARTE

Université de Coïmbra

maduarte@fe.uc.pt

João A. S. ANDRADE

Université de Coïmbra

jasa@fe.uc.pt

**PERSPECTIVES DE CROISSANCE POUR LE
PORTUGAL ET LA DIVISION NORD-SUD
DANS L'UE₁₄ :
UNE ANALYSE A SEUILS SELON LE
CHANGEMENT STRUCTUREL**

Après la crise politique et la crise économique des années 70, le Portugal a connu quelques années de croissance économique rapide (et supérieure à la moyenne), accompagnant la préparation et l'adhésion à l'Union européenne et la participation en tant que membre fondateur de la zone euro. Ce processus a toutefois cessé depuis le début du 21^{ème} siècle et ce changement du rythme de croissance a été exacerbé par la Grande Récession ((Simões, Andrade, & Duarte, 2014); (Andrade, Duarte, & Simões, 2014)). À partir de 1999-2000 environ, la croissance économique a sensiblement ralenti, le secteur des biens non échangeables a renforcé son rôle de point d'ancrage de l'économie et de la croissance et la productivité a stagné, voire diminué. Bien que la plupart des

États membres de l'UE soient entrés dans une période de crise économique et de difficultés financières après 2007-2008, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et l'Espagne, principalement des pays du sud de l'Europe ont vécu une crise d'une ampleur majeure. Toutefois, à la veille des événements antérieurs, les membres de l'UEM affichaient déjà des différences notables en termes d'indicateurs économiques et financiers. Ces pays du sud ont également souffert de plusieurs déséquilibres macroéconomiques à moyen et long terme. Cette fracture entre les pays du nord et du sud de l'Europe a des conséquences potentiellement importantes en termes de performance macroéconomique à long terme notamment pour le Portugal.

L'un des principaux arguments théoriques à l'appui de l'impact négatif du secteur des biens non échangeables en expansion sur la croissance est que le secteur manufacturier, qui produit des biens échangeables, est le moteur de la croissance. C'est où le progrès technologique et les économies d'échelle ont lieu, lesquels sont à la base de l'amélioration de la productivité et donc d'une croissance plus rapide. Par ailleurs, les biens non échangeables sont principalement associés aux services, considérés comme des secteurs technologiques stagnants et à faible potentiel d'amélioration de la productivité, (Baumol, 1967). Alexandre & Bação, (2013) examinent l'évolution du secteur des biens non échangeables dans l'économie portugaise depuis le milieu des années 1950 et concluent que, la tendance à la dominance des services était similaire à celle des autres pays de l'UE, cependant le changement au Portugal a été plus rapide et a eu lieu au détriment de l'industrie sur la période 1995-2009. Selon l'(OECD, 2014), l'économie portugaise a été confrontée à un problème structurel de faible concurrence sur les marchés de produits, et en particulier dans les secteurs non échangeables, ce qui a un impact négatif sur la productivité multifactorielle. De plus, l'OCDE (2014), p.6, mentionne que «(...) Les exportateurs portugais continuent d'être désavantagés par rapport à leurs concurrents internationaux dans un certain nombre de dimensions, notamment en ce qui concerne l'accès aux inputs provenant des secteurs non échangeables (...)», ce qui renforce nos préoccupations concernant les impact négatif sur la croissance du secteur des biens non échangeables soumis à une croissance

rapide et éprouvant une position dominante. Le FMI dans le rapport 2015 sur le Portugal fait remarquer que ce secteur offre des possibilités de *rent-seeking* contribuant de ce fait à une affectation défailante des ressources.

Afin de mieux comprendre le processus de croissance du Portugal dans l'UE et la division Nord-Sud qui la caractérise, dans ce papier nous appliquons un modèle à seuils pour estimer une régression de la croissance pour un échantillon de quatorze États membres de l'UE sur la période 1980-2011. Notre objectif est d'identifier les déterminants de la croissance pertinents pour le Portugal, en tant que membre de l'UE, en supposant que le signe et l'ampleur des déterminants pertinents de croissance varieront avec l'importance économique du secteur des biens non échangeables. À cette fin, nous appliquons une méthodologie d'estimation qui permet de capturer les non-linéarités dans les relations de croissance : le modèle à seuils de (Hansen, 1999). Cela semble être une approche appropriée compte tenu de la croissance rapide du secteur des biens non échangeables au Portugal et de son impact potentiellement négatif sur la croissance dû à la baisse de la productivité, aggravant dans cette façon la division Nord-Sud dans l'UE. Notre modèle de croissance inclut les facteurs de croissance et de convergence mis en évidence par les prédictions théoriques et les confirmations empiriques obtenues par la littérature sur la croissance économique au cours des dernières décennies ((Doppelhofer, Miller, & Sala-i-Martin, 2004); (Moral-Benito, 2012); (Moral-Benito, 2015); (Durlauf, Johnson, & Temple, 2005), et (Sala-i-Martin, 1997)).

Nous examinons d'abord des différences entre les pays du Nord et du Sud de notre échantillon ainsi que le récent processus de croissance et de convergence de l'économie portugaise, axé sur la période 1980-2011, en le comparant à l'économie moyenne de l'UE14⁶⁴ et en tenant compte la division entre les pays du Nord et du Sud de notre échantillon.

64 Ce groupe inclut les 14 pays suivants : Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Allemande, Grèce, Irlande, Italie, Hollande, Portugal, Espagne, Suède et le Royaume-Uni.

Ensuite, nous appliquons la méthodologie du modèle à seuils de Hansen pour estimer un modèle de croissance empirique pour l'échantillon de l'UE14. Par la suite nous identifions les régimes pour le Portugal et nous esquissons un certain nombre d'implications pour une meilleure compréhension du processus de croissance et de convergence portugais tout en soulignant le rôle éventuel de la domination croissante de l'économie par le secteur des biens non échangeables.

1. Croissance et convergence : Portugal et l'UE pendant la période 1980-2011

L'évolution du PIB réel portugais par habitant dans l'UE14, de 1980 à 2011, suggère que la période analysée peut être divisée en deux sous-périodes. En 1980, le Portugal a enregistré un faible PIB réel par habitant se situant à un peu moins de 58% de la moyenne de l'UE14. De 1980 à 1999, la situation s'est améliorée à 69% de la moyenne de l'UE. À partir de 1999, cependant, le Portugal a entamé une période de stagnation au cours de laquelle son PIB par habitant est resté en grande partie inchangé par rapport à la moyenne de l'UE14 et, en 2011, il n'était qu'à 64,7%⁶⁵. Le graphique 1 contient les fonctions de distribution du PIB réel par habitant de l'ensemble de notre échantillon de 14 États membres de l'UE sur la période 1980-2011, et montre que l'absence de rattrapage observé par le Portugal n'était pas spécifique à ce pays puisque la distribution de l'output de l'UE14 conserve sa structure bimodale pendant toute la période. De toute façon si on divise l'UE14 dans les deux sous-groupes Nord et Sud⁶⁶, le comportement bimodal disparaît soit pour le Nord soit pour le Sud prouvant que la convergence réelle y a eu lieu (voir Graphiques 2 et 3).

Pour l'ensemble de la période 1980-2011, le Portugal a connu une croissance annuelle moyenne du PIB réel par habitant et par personne engagée plus rapide que la moyenne de l'UE14. Cependant, le processus de croissance et

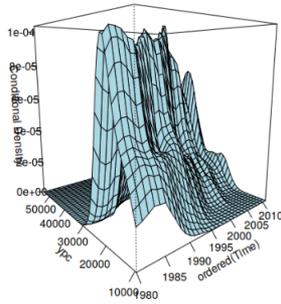
65 Source: calculs des auteurs basés sur les données du PWT 8.1.

66 Le groupe des pays du Sud comprend l'Espagne, la Grèce, l'Italie et le Portugal. Le groupe des pays du Nord comprend les pays de l'UE14 (voir note de bas de page précédente) moins le Sud.

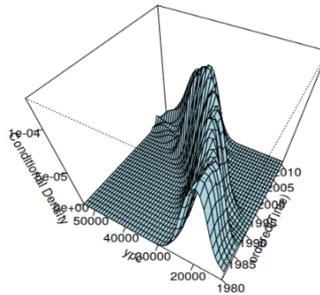
de convergence portugais en termes de PIB réel par habitant après l'adhésion à l'UE n'était pas uniforme. En fait, il peut être divisé en deux sous-périodes : 1980-2000, une sous-période de convergence au cours de laquelle le Portugal a connu une croissance plus rapide que la moyenne de l'UE14, à savoir 3,81% et 2,85%, respectivement ; et une sous-période de stagnation et de divergence à partir de 2000, lorsque son taux de croissance a ralenti pour atteindre des chiffres inférieurs à ceux du groupe de référence, respectivement 1,11% et 0,84%. L'évolution des rythmes de croissance au Portugal a inversé le différentiel de croissance positif avec l'UE14 enregistré avant 2000.

Graphiques 1, 2 et 3 : Fonctions de distribution du PIB réel par habitant (logs) pour l'UE14, l'UE-Nord et l'UE-Sud

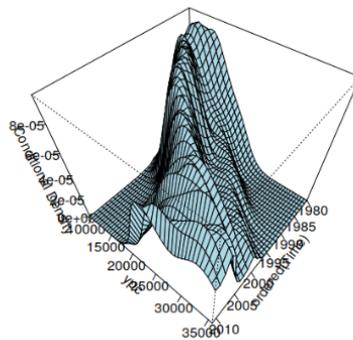
EU-14 Distribution du PIBpc (ypc)



EU14 - NORD Distribution du PIBpc (ypc)



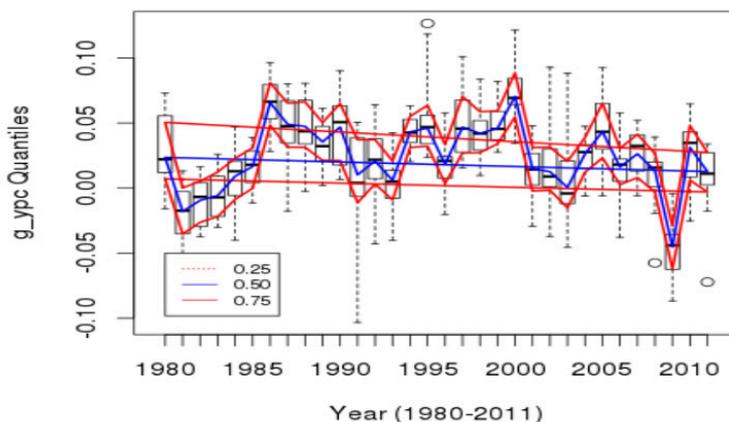
EU14 - SUD Distribution du PIBpc (ypc)



Source : Graphiques 1 à 3 : élaboration des auteurs à partir de la base de données PWT 8.1

Le graphique 4, qui contient les taux de croissance annuels du PIB réel par habitant pour l'ensemble de notre échantillon de 14 États membres sur la période 1980-2011, confirme que le ralentissement de la croissance a été plus intense depuis le début du 21^{ème} siècle et il est commun à tous les quantiles de croissance considérés (0,25-0,75 ; 0,5).

Graphique 4 : Taux de croissance annuels du PIB réel par habitant, par quantiles, 1980-2011



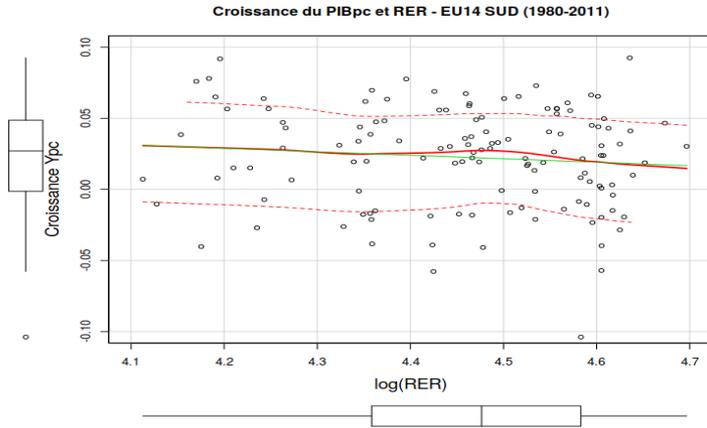
Source : Élaboration des auteurs à partir de la base de données PWT 8.1

Les données confirment aussi une division Nord Sud en ce que concerne les relations entre la compétitivité externe, mesuré par le taux d'échange réel (RER) et le taux de croissance du PIB par habitant (g_{ypc}) d'une part, et entre la part des biens non échangeables (NT)⁶⁷ et la compétitivité externe, d'autre part. Dans le Sud, il existe une relation négative entre le taux de croissance du RER et le g_{ypc} et une relation positive entre NT et le RER (voir graphiques 5 et 6. On peut également voir que les relations ci-dessus ne sont pas linéaires. Dans le Nord, il n'y a aucune preuve de ces relations, bien que cette dernière relation présente une certaine non-linéarité, mais à un niveau conduisant à la non-confirmation d'une relation entre ces variables (voir graphiques 7 et 8).

67 NT – rapport entre la valeur ajoutée des secteurs des services plus le secteur de construction sur la valeur ajoutée totale de l'économie.

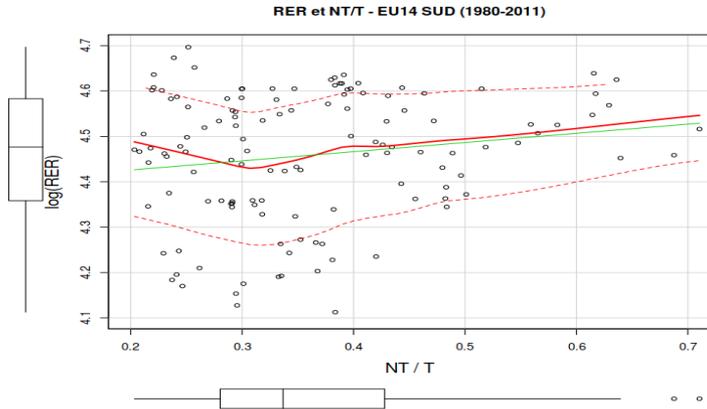
Graphique 5 :

Relation entre la croissance de l'output et de la compétitivité externe : EU14 - Sud



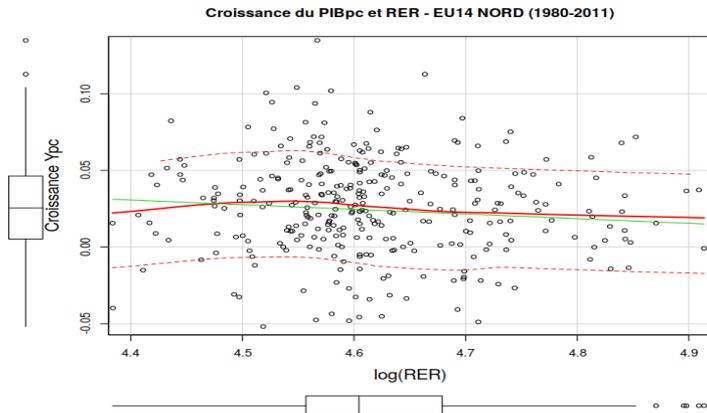
Graphique 6 :

Relation entre les biens non échangeables et la compétitivité externe : EU14 - Sud



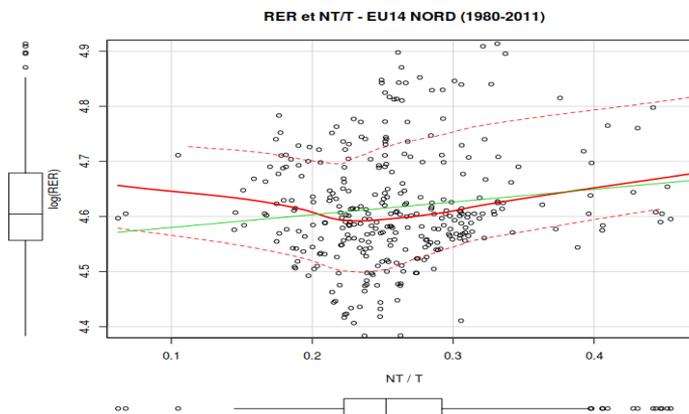
Graphique 7 :

Relation entre la croissance de l'output et de la compétitivité externe : EU14 - Nord



Graphique 8 :

Relation entre les biens non-échangeables et la compétitivité externe : EU14 – Nord



Source : Les graphiques 5, 6, 7, et 8 ont été élaborées à l'aide du modèle de régression linéaire et du modèle de régression lisse non paramétrique (Fox & Weisberg) avec 95 % d'intervalle de confiance, et de la base de données PWT8.1

2. Modèle empirique, méthodologie et résultats

Afin d'identifier les déterminants de croissance pertinents pour notre échantillon de quatorze États membres de l'UE, nous avons estimé des modèles de croissance empiriques qui trouvent leur fondement dans un grand nombre d'études, tout en tenant compte de l'hétérogénéité des paramètres. Nous y parvenons en appliquant une méthodologie à seuils. Les facteurs de croissance et de convergence inclus dans notre modèle sont ceux mis en évidence par la littérature théorique et empirique sur la croissance et la convergence élaborée au cours des dernières décennies ((Doppelhofer et al., 2004);(Moral-Benito, 2012), (Moral-Benito, 2015); (Durlauf et al., 2005), (Sala-i-Martin, 1997), (Barreto & Hughes, 2004), (Crespo-Cuaresma, Foster, & Stehrer, 2011)).

2.1 Spécification de l'équation de croissance

Nous estimons ce qui est connu dans la littérature comme une régression de croissance *ad hoc* (voir, (Crespo-Cuaresma et al., 2011)) qui englobe les explications des modèles néoclassiques, de diffusion technologique et de

croissance endogène. Comme le soulignent (Crespo-Cuaresma et al., 2011), suivant (Brock & Durlauf, 2001) cela implique qu'il n'est pas possible d'établir une seule relation précise entre les variables sélectionnées et une théorie de croissance unique, car la même variable peut jouer un rôle important dans différentes théories de la croissance⁶⁸. La régression de croissance estimée est donnée par l'équation (1):

$$g_ypc_{it} = \alpha_0 + \beta_1 tfp_{it-1} + X'_{it} \beta_x + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où le taux de croissance annuel réel du PIB par habitant (g_ypc) dépend du rattrapage / convergence technologique (tfp) et d'un vecteur X qui comprend un ensemble de variables de contrôle considérées comme des facteurs pertinents à titre de facteurs d'accumulation, de productivité et / ou de gains de d'efficacité⁶⁹; α_0 est le terme constant et ε le terme d'erreur.

Nous attendons que l'évolution de l'économie portugaise après l'adhésion à l'UE, en termes de croissance et convergence, confirme les prévisions de modèles de croissance exogène et de diffusion technologique ((Solow, 1956); (Mankiw et al., 1992); (Nelson & Phelps, 1966) et (Sala-i-Martin, 1997)). Selon les modèles de croissance exogène, les pays les plus pauvres au départ se développent plus rapidement que les pays plus riches grâce à une accumulation de facteurs plus rapide, car les productivités marginales sont plus élevées dans les premiers. Cependant, le rattrapage ne se produit que si les pays possèdent les mêmes caractéristiques structurelles. Dans les modèles de diffusion technologique, la convergence réelle se produit grâce au rattrapage technologique des pays, où l'imitation est moins coûteuse que l'innovation. Cette hypothèse implique que le taux de croissance de la technologie sera d'autant plus élevé le plus éloignés

68 Par exemple, les modèles de la croissance exogène mettent en relief l'importance du capital humain pour la croissance à travers l'accumulation de ce facteur employé dans le secteur du bien final (voir (Mankiw, Romer, & Weil, 1992); cependant modèles plus récents de croissance endogène remarque son importance pour la croissance de la productivité ((Lucas, 1988); (Romer, 1990b); (Lucas, 1988; Nelson & Phelps, 1966; Romer, 1990a)).

69 Nous avons considéré un grand nombre de variables de contrôle au-delà de celles que nous avons retenues dans notre régression préférée, telles que plusieurs *proxies* de capital humain, du degré d'ouverture, du stock de capital, et des (parts) des biens non échangeables, et aussi déflateurs des prix. Détails sur ces variables et *proxies* ainsi que les régressions estimées associées peuvent être obtenues auprès des auteurs.

les pays seront de la frontière technologique. Nous prenons les États-Unis comme le leader technologique afin de souligner le mécanisme de convergence technologique de l'échantillon, de sorte que la variable tfp correspond au niveau de technologie dans le pays i par rapport au niveau technologique aux États-Unis. Nous nous attendons à ce que le coefficient estimé soit négatif, confirmant ainsi le rattrapage technologique.

Le vecteur final des variables de contrôle X comprend le taux d'investissement, mesuré en tant que FBCF en pourcentage du PIB (csh_i) avec un impact positif prévu sur croissance; l'index de Gini (GINI) et son écart par rapport à la moyenne (GINI_R) dont le signe peut être positif ou négatif selon le modèle de croissance considéré; la consommation publique en pourcentage du PIB (csh_g) avec un impact négatif prévu sur la croissance; le taux de change réel en logarithme et avec un retard d'un an (IRER_1) avec un négatif prévu car une augmentation de cette variable implique une moindre compétitivité des prix sur les marchés extérieurs; et la part du secteur des biens non échangeables dans la valeur ajoutée totale (NT)⁷⁰. Comme expliqué dans l'introduction, nous nous attendons à ce qu'une part plus élevée des biens non échangeables nuit à la croissance en raison de son impact négatif sur la productivité. Voir (Mankiw et al., 1992); (R. Barro, 1990); (R. J. Barro & Sala-i-Martin, 1997); (Aghion, Caroli, & García-Peñalosa, 1999); (R. J. Barro, 2000).

2.2. Méthodologie empirique

Notre objectif principal est d'identifier les non-linéarités pouvant expliquer différents régimes de croissance associés au comportement de la productivité. À cette fin, nous mettons en œuvre une stratégie économétrique en deux étapes : nous testons au préalable l'ensemble des variables explicatives considérées pour la présence de racines unitaires afin de déterminer celles qui peuvent être incluses dans la régression de référence CADF (2002); deuxièmement, nous estimons modèles à seuils suivant la méthodologie proposée par Hansen (1999).

⁷⁰ Les variables incluses dans notre régression préférée sont les suivantes : ypc ; tpf ; csh_i ; csh_g ; RER ; GINI ; GINI_R et NT dont la source est la PWT 8.1, CANA pour l'indicateur d'inégalité GINI et AMECO pour NT.

Le test de Chang (2002) est un test de deuxième génération car la présence de dépendance contemporaine parmi les pays est prise en compte, (Hurlin & Mignon, 2007). Ce test présente plusieurs avantages: il convient aux panels cylindrés et non-cylindrés; il est asymptotiquement normal; c'est une somme normalisée de t-ratios individuels; et les transformations non linéaires tiennent compte de la possibilité d'une dépendance contemporaine entre les pays (voir (Chang, 2002); (Hurlin & Mignon, 2007); (Breitung & Pesaran 2005)).

Hansen, (1999) a mis en œuvre une méthodologie économétrique pour estimer différents régimes économiques à partir de tests statistiques utilisant des techniques de *bootstrap* pour tenir compte de l'existence de différents seuils. Une illustration (équation (2)) suit, en prenant le modèle à effets fixes comme modèle de base au modèle à seuils et où le taux de croissance y (Δy) est la variable dépendante. Des régresseurs indépendants (variables x_k (avec $k = 1, \dots, j$)) et des régresseurs dépendants (variables z_m (avec $m = 1, \dots, n$)), à partir des régimes établis par les seuils, permettent de faire varier ou pas l'impact respectif à travers les régimes. La variable à seuils (D) n'est pas incluse dans l'équation d'exemplification en tant que régresseur (mais cela pourrait très bien être) et nous avons considéré trois seuils identifiés par $(\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3)$. I désigne la fonction d'indicateur qui prend la valeur 1 lorsque sa condition est remplie et 0 dans le cas contraire. Sous ces hypothèses, $\beta_{1\mu}$, $\beta_{2\mu}$, $\beta_{3\mu}$ et $\beta_{4\mu}$ désignent respectivement les coefficients pour les quatre régimes économiques qui sont représentés dans l'équation (2):

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^j \delta_k x_k + \sum_{m=1}^n \beta_{1m} z_m \cdot I(D \leq \sigma_1) + \sum_{m=1}^n \beta_{2m} z_m \cdot I(\sigma_1 < D \leq \sigma_2) + \sum_{m=1}^n \beta_{3m} z_m \cdot I(\sigma_2 < D \leq \sigma_3) + \sum_{m=1}^n \beta_{4m} z_m \cdot I(\sigma_3 < D) + \mu_{it} \quad (2)$$

Nous étudions l'existence de trois seuils, au maximum, pour l'ensemble de l'échantillon, en utilisant le package pdR de (Tsung-wu, 2015) pour R⁷¹. Afin de vérifier l'existence des seuils, nous appliquons le test du rapport de vraisemblance (test F), où l'hypothèse nulle prend en compte l'inexistence de

71 Voir aussi <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/>.

seuils, LR désigne les statistiques du test et SL le niveau de signification associé. En outre, la division des variables explicatives en variables dépendantes (z) ou indépendantes (x) par rapport à nos variables à seuils a été déterminée en fonction des résultats des tests à seuils de LR et de la somme quadratique minimale des erreurs.

2.3. Résultats

Les résultats des tests⁷² Cg (wc), Cg (c) et Cg (c, t) proposés par (Chang, 2002) indiquent que toutes les variables sont stationnaires, à l'exception du ratio exportations / PIB qui ne fut donc pas inclus dans la régression choisie⁷³.

Dans la deuxième étape de notre analyse, nous avons commencé par choisir le modèle de panel statique à l'aide des tests statistiques appropriés, puis nous avons procédé à l'implémentation de la méthodologie du modèle à seuils de Hansen. Nous avons d'abord estimé l'équation (1) avec les modèles de panel statiques *Pooling* (MCO), à effets fixes (FE) et à effets aléatoires (RE). Par la suite nous avons appliqué trois tests de diagnostic standard et, selon les résultats, le modèle sélectionné fut le modèle à effets fixes⁷⁴. Après, nous avons pris la part des secteurs non échangeables comme indicateur des seuils (D) du modèle sélectionné. C'est un choix *a priori* qui permet de tester si le changement structurel exerce ou non des influences différentes sur la convergence technologique et sur les autres régresseurs de croissance en raison de l'existence de non-linéarités entre l'indicateur et les autres variables explicatives. Sur la base des critères de sélection mentionnés dans la section 3.2, nous avons choisi

72 Cg (wc), Cg (c) et Cg (c, t) – les statistiques du test de racines unitaire pour panel proposé par Chang (2002) selon que l'équation de racine unitaire soit sans constante, avec constante et avec les deux à la fois, respectivement. H0 correspond à la présence de racine unitaire dans toutes les séries contre l'hypothèse alternative qu'au moins une des séries soit stationnaire.

73 Les résultats sont disponibles auprès des auteurs.

74 Nous avons appliqué trois tests de diagnostic : le test F selon lequel H0 correspond à la validité du modèle de Panel des MCO (Pooled OLS) contre l'hypothèse alternative que le modèle FE est vrai ; le test Breusch-Pagan selon lequel H0 correspond à la validité du modèle Pooled OLS contre l'hypothèse alternative que le modèle RE est vrai; et le test d'Hausmann selon lequel H0 correspond à la validité du modèle RE contre l'hypothèse alternative que le modèle FE est vrai. Les résultats sont disponibles auprès des auteurs.

le modèle à seuils avec quatre variables indépendantes des seuils : le coefficient de gini (GINI) et son écart (GINI_R), la part d'investissement (csh_i) et la part de consommation publique (csh_g), par contre, les variables dépendantes des seuils sont le taux de change réel (IRER_1), la convergence technologique (tfp_1) et la part de la valeur ajoutée dans le secteur des biens non échangeables (NT). Notre régression à seuils de croissance sélectionnée est donc donnée par

l'équation (3):

$$\begin{aligned}
 g_{-}y_{pc_{it}} = & \beta_1 + \beta_1 GINI_{it} + \beta_2 GINI_R_{it} + \beta_3 csh_i_{it} + \beta_4 csh_g_{it} \\
 & + \beta_{51} tfp_{it-1} . I(D \leq \sigma_1) + \beta_{52} tfp_{it-1} . I(\sigma_1 < D \leq \sigma_2) + \beta_{53} tfp_{it-1} . I(\sigma_2 < D \leq \sigma_3) + \beta_{54} tfp_{it-1} . I(\sigma_3 < D) + \\
 & + \beta_{61} IRER_{it-1} . I(D \leq \sigma_1) + \beta_{62} IRER_{it-1} . I(\sigma_1 < D \leq \sigma_2) + \beta_{63} IRER_{it-1} . I(\sigma_2 < D \leq \sigma_3) + \beta_{64} IRER_{it-1} . I(\sigma_3 < D) + \\
 & + \beta_{71} NT_{it} . I(D \leq \sigma_1) + \beta_{72} NT_{it} . I(\sigma_1 < D \leq \sigma_2) + \beta_{73} NT_{it} . I(\sigma_2 < D \leq \sigma_3) + \beta_{74} NT_{it} . I(\sigma_3 < D) + \mu_{it} \quad (3)
 \end{aligned}$$

En ce qui concerne le signe et la signification statistique des coefficients estimés dans le modèle à effets fixes (voir Tableau 1), les résultats confirment la prédiction que la convergence technologique est à l'œuvre dans l'UE14 puisque le signe de la tfp_1 est négatif et significatif (-0,090). Le taux de change réel retardé une période (IRER_1) et la part du PIB dans la consommation publique (csh_g) exerce également une influence négative sur la croissance économique, respectivement (-0,051) et (-0,376), conformément à la littérature. La détérioration de la compétitivité extérieure compromet la croissance économique ainsi que les dépenses publiques improductives et / ou dépenses publiques productives lorsque la taille optimale de l'État est dépassée. La part de la valeur ajoutée dans le secteur des biens non échangeables (NT) exerce une influence négative et significative sur la croissance économique (-0,290), comme prévu. L'influence du taux d'investissement sur la croissance économique est positive, comme prévu (0,118). Enfin, il convient de souligner que l'inégalité a un impact positif sur la croissance mais que les écarts d'inégalité nuisent à la croissance économique. Une interprétation possible de ces derniers résultats est que, pour les économies développées telles que l'UE14, la croissance est tirée par les améliorations technologiques, qui nécessitent à leur tour des niveaux de capital humain plus élevés. Des niveaux d'inégalité plus élevés dans ce type de pays résultent donc de l'inégalité accrue du capital humain nécessaire pour stimuler la croissance. Cependant, les écarts positifs d'inégalité par rapport au

niveau moyen nuisent à la croissance car l'accumulation de capital humain par les pauvres devient plus difficile à réaliser puisque le marché du crédit pour le capital humain est limité. En outre, une demande accrue de redistribution par les pauvres, s'ils sont satisfaits par les gouvernements, pourrait compromettre la croissance, comme le défendent les théories de l'économie politique.

Notre modèle présente trois seuils correspondant aux valeurs de 0,7577 ; 0,8338 ; 0,8524, respectivement (voir Tableau 1). Le coefficient estimé sur le taux d'investissement n'est jamais statistiquement significatif et dans le cas de la consommation publique, le coefficient estimé est toujours négatif mais avec une ampleur légèrement réduite, conforme au modèle à effets fixes sans seuils. Les coefficients estimés de la compétitivité externe montrent que l'impact est négatif quel que soit le régime (sauf pour le dernier) et que l'ampleur augmente avec les seuils. Il faut remarquer que le 4^{ème} régime est composé quasi totalement par toutes les observations concernant la Grèce et par les observations de 1984 à 2011 pour la France. Le tourisme dans le cas de la Grèce et l'importance d'un secteur de biens échangeables à haute technologie dans le cas de la France peuvent expliquer le signe positif du coefficient de compétitivité externe.

En revanche, les estimations relatives à la convergence technologique sont négatives et statistiquement significatives pour tous les régimes, sauf pour le 3^{ème}, et la grandeur du coefficient estimé augmente selon les pays ayant un secteur de biens non échangeables plus important. Dans ce régime, l'effet négatif des NT se fait sentir par intermédiaire de la compétitivité externe et dans ces conditions, le rattrapage technologique potentiel n'a pas lieu.

Un secteur de biens échangeables à haute technologie qui pousse vers l'innovation mais aussi vers l'adoption de nouvelles technologies produites par le leader technologique, peut, en partie, expliquer la convergence technologique qui se produit au 4^{ème} régime.

En ce qui concerne l'influence du secteur des biens NT, le coefficient estimé est statistiquement significatif et négatif pour le modèle à effets fixes et

pour le 4ème régime, l'ampleur de l'effet est beaucoup plus forte que pour les autres. Cependant, pour le 2ème régime, l'influence estimée est positive et statistiquement significative. Du 2ème au 3ème et en particulier du 4ème régime, nos résultats indiquent que la part croissante de NT pénalise, à un rythme croissant parmi des régimes, le taux de croissance de l'économie, avec un coefficient estimé négatif de cinquante fois plus élevé (en termes absolus) dans le 4ème régime par rapport au 2ème régime.

Tableau 1 : Résultats de l'estimation du modèle à seuils de croissance

Variables explicatives	Modèle à effets fixés	1st Régime NT<= 0.7577	2 nd Régime 0.7577 <NT<= 0.8338	3rd Régime 0.8338<NT<=0 .8524	4th Régime 0.8524<NT
GINI	0.004*** (3.27)	0.003*** (308)	0.003*** (3.08)	0.003*** (3.08)	0.003*** (3.08)
GINI_R	-0.005*** (3.72)	-0.004*** (3.51)	-0.004*** (3.51)	-0.004*** (3.51)	-0.004*** (3.51)
IRER_1	-0.051*** (2.60)	-0.018 (0.48)	-0.056*** (2.74)	-0.098*** (2.92)	0.112*** (3.01)
tfp_1	-0.090*** (4.44)	-0.094*** (3.41)	-0.149*** (4.69)	-0.015 (0.32)	-0.207*** (3.02)
csh_i	0.188*** (3.68)	0.099 (1.60)	0.099 (1.60)	0.099 (1.60)	0.099 (1.60)
csh_g	-0.376*** (4.22)	-0.350*** (3.84)	-0.350*** (3.84)	-0.350*** (3.84)	-0.350*** (3.84)
NT	-0.290*** (3.27)	-0.232 (1.39)	0.016*** (0.14)	-0.062 (0.32)	-0.840*** (3.74)
Modèle à effets fixés	R2=0.21 F(7,427)=16.3* ** N=14, T=32, Obs=448				
Détection des seuils	NrT=3; LR= 42.74; BSL=0.00		0.7577;	0.8338; 0.8524	

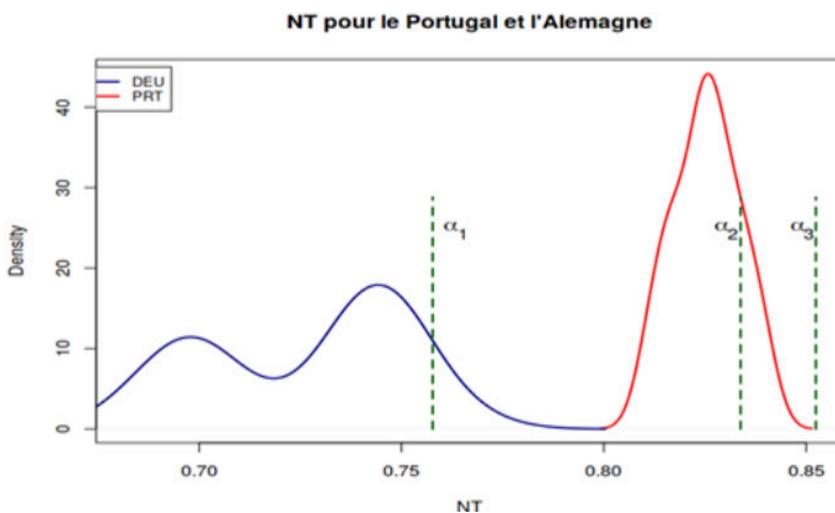
Notes : Le modèle à effets fixés représente le modèle sans seuils ; LR - Statistique

du rapport de vraisemblance, H_0 - pas de seuils; BSL - niveaux de signification d'après *bootstrap* des statistiques LR; NrThr - nombre de seuils et valeurs des seuils. (***), (**) et (*) indiquent que les coefficients sont statistiquement significatifs aux niveaux de 1%, 5% et 10%, respectivement. Le Portugal est inclus dans le 2^{ème} (de façon dominante) et dans le 3^{ème} régime de notre modèle.

2.4. Conséquences éventuelles pour l'économie portugaise et la division Nord-Sud

Sur la base des valeurs de la série NT pour l'économie portugaise ainsi que les intervalles à seuils correspondant aux différents régimes identifiés dans notre modèle à seuils, nous pouvons identifier les régimes dans lesquels l'économie portugaise se situe sur la période analysée. Le graphique 2 présente la fonction de densité de la variable NT pour l'économie portugaise et l'économie allemande de 1980 à 2011.

Graphique 2 : Fonction de densité du ratio de la valeur ajoutée du secteur des



Source : Élaboration par les auteurs

Notes : a_1 , a_2 et a_3 notent les valeurs du 1^{er}, 2^{ème} et 3^{ème} seuils.

Dans le cas de notre modèle à seuils, le Portugal se situe dans les 2ème et 3ème régimes, avec 26 observations et 6 observations, respectivement. On peut constater que la valeur NT maximale pour l'Allemagne est inférieure à la valeur NT minimale pour le Portugal, une différence expressive dévoilant des comportements différents selon la division Nord-Sud et cela peut avoir des conséquences importantes sur la performance macroéconomique à long terme des différents pays et le maintien de cette division Nord-Sud. Ces résultats indiquent que la situation dominante implique l'inclusion du Portugal au 2ème régime. Pour ce régime, nous n'avons pas été en mesure d'identifier un effet négatif direct de la part du secteur des biens non échangeables sur la croissance économique (voir Tableau 1): l'estimation du coefficient est statistiquement significative et même positive dans le deuxième régime. Toutefois, la part de la valeur ajoutée dans le secteur des biens non échangeables exerce une influence indirecte par le biais du taux de change réel qui nuit la croissance. Compte tenu du nombre d'observations appartenant à chaque régime, l'Allemagne, un pays inclus dans notre groupe Nord, est incluse de façon dominante au 1er régime (bien que certaines observations se situent dans le 2ème). Alors dans le cas de ce pays, les NT produisent un effet de croissance nul (1^{er} régime) ou positive (2ème régime) et l'effet du taux de change réel est nul ou négatif, mais modéré, respectivement. La convergence technologique est significative dans les deux régimes, indiquant l'incorporation de la technologie en Allemagne. De ces résultats découlent une différence frappante entre les deux pays (et entre UE14 – Nord et UE14 – Sud) en termes du poids du secteur des biens non échangeables et des effets potentiels, soient directs, soient indirects qu'y en découlent sur la croissance économique.

La convergence technologique présente un intérêt particulier pour l'économie portugaise et les résultats du 2ème régime montrent que la convergence se produit dans les économies incluses dans ce régime, mais pas pour le 3ème régime, où le Portugal enregistre déjà quelques observations. Ce résultat soulève de sérieuses inquiétudes lorsqu'il est appliqué à l'économie portugaise puisque le Portugal est intégré à un groupe de pays qui, en moyenne, est plus proche de la frontière technologique que le Portugal et que le Portugal pourrait

ne pas accélérer sa croissance en bénéficiant d'un retard technologique relatif en raison de la part importante du secteur des biens NT qui nuit la compétitivité externe de l'économie portugaise. Étant donné que la croissance fondée sur les activités d'innovation en est encore à ses débuts au Portugal, la diffusion de la technologie devrait constituer le principal moteur de la croissance à long terme grâce à des améliorations de la productivité.

CONCLUSION

Nous avons examiné l'existence de seuils, définis en fonction de l'importance économique du secteur des biens non échangeables, pour l'identification des déterminants de croissance potentiellement importants pour 14 pays de l'UE dans la période 1980 à 2011 tout en appliquant la méthodologie de Hansen.

Dans le cadre des résultats de notre modèle à seuils, nous mettons en évidence le résultat concernant la part croissante du secteur des biens non échangeables, lequel pénalise, à un rythme croissant, le taux de croissance de la production avec un coefficient estimé négatif cinquante fois plus élevé (en termes absolus) dans notre 4ème régime par rapport au 2ème régime. En outre, un secteur des biens non échangeables plus important amplifie également l'impact négatif d'une perte de compétitivité externe (mesurée par une augmentation du taux de change réel), dont l'effet négatif sur la croissance du 4ème régime est le double de celui du 2ème régime.

Sur la base des résultats précédents pour l'ensemble de notre échantillon, nous avons abouti à plusieurs implications potentielles qui éclairent notre compréhension sur la situation particulière de l'économie portugaise, un pays du Sud, vis-à-vis l'économie moyenne de l'UE14 et les pays du Nord. À partir des valeurs de la série sur l'indicateur à seuils pour l'économie portugaise, nous avons conclu que le Portugal était aux 2ème et au 3ème régimes. La convergence technologique ne se produit pas dans le 3ème régime, ce qui indique que les pays

ayant un important secteur non commercialisable ne peuvent pas bénéficier du mécanisme de diffusion technologique. Cependant, la diffusion de la technologie pourrait avoir lieu mais seulement si l'on considère que l'économie portugaise se situe dans le deuxième régime, ce qui est la situation dominante pour le Portugal au cours de la période analysée. Néanmoins, le secteur des biens non échangeables continue de peser sur la compétitivité externe, ce qui a un impact négatif sur la croissance dans les deux régimes.

Les mesures de politique économique les plus pressantes qui découlent de nos résultats impliquent donc des incitations qui permettent de modifier la structure de spécialisation tout en réduisant le secteur des biens non échangeables afin de permettre au Portugal de continuer à bénéficier du mécanisme de convergence technologique et de réduire l'impact négatif de la compétitivité externe.

BIBLIOGRAPHIE

- Aghion, P., Caroli, E., & García-Peñalosa, C. (1999). Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1615-1660.
- Alexandre, F., & Bação, P. (2013). Portugal Before and After the European Union: Facts on Nontradables. *Estudos do GEMF, No. 2*.
- Andrade, J. S., Duarte, A., & Simões, M. (2014). A Quantile Regression Analysis of Growth and Convergence in the EU: Potential Implications for Portugal. *Notas Económicas*, 39(Junes), 48-70.
- Barreto, R. A., & Hughes, A. W. (2004). Under performers and over achievers: A quantile regression analysis of growth. *Economic Record*, 80(248), 17-35.
- Barro, R. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, 98, S103-S125.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 87-120.

- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1997). Technological diffusion, convergence, and growth. *Journal of Economic Growth*, 2(1), 1-26.
- Baumol, W. J. (1967). Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *American Economic Review*, LVII(3), 415-426.
- Breitung, J., & Pesaran, M. (2005). Unit Roots and Cointegration in Panels. *deutsche Bundesbank, Discussion Paper No., D 42*.
- Brock, W., & Durlauf, S. (2001). Growth Empirics and Reality. *World Bank Economic Review*, 15(2), 229-272.
- Chang, Y. (2002). Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency. *Journal of Econometrics*, 110, 261-292.
- Crespo-Cuaresma, J., Foster, N., & Stehrer, R. (2011). The determinants of regional economic growth by quantile. *Regional Studies*, 45(6), 809-826.
- Doppelhofer, G., Miller, R. I., & Sala-i-Martin, X. (2004). Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach. *American Economic Review*, 94(4), 813-835.
- Durlauf, S., Johnson, P. A., & Temple, J. (2005). Growth Econometrics. In P. Aghion & S. Durlauf (Eds.), *Handbook of Economic Growth* (Vol. 1A, pp. Chapter 8, 555-677). Amsterdam: North-Holland.
- Fox, J., & Weisberg, S. *An R Companion to Applied Regression* (2 ed.). Thousand Oaks: Sage.
- Hansen, B. (1999). Threshold effects in non dynamic panels: estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 83, 345-368.
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). *Second Generation Panel Unit Root Tests*: HAL.
- Lucas, R. (1988). On The Mechanics Of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- Moral-Benito, E. (2012). Determinants of economic growth: a Bayesian panel data approach. *The Review of Economics and Statistics*, 94, 566-579.
- Moral-Benito, E. (2015). Model Averaging in Economics: An overview. *Review of Economic Surveys*, 29(1), 46-75.
- Nelson, R. R., & Phelps, E. S. (1966). Investment in humans, technological diffusion and economic growth. *American Economic Review*, 56(1/2), 69-75.

- OECD. (2014). “Portugal Deepening Structural Reform to Support Growth and Competitiveness”. *Better Policies Series*.
- Romer, P. (1990a). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102.
- Romer, P. (1990b). Human capital and growth: theory and evidence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32, 251-286.
- Sala-i-Martin, X. (1997). I just run two million regressions. *American Economic Review*, 87(2), 178-183.
- Simões, M., Andrade, J. S., & Duarte, A. (2014). Crescimento e Convergência. In F. Alexandre, P. Bação, P. Lains, M. M. F. Martins, M. Portela & M. Simões (Eds.), *A Economia Portuguesa na União Europeia: 1986-2010* (pp. 105-124). Coimbra: Actual, Grupo Almedina.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-95.
- Tsung-wu, H. (2015). *pdR: Panel Data Regression: Threshold Model and Unit Root Tests*: R- package version 1.3.

Jean-François VERNE

UNIVERSITÉ SAINT-JOSEPH, BEYROUTH.

jean-francois.verne@usj.edu.lb

Carole VERNE

Université Saint-Joseph, Beyrouth.

ANALYSE EMPIRIQUE DE LA CAUSALITÉ CONDITIONNELLE ENTRE CROISSANCE ÉCONOMIQUE, TAUX D'INFLATION ET PRIX DU PÉTROLE :

LE CAS DES PAYS DU MOYEN ORIENT ET D'AFRIQUE DU NORD

RÉSUMÉ

Cet article analyse, sur la période 1970-2016, la relation causale entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole dans dix-huit pays de la région MENA, généralement caractérisés par l'existence de conflits armés plus ou moins récurrents. En différenciant les pays producteurs de pétrole des pays non producteurs, on constate que, dans les pays producteurs, la causalité, allant de la croissance vers le taux d'inflation, est conditionnelle au prix du pétrole alors qu'elle est bidirectionnelle et non conditionnelle au prix du pétrole dans les pays non producteurs. En outre, les conflits armés influencent négativement la croissance économique dans les pays

producteurs de pétrole mais n'ont pas un impact statistiquement significatif sur la croissance économique et le taux d'inflation dans les pays non producteurs.

Mots clés : Croissance ; Inflation ; Causalité ; Données de panel ; Prix du pétrole, Conflits

JEL Classification : C33 ; D74 ; E31 ; O47 ; Q41.

AN EMPIRICAL ANALYSIS OF THE CONDITIONAL CAUSALITY BETWEEN ECONOMIC GROWTH, INFLATION RATE AND OIL PRICE: EVIDENCE FROM MENA COUNTRIES

Abstract: This paper analyses the conditional causality during the 1970-2016 period between inflation rate and economic growth through the oil price evolution regarding eighteen MENA countries that are often touched by more or less recurrent armed conflicts. By making the difference between oil producing countries and non-oil producing countries, we notice that, in the oil producing countries, the causality, which goes from economic growth to inflation rate, is not governed by the oil price evolution while in the non-oil producing countries, the causality between economic growth and inflation rate is bidirectional and conditional to the oil price. Moreover, in the oil producing countries, armed conflicts influence negatively the economic growth but in the non-oil producing countries they do not have a significant impact on the economic growth and inflation rate as well.

Key words: Growth; Inflation; Causality; Data Panel; Oil Price; Conflicts

INTRODUCTION

La relation entre croissance économique et inflation a fait l'objet de nombreuses études portant notamment sur les pays développés (Sidrauski, 1967 ; Tobin, 1967 ; Stockman, 1981, Turner, 1995, Benes et al. 2010, Tiwari, Oros et Albuлесcu, 2014 et Khan, 2016) mais également sur les pays en développement

(Fisher, 1993 ; Bullard et Keating, 1995). La plupart de ces études recourt à l'économétrie des données de panel pour estimer la relation entre les deux variables (Fisher, 1993 ; Bullard et Keating, 1995 et Khan, 2016). Par exemple, Khan et Senhadji (2001) Drucker et al. (2005) et Espinoza et al. (2010) cherchent une relation non-linéaire entre croissance économique et inflation dans les deux types de pays en estimant la vitesse avec laquelle l'inflation a un impact négatif sur la croissance.

S'agissant des pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord (pays dits de la région MENA)⁷⁵, généralement politiquement instables et caractérisés par des conflits armés récurrents, la relation entre croissance économique et inflation est complexe à appréhender. En effet, en période de guerre, l'activité économique est profondément perturbée et s'accompagne de pénurie qui touche la majorité des biens de consommation et de production. Il n'est donc pas rare de constater, dans ces pays, un taux d'inflation très élevé et un taux de croissance fortement négatif.

Ainsi, la relation entre croissance économique et taux d'inflation peut être biaisée si l'on ne tient pas compte de l'existence, depuis quelques années dans plusieurs pays, de ces conflits et instabilités politiques qui induisent une modification de la structure de l'économie. De plus, certains de ces pays sont de grands producteurs de pétrole et la variation du prix du pétrole exerce alors un certain impact sur l'évolution de la croissance économique et sur celle du taux d'inflation, ces deux variables pouvant s'influencer l'une et l'autre.

En effet, le prix annuel moyen du pétrole, dont la baisse a été continue depuis 2013 mais dont la hausse redevient assez importante depuis 2017 (Statistica, 2018), est une variable susceptible de jouer un rôle non négligeable dans la relation entre croissance et inflation dans ces pays.

Certes de telles études, analysant l'impact du prix du pétrole sur l'inflation et l'activité économique, ont été menées dans les pays de l'OCDE (OCDE, 2011), mais peu d'entre-elles, à notre connaissance, ont concerné les pays de la région

75 Ces pays sont l'Algérie, Bahreïn, l'Égypte, l'Iran, l'Iraq, Israël, la Jordanie, le Koweït, le Liban, la Lybie, le Maroc, Oman, le Qatar, l'Arabie-Saoudite, la Syrie, la Tunisie, la Turquie, les Emirats-Arabes-Unis, soit 18 pays au total.

MENA, si ce n'est celles de la Banque Mondiale (2016) à travers son « Bulletin trimestriel d'information économique de la région MENA ». Dans les pays de l'OCDE donc, lorsque le prix du pétrole augmente, la croissance diminue et l'inflation augmente. Autrement dit, la causalité – allant de la croissance vers l'inflation – est conditionnelle au prix du pétrole c'est-à-dire qu'elle dépend de l'influence du prix du pétrole sur la croissance économique et/ou sur le taux d'inflation.

Cependant, cette relation causale est-elle confirmée dans les pays du Moyen-Orient ? Existe-t-il des différences entre pays producteurs de pétrole et pays non producteurs concernant l'importance du prix du pétrole dans la relation causale entre croissance économique et taux d'inflation ? En outre, les conflits armés ont-ils un impact significatif sur la croissance économique et sur le taux d'inflation ?

L'objectif de cet article est donc d'estimer, sur la période 1970-2016, un modèle de causalité en données de panel entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole, tout en tenant compte des conflits armés, pour 18 pays de la région MENA scindés en deux groupes : les pays producteurs de pétrole et les pays non producteurs.

Pour atteindre cet objectif, le présent article comporte trois autres sections. La première section, après avoir décrit les données statistiques concernant les pays de la région MENA, présente le modèle économétrique estimant la relation causale entre la croissance économique et le taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole. La deuxième section montre les résultats de ce modèle dans les pays producteurs et les pays non producteurs de pétrole, tout en tenant compte de l'impact des conflits. La dernière section conclut.

1. Définition des variables et présentation du modèle de causalité conditionnelle entre taux d'inflation et croissance économique

Dans les pays de la région MENA, les conflits et la variation du prix du pétrole jouent un rôle important dans la relation causale entre croissance économique

et taux d'inflation (2.1). Aussi, nous précisons d'emblée que le prix du pétrole représente la variable intermédiaire dans le modèle de causalité entre croissance économique et taux d'inflation et que les conflits constituent une variable totalement exogène (2.2).

1.1. Définition des variables relatives au taux d'inflation, à la croissance économique, au prix du pétrole et aux conflits

La région MENA est caractérisée par des conflits armés et des instabilités politiques qui ont sans doute, à côté du prix du pétrole, une influence non négligeable sur le taux d'inflation et la croissance économique. Pour mesurer l'évolution du taux d'inflation et de la croissance économique durant la période 1970 à 2016 – période pour laquelle les données sont disponibles – nous téléchargeons ces deux séries statistiques à partir de la base de données de l'ONU (United Nations Statistics, 2017). Les variables endogènes de notre modèle, en données annuelles, en dollars constants et en parité des pouvoirs d'achat, sont le PIB réel et l'indice implicite des prix à la production, avec comme base 100 l'année 2010, permettant de calculer le taux d'inflation.

Pour calculer le taux d'inflation, noté *INF*, dans chacun de nos 18 pays, nous utilisons la variation relative de l'indice des prix à la production. Quant au calcul de la croissance économique, notée *dY*, nous prenons la différence première du logarithme du PIB réel afin d'obtenir le taux de croissance du PIB en volume et de rendre stationnaire le PIB (comme le confirment, en annexe 1, les tests de racine unitaire en données de panel).

Le prix du baril de pétrole est en dollars US et en logarithme et provient du document « BP Statistical Review of World Energy » (2017). Pour les données relatives aux conflits, nous utilisons la base de données UCDP/PRIO (Uppsala Conflict Data Program/Peace Research Institute in Oslo, 2016) qui définit deux niveaux d'intensité dans un conflit : les conflits armés mineurs, où le nombre de morts varie entre 25 et 999 par an ; les guerres ou les conflits armés majeurs, entraînant au moins 1000 morts dans une année. Aussi, cet organisme utilise une variable indicatrice mesurant l'intensité des conflits. Celle-ci prend la valeur 1 lorsque le nombre de morts résultant d'un conflit est

supérieur ou égal à 1000 et 0 si, au cours du temps, le nombre de morts est inférieur à 1000. Nous considérons, pour simplifier, que cette variable (que l'on nommera « *CONF* » ci-après) prend la valeur 0 lorsque l'on ne dénombre aucun conflit majeur et 1 lorsqu'il existe des conflits provoquant au moins un mort. Les conflits et l'évolution du prix du pétrole sont inclus dans la relation causale entre croissance économique et taux d'inflation.

1.2. Le modèle de causalité entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole.

Pour analyser la causalité conditionnelle entre le taux d'inflation et la croissance économique, nous utilisons des modèles bivariés et trivariés de type VAR en données de panel comprenant les 18 pays et couvrant la période 1970-2016. Les tests de non stationnarité en données de panel indiquent que le PIB (notée Y) et le logarithme du prix du pétrole (noté P) ne sont pas stationnaires en niveau et qu'ils le deviennent si on les différencie une fois. Par contre, le taux d'inflation (noté INF), est stationnaire en niveau (voir annexe 1).

Aussi, afin de différencier les pays producteurs de pétrole tels que l'Algérie, l'Égypte, l'Iran, l'Iraq, le Koweït, la Lybie, Oman, le Qatar, la Syrie, la Tunisie, l'Arabie Saoudite et les Émirats-Arabes-Unis, soit douze pays, des six autres pays non producteurs comme Bahreïn, Israël, la Jordanie, le Liban, le Maroc et la Turquie (BP Statistical Review of World Energy », 2017), scindons-nous notre échantillon en deux : les pays producteurs de pétrole et les autres.

Les tests de (non) causalité au sens de Granger (1969) dans le domaine temporel entre la croissance économique et le taux d'inflation, conditionnellement au prix du pétrole, s'effectuent en plusieurs étapes (Chen et al, 2006) :

- Etape 1 : Estimation du modèle VAR causal entre le taux de croissance économique (ou la croissance économique) dY_{it} et le prix de pétrole P_{it} et estimation de la matrice variance-covariance des résidus.
- Etape 2 : Estimation du modèle VAR causal entre le taux d'inflation INF_{it} et le prix du pétrole P_{it} et estimation de la matrice variance-cova-

riance des résidus.

- Etape 3 : Estimation du modèle VAR entre la croissance économique, dY_{it} , le taux d'inflation, INF_{it} et le prix du pétrole, P_{it} et estimation de la matrice variance-covariance des résidus.

En adoptant la méthode du modèle VAR stationnaire en panel (développée entre autres par Holtz-Eaking, Newey et Rosen, 1988), nous pouvons écrire :

Etape 1 :

$$dY_{it} = a_{0it} + \sum_{j=1}^m b_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m c_j P_{it-j} + \beta_j CONF_{it} + \mu_i + \varepsilon_{1it} \quad [1]$$

$$P_{it} = d_{0it} + \sum_{j=1}^m e_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m f_j P_{it-j} + \beta_j^1 CONF_{it} + \mu_i^1 + \varepsilon_{2it} \quad [2]$$

La matrice variance-covariance des erreurs s'écrit :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} var(\varepsilon_1) & cov(\varepsilon_1 \varepsilon_2) \\ cov(\varepsilon_2 \varepsilon_1) & var(\varepsilon_2) \end{bmatrix}$$

Etape 2 :

$$INF_{it} = g_{0it} + \sum_{j=1}^m h_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m i_j P_{it-j} + \beta_j^2 CONF_{it} + \mu_i^2 + \varepsilon_{3it} \quad [3]$$

$$P_{it} = j_{0it} + \sum_{j=1}^m k_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m l_j P_{it-j} + \beta_j^3 CONF_{it} + \mu_i^3 + \varepsilon_{4it} \quad [4]$$

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} var(\varepsilon_3) & cov(\varepsilon_3 \varepsilon_4) \\ cov(\varepsilon_4 \varepsilon_3) & var(\varepsilon_4) \end{bmatrix}$$

Etape 3 :

$$dY_{it} = m_{0it} + \sum_{j=1}^m n_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m o_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m p_j P_{it-j} + \beta_j^4 CONF_{it} + \mu_i^4 + \varepsilon_{5it} \quad [5]$$

$$INF_{it} = q_{it} + \sum_{j=1}^m r_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m s_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m v_j P_{it-j} + \beta_j^5 CONF_{it} + \mu_i^5 + \varepsilon_{6it} \quad [6]$$

$$P_{it} = u_{it} + \sum_{j=1}^m w_j dY_{it-j} + \sum_{j=1}^m x_j INF_{it-j} + \sum_{j=1}^m z_j P_{it-j} + \beta_j^6 CONF_{it} + \mu_i^6 + \varepsilon_{7it} \quad [7]$$

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_5) & \text{cov}(\varepsilon_5\varepsilon_6) & \text{cov}(\varepsilon_5\varepsilon_7) \\ \text{cov}(\varepsilon_6\varepsilon_5) & \text{var}(\varepsilon_6) & \text{cov}(\varepsilon_6\varepsilon_7) \\ \text{cov}(\varepsilon_7\varepsilon_5) & \text{cov}(\varepsilon_7\varepsilon_6) & \text{var}(\varepsilon_7) \end{bmatrix}$$

Ainsi, N pays indexés par i , sont observés sur T périodes, indexées par t . μ_i représentent les effets fixes-pays et ε_{it} indique les erreurs aléatoires indépendamment distribuées entre les pays. La variable conditionnelle est représentée par les prix du pétrole P_{it} et la variable indicatrice exogène par les conflits, $CONF_{it}$.

Par conséquent, pour savoir si le taux d'inflation (INF) cause la croissance économique (dY) conditionnellement au prix du pétrole (P), on calcule la formule suivante donnée par Geweke (1984) :

$$F_{INF \rightarrow dY/P} = \ln \left[\frac{\text{var}(\varepsilon_1)}{\text{var}(\varepsilon_5)} \right] \quad [8]$$

Pour savoir si la croissance économique (dY) cause le taux d'inflation (INF) conditionnellement au prix du pétrole (P), on calcule :

$$F_{dY \rightarrow INF/P} = \ln \left[\frac{\text{var}(\varepsilon_3)}{\text{var}(\varepsilon_6)} \right] \quad [9]$$

Si $F_{INF \rightarrow dY/P} > 0$, alors la causalité allant du taux d'inflation vers la croissance est entièrement gouvernée par le prix du pétrole lorsque le coefficient α_j est nul ou statistiquement non significatif. Si le coefficient α_j est statistiquement significatif, il existe une causalité indirecte du taux d'inflation vers la croissance économique.

De même, si $F_{dY \rightarrow INF/P} > 0$, alors la causalité allant de la croissance économique vers le taux d'inflation est conditionnée entièrement par le prix du pétrole si le coefficient r_j est nul ou non statistiquement significatif. Lorsque le coefficient r_j est statistiquement significatif, il existe une causalité indirecte de la croissance économique vers le taux d'inflation.

En revanche, lorsque $F_{INF \rightarrow dY/P} = 0$ et/ou $F_{dY \rightarrow INF/P} = 0$, la relation causale entre les deux variables est directe, si les coefficients précédents α_j et r_j sont statistiquement significatifs, et la prise en compte du prix du pétrole n'apporte pas d'améliorations dans la prévision du taux d'inflation (de la croissance) compte tenu des valeurs passées de la croissance (du taux d'inflation).

2. Estimation du modèle de causalité conditionnelle et principaux résultats

Les équations [1] à [7] peuvent être estimées par la méthode des moindres carrés généralisés avec variables indicatrices (méthode dite GLSDV, pour *Generalized Least Square Dummies Variables*) et avec correction de l'autocorrélation et hétéroscédasticité des erreurs (méthode dite Cross-Section SUR pour *Seemingly Unrelated Regression*) dans la mesure où le nombre de périodes est largement supérieur à celui des cross-sections ($T > N$)⁷⁶.

Cette procédure est ainsi appliquée dans les pays producteurs de pétrole et les pays non producteurs de pétrole.

⁷⁶ Dans le cas contraire où $N > T$, la méthode d'Arellano et Bond (1991) ou celle de Bond et Bover (1995), permettant de corriger le problème d'endogénéité à cause des variables indicatrices (les effets fixes-pays) qui affectent la variable endogène sur l'ensemble de la période, serait plus adaptée.

2.1. Causalité conditionnelle entre croissance économique et taux d'inflation dans les pays producteurs de pétrole

Pour les pays producteurs de pétrole, l'estimation des équations [1] et [2] par cette méthode (avec les critères d'Akaike et de Schwarz qui nous indiquent un seul retard) nous donne :

Etape 1 :

$$dY_{it} = 0.05 - 0.07dY_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.04CONF_{it} + e_{1it} \quad [10]$$

(7.7)*** (1.6) (0.75) (2.5)**

$$P_{it} = 0.02 + 0.09dY_{it-1} + 0.04P_{it-1} + 0.01CONF_{it} + e_{2it} \quad [11]$$

(1.3) (0.8) (0.9) (0.4)

La matrice variance-covariance des résidus est égale à :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0148 & 0.0046 \\ 0.0046 & 0.0945 \end{bmatrix}$$

Etape 2 :

$$INF_{it} = 0.04 + 0.20INF_{it-1} - 0.05P_{it-1} + 0.03CONF_{it} + e_{3it} \quad [12]$$

(4.7)*** (4.0)*** (0.9) (1.3)

$$P_{it} = 0.01 + 0.24INF_{it-1} - 0.04P_{it-1} + 0.00CONF_{it} + e_{4it} \quad [13]$$

(0.7) (2.9)*** (0.9) (0.1)

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.036 & 0.034 \\ 0.034 & 0.093 \end{bmatrix}$$

Etape 3 :

$$dY_{it} = 0.04 - 0.07dY_{it-1} + 0.20INF_{it-1} - 0.00P_{it-1} - 0.04CONF_{it} + e_{5it} \quad [14]$$

(7.1)*** (1.6) (0.6) (0.3) (2.5)**

$$INF_{it} = 0.04 + 0.14dY_{it-1} + 0.21INF_{it-j} + 0.04P_{it-1} + 0.04CONF_{it} + e_{6it} \quad [15]$$

(3.8)*** (2.2)** (4.2)*** (1.1) (1.5)

$$P_{it} = 0.00 + 0.12dY_{it-j} + 0.25INF_{it-j} - 0.05P_{it-j} + 0.00CONF_{it} + e_{7it} \quad [16]$$

(0.3) (1.2) (3.0)*** (1.0) (0.2)

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0148 & -0.000 & 0.0045 \\ -0.000 & 0.0360 & 0.0334 \\ 0.0045 & 0.0334 & 0.0928 \end{bmatrix}$$

Avec, à chaque étape, $NT = 540$ et *, **, *** qui indiquent la significativité des coefficients respectivement aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Pour savoir si le taux d'inflation (INF) cause la croissance (dY) conditionnellement au prix du pétrole (P), on calcule :

$$F_{INF \rightarrow dY/P} = \ln \left[\frac{0.0148}{0.0148} \right] = 0 \quad [18]$$

Le prix du pétrole n'apporte aucune amélioration dans la prévision du taux de croissance du PIB. De plus, puisque le coefficient σ_j n'est pas statistiquement significatif, il n'y a pas de causalité directe du taux d'inflation vers la croissance économique.

De même, le prix du pétrole n'apporte pas une amélioration dans la prévision du taux d'inflation puisqu'on obtient :

$$F_{dY \rightarrow INF/P} = \ln \left[\frac{0.036}{0.036} \right] = 0 \quad [19]$$

On note, cependant, que le coefficient r_j attaché au taux de croissance est statistiquement significatif au seuil de 5%, ce qui indique une causalité directe de la croissance économique vers le taux d'inflation.

Dans les pays producteurs de pétrole, la croissance économique cause le taux d'inflation et le prix du pétrole ne joue pas un rôle significatif que ce soit dans la prévision du taux d'inflation ou celle de la croissance économique.

L'on peut également chercher la causalité entre croissance et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole dans les pays non producteurs de pétrole.

2.2. Causalité conditionnelle entre croissance et inflation dans les pays non producteurs de pétrole

En reprenant les mêmes étapes de calculs, on obtient pour ces pays :

Etape 1 :

$$dY_{it} = 0.05 - 0.00dY_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.02CONF_{it} + e_{1it} \quad [20]$$

(5.6)*** (0.02) (0.5) (1.4)

$$P_{it} = 0.05 - 0.09dY_{it-1} + 0.04P_{it-1} - 0.07CONF_{it} + e_{2it} \quad [21]$$

(2.1)** (0.5) (0.6) (1.7)*

La matrice variance-covariance des résidus est égale à :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0174 & 0.008 \\ 0.008 & 0.0895 \end{bmatrix}$$

Etape 2 :

$$INF_{it} = 0.05 + 0.13INF_{it-1} - 0.06P_{it-1} - 0.002 + e_{3it} \quad [22]$$

(4.9)*** (2.2)** (2.3)*** (1.3)

$$P_{it} = 0.02 + 0.48INF_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.07CONF_{it} + e_{4it} \quad [23]$$

(1.1) (3.5)*** (0.2) (1.8)*

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0104 & 0.0015 \\ 0.0015 & 0.094 \end{bmatrix}$$

Etape 3 :

$$dY_{it} = 0.06 - 0.08dY_{it-1} - 0.20INF_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.02CONF_{it} + e_{5it} \quad [24]$$

(6.9)*** (1.2) (4.2)*** (0.5) (1.5)

$$INF_{it} = 0.04 + 0.20dY_{it-1} + 0.18INF_{it-j} - 0.05P_{it-1} - 0.02CONF_{it} + e_{6it} \quad [25]$$

(3.6)*** (2.5)** (2.9)*** (2.0)** (1.2)

$$P_{it} = 0.02 + 0.10dY_{it-j} + 0.50INF_{it-j} - 0.01P_{it-j} - 0.07CONF_{it} + e_{7it} \quad [26]$$

(0.7) (0.5) (3.5)*** (0.2) (1.7)*

Avec :

$$\sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 0.0098 & -0.003 & 0.003 \\ -0.003 & 0.0170 & 0.0077 \\ 0.003 & 0.0077 & 0.0895 \end{bmatrix}$$

Avec, à chaque étape, $NT = 270$ et *, **, *** qui indiquent la significativité des coefficients respectivement aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Pour savoir si le taux d'inflation (INF) cause la croissance (dY) conditionnellement au prix du pétrole (P), on calcule :

$$F_{INF \rightarrow dY/P} = \ln \left[\frac{0.0104}{0.0098} \right] = 0.06 \quad [27]$$

Dans la mesure où $F_{INF \rightarrow dY/P} > 0$, le taux d'inflation cause la croissance économique conditionnellement au prix du pétrole. En outre, puisque le coefficient α_j du taux d'inflation est statistiquement significatif au seuil de 5% (relation [24]),

la causalité allant de la croissance économique vers le taux d'inflation est indirecte et la prise en compte du prix du pétrole améliore la prévision du taux de croissance du PIB compte tenu des valeurs passées du taux d'inflation.

Enfin, pour savoir si la croissance économique (dY) cause le taux d'inflation (INF) conditionnellement au prix du pétrole (P), on calcule :

$$p = \ln \left[\frac{0.0174}{0.0170} \right] = 0.024 \quad [28]$$

Puisque $F_{dY \rightarrow INF/P} > 0$ et que le coefficient r_j du taux de croissance du PIB est statistiquement significatif au seuil de 1%, il existe une causalité conditionnelle au prix du pétrole de la croissance économique vers le taux d'inflation. Ici aussi, la causalité est indirecte et la prise en compte du prix du pétrole améliore la prévision du taux d'inflation compte tenu des valeurs passées du taux de croissance du PIB.

Dans les pays non-producteurs de pétrole, il existe une causalité bidirectionnelle entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole.

En outre, dans les deux groupes de pays, on constate une différence concernant l'influence des conflits dans la relation causale entre croissance et taux d'inflation. Dans les pays producteurs de pétrole, les conflits exercent un impact négatif significatif (relations [10] et [14]) sur le taux de croissance du PIB mais pas sur le taux d'inflation. En revanche, dans les pays non producteurs de pétrole, les conflits n'ont pas un impact statistiquement significatif sur les deux variables.

CONCLUSION

Dans la relation causale entre taux d'inflation et croissance économique des pays de la région MENA, le prix du pétrole et, dans une moindre mesure, les conflits jouent un rôle plus ou moins important selon que les pays appartiennent

ou non au groupe des pays producteurs de pétrole. En analysant le sens de la causalité entre croissance économique et taux d'inflation conditionnellement au prix du pétrole, tout en tenant compte des conflits qui sévissent ou ont sévi dans plusieurs pays, l'on peut montrer deux principaux résultats.

Premièrement, dans les pays producteurs de pétrole, comme l'Algérie, l'Égypte, l'Iran, l'Iraq, le Koweït, la Libye, Oman, le Qatar, la Syrie, la Tunisie, l'Arabie Saoudite et les Emirats-Arabes-Unis, il existe une causalité directe allant de la croissance économique vers le taux d'inflation et le prix du pétrole n'apporte pas d'amélioration dans la prévision du taux d'inflation ou dans celle de la croissance économique. Ceci signifie que la causalité entre les deux variables n'est pas conditionnelle au prix du pétrole. Quant aux conflits, ces derniers affectent négativement et significativement (au seuil de 5%) la croissance économique.

Deuxièmement, dans le groupe des pays non producteurs de pétrole tels que Bahreïn, Israël, la Jordanie, le Liban, le Maroc et la Turquie, il existe une causalité directe et bidirectionnelle entre croissance et taux d'inflation (relations [25] et [26]) et le prix du pétrole joue un rôle significatif aussi bien dans la prévision du taux de croissance du PIB que dans celle du taux d'inflation. De plus, les conflits semblent ne pas avoir un impact significatif sur la croissance et le taux d'inflation. Un tel résultat s'explique par le fait que, mise à part le Liban qui a connu une guerre civile dévastatrice de 1975 à 1990, les autres pays du groupe n'ont pas connu de conflits armés aussi dévastateurs, ce qui implique que la prise en compte des conflits ne montre pas une influence statistiquement significative sur la croissance économique et le taux d'inflation.

Néanmoins si l'on raisonne au niveau de l'ensemble des dix-huit pays, via l'estimation des régressions [1] à [7], on a estimé que les conflits influencent négativement la croissance économique puisque ces derniers entraînent une baisse du taux de croissance du PIB de 2.7% environ (annexe 2), ce qui confirme les études de la Banque Mondiale (2016) qui indiquent que la croissance économique a, en 2015, diminué de 2.6% dans ces pays.

BIBLIOGRAPHIE

- Arellano, M. and Bond, S. 1991, “Some Tests for Specification for Panel Data: Monte-Carlo Evidence and an Application to Equations for Employment”, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Bond, S. and Bover, O. 1995, “Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Baghli M. et H. Fraisse 2002. « Ecart de production et Inflation en France », *Bulletin de la Banque de France*, No 103, juillet.
- Banque Mondiale (2016), disponible sur le site <http://donneesbanquemonde.org/indicateur>
- Banque Mondiale (2016), « Bulletin trimestriel d’information économique de la région MENA », disponible sur le site <http://www.banquemonde.org/fr/region/mena/publication/mena-quarterly-economic-brief>
- BP Statistical Review of World Energy, 2016, disponible sur le site <http://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>
- Bullard G. and J.W. Keating 1995, “The Long Run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economies”, *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 3-26.
- Chen Y., Bressler S. L., Ding M, 2006, “Frequency Decomposition of Granger Causality and Application to Multivariate Neural Field Potential Data”, *Journal of Neuroscience Methods*, 150, pp. 228-237.
- Drucker D., Gomis-Porqueras D. and P. Hernandez-Verme, 2005, “Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth”: A New Panel Data Approach, *Working Paper*.
- Espinoza R., Leon H. and A. Prasad, 2010, “Estimating the Inflation Growth nexus – A Smooth Transition Model”, *IMF Working Paper*, 10/76.
- Ferrara L, 2008, « L’apport de indicateurs de retournement cyclique à l’analyse conjoncturelle », *Bulletin de la Banque de France*, No 171.
- Ferrara L., 2009, « Caractérisation et datation des cycles économiques en zone euro », *Revue Economique*, vol 60, no 3, 703-712.
- Fisher S., 1993, “The Role of Macroeconomic Factors in Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512.
- Geweke J., 1984, “Measure of Conditional Linear Dependence and Feed-Back Between Time Series”, *Journal of the American Statistical Association*, 79, pp. 907-915.
- Granger C.W.J, 1969, “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger C.W.J and T. Terasvirta, 1993, *Modelling Non Linear Economic Relationships*, Oxford University Press.

- Ibarra R. and D. Trupkin, 2011, "The relationship between Inflation and Growth: A Panel Smooth Transition Approach for Developed and Developing Countries", *Documento de Trabajo*, No 006.
- Holtz-Heaking D, Newey W. and H.S. Rosen, 1988, "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica*, Vol.56. No 6, 1371-1395.
- Khan M., 2016, Evidence on the functional form of inflation and output gap growth variability relationship in European economies, *International Economics*, No 146, 1-11.
- Khan M. and A. Senhadji, 2001, "Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth", *IMF Staff Papers* 48(1), 1-21.
- Marshall M.G, Gurr T.R. and K. Jagers. 2014, *Polity IV Project, Dataset User's Manual*, Center for Systemic Peace, www.systemicpeace.org.
- OCDE., 2011, "Les effets de la hausse des prix du pétrole sur l'activité économique et l'inflation", *Département des affaires économiques de l'OCDE, Notes de politique économique*, No. 4.
- Sidrauski M., 1967, "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy", *American Economic Review*, 57(2), 534-544.
- Statistica, 2018, site internet <https://fr.statista.com/statistiques/564926/prix-annuel-du-petrole-de-l-opep-1960/>
- Stockman A.C., 1981, "Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy", *Journal of Monetary Economics*, 8(3), pp. 387-393.
- Tiwari A.K, Oros C and C.T. Albuлесcu, 2014, "Revisiting the inflation output gap relationship for France using the wavelet transform approach", *Economic Modeling*, 37, 464-475.
- Tobin J., 1965, "Money and Economic Growth", *Econometrica*, 33(4), 671-684.
- Turner D., 1995, « Effets de « speed-limit » et asymétrie des effets sur l'inflation des écarts de production dans les sept principales économies », *Revue Economique de l'OCDE*, No 24, 63-96.
- UCDP/PRIO (Armed Conflict Dataset Codebook/ Peace Research Institute in Oslo). 2014, disponible sur le site : http://www.ucdp.uu.se/gpdatabase/gp-country.php?id=92®ionSelect=10-Middle_East
- United Nations, Statistic Division, National Account Main Aggregates Database, 2015, disponible sur le site <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnlList.asp>

ANNEXES

ANNEXE 1 :

Tests de racine unitaire en données de panel sur le PIB Y_{it} , le taux d'inflation INF_{it} et le prix du pétrole P_{it}

Tableau 1-a : Test de racine unitaire sur le PIB

Méthodes	Statistiques	Prob.	Cross- sections	Obs
Hypothèse nulle: racine unitaire commune				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-4.09	0.0000	18	774
Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	0.70	0.76	18	774
ADF - Fisher Chi2	35.75	0.48	18	774
PP - Fisher Chi2	37.49	0.40	18	792

Tableau 1-b : Test de racine unitaire sur le PIB en différence en 1^{ère}

Méthodes	Statistiques	Prob.	Cross- sections	Obs
Hypothèse nulle: racine unitaire commune				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-11.87	0.0000	18	756
Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	-13.61	0.0000	18	756
ADF - Fisher Chi2	251.49	0.0000	18	756
PP - Fisher Chi2	418.55	0.0000	18	774

Le tableau 1-a indique que, selon le test de première génération de Levin, Lin et Chu, le PIB Y_{it} en niveau est stationnaire mais les tests de deuxième génération, tels que ceux de Im, Pesaran, Shin, Dickey-Fuller Augmenté et Phillips-Perron, montrent une non-stationnarité de cette variable. Cette variable devient ainsi stationnaire si elle est différenciée une fois comme le montrent, dans le tableau 1-b, les probabilités relatives aux deux types de test (toutes inférieures au seuil de 1%).

Tableau 2 : Test de racine unitaire sur le taux d'inflation

Méthodes	Statistiques	Prob.	Cross- sections	Obs
Hypothèse nulle: racine unitaire commune à tous les pays				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-11.17	0.0000	18	756
Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles propres à chaque pays				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	-10.95	0.0000	18	756
ADF - Fisher Chi2	189.58	0.0000	18	756
PP - Fisher Chi2	322.65	0.0000	18	774

Le tableau 2 montre que les tests de non-stationnarité de Levin, Lin et Chu (tests de première génération) rejettent l'hypothèse nulle de racine unitaire concernant le taux d'inflation pour 18 pays. De même, les tests de Pesaran, Im, Shin, Dickey-Fuller Augmentés et de Phillips-Perron (tests de seconde génération) rejettent l'hypothèse nulle de racine unitaire individuelles. Le taux d'inflation est donc stationnaire en niveau pour l'ensemble du panel et pour chaque pays composant le panel.

Tableau 3-a : Test de racine unitaire sur le prix du pétrole

Méthodes	Statistiques	Prob.	sections	Obs
<i>Hypothèse nulle: racine unitaire commune à tous les pays</i>				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-1.00	0.16	18	774
<i>Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles propres à chaque pays</i>				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	1.26	0.89	18	774
ADF - Fisher Chi2	23.43	0.95	18	774
PP - Fisher Chi2	20.31	0.98	18	792

Tableau 3-b : Test de racine unitaire sur le prix du pétrole en différence 1^{ère}

Méthodes	Statistiques	Prob.	sections	Obs
<i>Hypothèse nulle: racine unitaire commune à tous les pays</i>				
Levin, Lin & Chu (t de Student)	-5.91	0.0000	18	756
<i>Hypothèse nulle: racines unitaires individuelles propres à chaque pays</i>				
Im, Pesaran and Shin (Statistique de Wald)	-12.38	0.0000	18	756
ADF - Fisher Chi2	222.43	0.0000	18	756
PP - Fisher Chi2	409.17	0.0000	18	774

Le tableau 3-a indique que, selon les tests de première et deuxième génération, le prix du pétrole P_{it} en niveau n'est pas stationnaire. Cette variable devient stationnaire si elle est différenciée une fois comme le montrent, dans le tableau 3-b, les probabilités relatives aux deux types de test (toutes inférieures au seuil de 1%).

ANNEXE 2 :

Estimation de l'impact des conflits pour les 18 pays de la région MENA (relations [5], [6] et [7]) : période 1970-2016

$$dY_{it} = 0.05 - 0.05dY_{it-1} - 0.03INF_{it-1} - 0.01P_{it-1} - 0.027CONF_{it} + e_{5it} \quad [5bis]$$

(9.37)*** (1.5) (1.1) (0.8) (2.6)***

$$INF_{it} = 0.04 + 0.15dY_{it-1} + 0.20INF_{it-j} - 0.05P_{it-1} - 0.00CONF_{it} + e_{6it} \quad [6bis]$$

(5.0)*** (2.8)*** (5.3)*** (2.0)** (0.4)

$$P_{it} = 0.01 + 0.09dY_{it-j} + 0.29INF_{it-j} - 0.04P_{it-j} - 0.03CONF_{it} + e_{7it} \quad [7bis]$$

(0.8) (1.0) (4.3)*** (1.1) (1.0)

Avec, $NT = 810$ et *, **, *** qui indiquent la significativité des coefficients respectivement aux seuils de 10%, 5% et 1%.

La relation [5bis] montre qu'à chaque conflit, le taux de croissance du PIB diminue de 2.66 environ $(\exp(-0.027)-1)*100$.