

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2023, Vol. 8, N°1

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIWERSYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Secrétaire de rédaction

Dorota CZYŻEWSKA-MISZTAL, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France
Alastaire ALINSATO, Bénin
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban
Camille BAULANT, France
Matouk BELATTAF, Algérie
Francis BISMANS, France, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Bernard COUPEZ, France
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Ewa FRĄCKIEWICZ, Pologne
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali

Michel LELART, France
Laura MARCU, Roumanie
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie
Boniface MBIH, France
Mbodja MOUGOUE, États-Unis
Francisco OCARANZA, Chili
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Carlos QUENAN, France
Marek RATAJCZAK, Pologne
Alain REDSLOB, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Alain SAFA, France
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie
Piotr STANEK, Pologne
Abdou THIAO, Sénégal
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

Bureau de rédaction

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Paris, Poznań 2023

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos (Claudio Ruff ESCOBAR et Krzysztof MALAGA).....	3
Alexis MATHEU, Paola JUICA Apport des modèles mathématiques et big data pour la prise de décisions de l'entreprise ; le cas d'épidémies telles que le SARS-CoV-2 dans le secteur de la santé au Chili	9
Cristian CORNEJO, Purificación GALINDO-VILLARDÓN Meta-Biplot comme mesure des variables de protection sociale pour les pays européens et latinoaméricains	20
Carlos SEBRANGO, Lizet SÁNCHEZ Prévision à court terme en temps réel de l'épidémie de COVID-19 à Cuba en utilisant la modélisation	34
Manuel E. CORTÉS La culture d'agrumes dans les communautés agricoles chiliennes : Vers un développement durable	49
Alexander A. PARSHINTSEV Élaboration et approbation d'un index global intellectuel capital orienté sur le sujet pour une analyse comparative sur tout le pays	63
Bastián GUTIÉRREZ, Roberto CORTÉS, Macarena DEHNHARDT Modèle logistique de désertion à travers des techniques de régression et un arbre de décision pour l'efficience dans la destination des ressources : Le cas d'une université privée chilienne	75
Camilo GONZÁLEZ Modèle d'élasticité de prix/demande du point de vue bayésien : le cas d'une entreprise de détail chilienne	90
Claudio RUFF, Marcelo RUIZ, Luis BENITES Modèle de caractérisation de la situation de qualité des universités chiliennes à partir d'indicateurs financiers et de gestion	106

Pedro CASTILLO

Concurrence dans la distribution au détail de combustibles liquides : Exploration de la dimension spatiale 124

Lidiya S. PARSHINTSEVA

Préparation estimée et vulnérabilité des pays face à la pandémie de COVID-19 : Elaboration et approbation de l'index global 145

Bartłomiej LACH, Krzysztof MALAGA

Évolution de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud et de l'Union Européenne durant les années 1996–2022..... 163

Hassan Maman ABDO, Mahaman Laouan ABOUBE, Mbodja MOUGOUÉ

Convergence économique au sein de l'espace ouest-africain : L'intégration économique régionale à l'épreuve des faits 184

AVANT-PROPOS

Le numéro 1/2023 de la RIELF, que nous avons le plaisir de présenter aux lecteurs, a été édité par rédacteur invité Dr. Claudio RUFF ESCOBAR, en collaboration avec le Dr. Francisco OCARANZA BOSIO de l'Université Bernardo O'Higgins de Santiago du Chili. Il se compose de 12 articles dont les onze premiers concernent l'Amérique du Sud. L'article douzième, quant à lui, fait référence à l'espace ouest-africain.

Dans le premier article, *Apport des modèles mathématiques et big data pour la prise de décisions de l'entreprise ; le cas d'épidémies telles que le SARS-CoV-2 dans le secteur de la santé au Chili*, **Alexis MATHEU** et **Paola JUICA** proposent d'analyser, à partir des modèles théoriques mathématiques, l'apport de ce secteur de la science pour trouver et prévoir de possibles solutions afin de diminuer les effets de cette pandémie par le virus COVID-19. Pour cela, ils utilisent des analyses statistiques basées sur trois modèles, phénoménologiques non linéaires, configuration de données et modèle logistique généralisé, en espérant qu'ils contribueront à une meilleure évaluation et compréhension des mesures prises face à la crise sanitaire et qui seront adoptées à l'avenir pour faire face à de nouveaux virus, en utilisant mieux les données et les outils technologiques dont dispose l'humanité.

Dans le deuxième article, *Meta-Biplot comme mesure des variables de protection sociale pour les pays européens et latinoaméricains*, **Cristian CORNEJO** et **Purificación GALINDO-VILLARDÓN** constatent, que dans le cadre de la sécurité sociale, les systèmes de pensions constituent des mécanismes de protection sociale offrant des revenus aux personnes qui perdent leur capacité d'auto-génération en raison de leur âge (droits et bénéfices de la vieillesse), de leur incapacité (droits et bénéfices d'invalidité) ou du décès d'une des sources principales de revenus d'une famille (droits et bénéfices de survie). En ce qui concerne la Sécurité Sociale, les pays européens sont ceux qui ont le plus d'expérience. Quant à l'Amérique Latine, elle a été l'une des premières à introduire dans ses systèmes de pensions des schémas de capitalisation individuelle comme composant obligatoire depuis déjà plus de 30 ans, lorsque le Chili abandonna son système prévisionnel de distribution pour un de capitalisation individuelle. Ensuite, plusieurs pays en Amérique latine et en Europe suivirent le même chemin. Avec des systèmes de protection sociale bien conçus et implémentés, les pays peuvent renforcer le capital humain et améliorer la productivité, réduire les inégalités, stimuler la résilience et mettre fin au cycle de la pauvreté intergénérationnelle.

Dans le troisième article, *Prévision à court terme en temps réel de l'épidémie de COVID-19 à Cuba en utilisant la modélisation*, **Carlos SEBRANGO** et **Lizet SÁNCHEZ** notent que'en l'absence d'information fiable sur les mécanismes de transmission d'une infection émergente, de simples modèles phénoménologiques peuvent apporter une estimation précoce de l'étendue potentielle d'épidémies en temps réel. Un avertissement sur la taille finale d'une épidémie et en particulier de la COVID-19 actuellement actif peut servir aux autorités sanitaires pour y faire face. Une variété de modèles non-linéaires ont été développés pour définir les cas cumulés de maladies épidémiques infectieuses (e.g. Richards, logistique, modèles Gompertz). Tous ces modèles peuvent utiliser correctement les données pour obtenir des prévisions à court terme en temps réel. Typiquement, il s'agit de suivre la procédure d'estimation post-sélection, i.e., de sélectionner un modèle parmi tous ceux disponibles et d'ignorer ceux reposant sur l'incertitude dans l'estimation et l'inférence vu que ces procédures sont basées sur un seul modèle. Dans ce travail, ils établissent une prédiction en temps réel de la taille finale, point crucial de l'épidémie, et des prévisions 10 jours à l'avance de cas cumulatifs en utilisant plusieurs modèles non-linéaires où ces paramètres sont estimés via modélisation. La méthode est appliquée à l'épidémie de COVID-19 en 2020 à Cuba.

Dans le quatrième article, *La culture d'agrumes dans les communautés agricoles chiliennes : Vers un développement durable*, **Manuel E. CORTÉS** souligne l'importance des agrumes dans les communautés agricoles de la Province de Limarí du point de vue du développement agricole durable dans ces communautés, en soulignant les résultats de l'expérience des cultivateurs ruraux. D'abord, l'état de développement de la culture des agrumes au Chili. Ensuite, cette activité est traitée dans la perspective des communautés agricoles de Limarí. En troisième lieu, on présente une analyse pilote de la culture des agrumes dans la communauté agricole. Ce travail souligne l'attrait que présente le secteur des agrumes pour les communautés agricoles, en particulier la commercialisation du traditionnel citron jaune. Il se penche aussi sur l'implantation de programmes d'éducation agro-environnementale parmi ses habitants pour promouvoir le soin des ressources naturelles comme l'eau et la terre. La croissance et le développement de la culture des agrumes dans les communautés agricoles de Limarí doivent être consistants, avec une analyse de la disponibilité de ces ressources et leur utilisation responsable.

À son tour, dans le cinquième article, *Élaboration et approbation d'un index global intellectuel capital orienté sur le sujet pour une analyse comparative sur tout le pays*, **Alexander A. PARSHINTSEV** prétend que de nos jours, l'apprentissage, la formation, les innovations et la numérisation sont devenus des facteurs clés du développement. Dans ces conditions, le capital intellectuel devient l'un des éléments de base qui forment la compétitivité économique. En supposant que le capital intellectuel contribue à la réalisation de la majorité des objectifs de développement durable, la réalisation d'une évaluation complexe du capital

intellectuel revêt un intérêt particulier. Son étude est consacrée à l'élaboration de la méthodologie de calcul de l'indicateur global intégral pour évaluer le niveau de capital intellectuel qui pourrait être utilisé pour une analyse comparative entre les pays. L'auteur présente les suggestions sur les éléments de l'indice, le contenu et la structure même du capital intellectuel au niveau macro ; l'élaboration d'un système d'indicateurs statistiques pour évaluer l'état et le développement du capital intellectuel sur la base de l'analyse et de la synthèse des données disponibles, en tenant compte de l'expérience internationale dans le contexte du développement de l'innovation ; le développement d'un indice global intégral du capital intellectuel pour les comparaisons entre les pays. Les résultats de l'analyse expresse basée sur la liste restreinte d'indicateurs sont également présentés, mettant en évidence les leaders et les retardataires en 2016 et 2020.

Dans le sixième article, *Modèle logistique de, désertion à travers des techniques de régression et un arbre de décision pour l'efficience dans la destination des ressources : Le cas d'une université privée chilienne*, **Bastián GUTIÉRREZ**, **Roberto CORTÉS** et **Macarena DEHNHARDT** arrivent à la conclusion que lorsque l'éducation est devenue un droit fondamental qu'il faut conserver et consolider, une problématique apparaît, qui a suscité de nombreuses discussions académiques et qui prétend considérer de manière holistique et critique le phénomène de massification croissante des offres de formation, manifesté dans l'augmentation exponentielle de l'accès au troisième cycle. Certaines approches postulent que, non seulement il est nécessaire d'implémenter des politiques pour amplifier la couverture de l'accès, mais il faut aussi se pencher sur la qualité de l'éducation, en considérant la désertion et la rétention universitaire. Dans ce contexte, leur recherche vise à établir un modèle d'analyse qui permette le développement de la rétention et la prévention des causes de désertion. Les auteurs utilisent pour cela la méthodologie d'apprentissage supervisé déterminant les variables d'analyse à travers les techniques de régression et un arbre de décision, en créant un modèle logistique de désertion, capable d'améliorer l'efficience dans la destination de ressources. Finalement, ce travail visera à apporter une meilleure compréhension des phénomènes associés à la désertion et la rétention universitaire, pour aider dans la gestion et le processus de prise de décisions par les institutions d'enseignement supérieur.

Dans le septième article, *Modèle d'élasticité de prix/demande du point de vue bayésien: Le cas d'une entreprise de détail chilienne*, **Camilo GONZÁLEZ** présente les données d'une entreprise chilienne de détail pour modeler l'élasticité d'un point de vue bayésien. L'élasticité mesure le comportement des produits sur la base des prix et de la demande. Elle peut être obtenue à travers des régressions linéaires du logarithme des prix et les unités vendues. Le problème se pose avec les réductions, les jours spéciaux, etc. Cette relation temporelle provoque des biais dans les estimations que l'entreprise compense en réalisant une chaîne de régressions. La statistique bayésienne fixe une distribution pour les paramètres, et ensuite, avec

la plausibilité, utilise la règle de Bayes pour obtenir une distribution a posteriori. L'auteur utilise une a priori Normal-Gamma-Inverse pour spécifier le modèle de régression linéaire. Pour l'application, on obtient les élasticités au niveau de ligne à travers le modèle classique et les élasticités de produit avec le modèle bayésien, en incorporant l'information de la ligne. À travers un t-test on conclut que la moyenne des élasticités de la chaîne ne diffère pas de celles obtenues par le modèle bayésien. Par conséquent, en complétant les deux points de vue, on obtient de bons résultats qui peuvent être utilisés dans le commerce.

Dans le huitième article, *Modèle de caractérisation de la situation de qualité des universités chiliennes à partir d'indicateurs financiers et de gestion*, **Claudio RUFF**, **Marcelo RUIZ** et **Luis BENITES** constatent quel'un des indicateurs les plus significatifs de l'effectivité de systèmes d'assurance de qualité est le processus d'accréditation des institutions d'enseignement supérieur, car il considère une variété d'éléments essentiels au moment d'accréditer la qualité des systèmes de formation utilisés dans ces institutions. Dans ce contexte, leur recherche vise à créer un modèle de caractérisation, évolution et projection de la situation d'accréditation des universités chiliennes rattachées au Système d'Information de l'Enseignement Supérieur (SIES). Ils emploient une méthodologie de type quantitatif exploratoire corrélationnel et prédictif qui considère 56 institutions d'enseignement supérieur chiliennes, cataloguées comme universités, et leurs indicateurs publiés entre 2017 et 2021 par le SIES, afin de créer un modèle basé sur l'évolution des indicateurs consolidés et d'établir une information de référence sur les secteurs les plus pertinents dans les résultats du processus d'accréditation. Ainsi, cette recherche se présente comme un modèle contribuant à la planification stratégique des universités pour atteindre une meilleure qualité et davantage d'années d'accréditation.

Dans le neuvième article, *Concurrence dans la distribution au détail de combustibles liquides : Exploration de la dimension spatiale*, **Pedro CASTILLO** vise à étudier le niveau de concurrence spatiale entre les stations-services existant sur le marché de distribution au détail des combustibles liquides, à partir de l'analyse comparée de leur positionnement géospatial et de leur influence et variations de prix sur le marché national. Selon l'auteur dans le cas du Chili, l'industrie se caractérise par sa forte concentration en nombre de fournisseurs et intégration verticale avec les segments de distribution de gros, transport et stockage, d'où l'importance de l'analyse en matière de concurrence. De plus, il existe une grande différenciation des produits en termes de localisation géographique, ce qui rend l'analyse spatiale essentielle. Ainsi, il a analysé en premier lieu l'impact du nombre de stations proches, du même réseau, et d'un réseau rival ou indépendantes. Les résultats sont configurés selon deux approches. La première conclut que les résultats numériques sont consistants dans la dynamique des prix et le positionnement territorial des stations, car il apparaît que les stations indépendantes ont un effet négatif sur le niveau de prix dans un rayon de 20 minutes, avec un réseau-action moyen de 0,19%.

De même, on note un impact supérieur sur la distribution d'essence de 93 octanes et le Diesel que de l'essence de 97 octanes, car les segments de Diesel et 93 octanes sont les plus compétitifs de l'industrie, et dans le contexte où les stations indépendantes participent le plus. Dans la deuxième, les résultats montrent le rôle dominant de l'entreprise Copec : ce réseau est celui de plus grande influence négative sur le niveau des prix de ses rivales. Comme dans le premier modèle, les résultats varient par type de combustible, le rôle des réseaux d'essence de 97 octanes étant le plus important. Les résultats sont hétérogènes au niveau régional, plus élevés dans les zones géographiques densément peuplées par rapport aux zones australes et éloignées des principaux centres urbains.

Dans le dixième article, *Préparation estimée et vulnérabilité des pays face à la pandémie de COVID-19 : Elaboration et approbation de l'index global*, **Lidiya S. PARSHINTSEVA** stipule que la pandémie de COVID-19 et ses conséquences socio-économiques ont provoqué une augmentation notable du rôle de l'estimation de la préparation et la vulnérabilité des pays. Il s'agit d'un complément à la recherche existante et aux classements multidimensionnels, ainsi que d'une présentation des résultats d'une évaluation nationale complète de la préparation et de la vulnérabilité à la pandémie basée sur les indicateurs multidimensionnels proposés par les auteurs. L'objectif de cette recherche était d'estimer le niveau de préparation nationale et la vulnérabilité d'un point de vue complexe. Un index multidimensionnel global a été calculé et utilisé pour donner un classement des pays à partir de cette méthodologie. L'index a permis aux auteurs de conclure qu'il y a une différence importante dans le niveau de préparation face à une pandémie et une disproportion entre certains éléments du système pour chaque pays. L'analyse des données, les sources et les rapports ont souligné le besoin d'étendre la liste des indicateurs pour évaluer le niveau de vulnérabilité. L'opportunité d'utiliser cet index est prouvée par l'analyse corrélative statistique entre les sous-index et le niveau de morbidité et mortalité due au COVID-19. L'index est utilisé pour former des groupes multidimensionnels et le partitionnement de données permet d'estimer les conséquences économiques de la pandémie. Les résultats du partitionnement de données ont permis de former quatre groupes de pays : (1) très vulnérables avec faible niveau de préparation ; (2) vulnérables avec faible niveau de préparation ; (3) vulnérables avec haut niveau de préparation ; (4) peu vulnérables avec haut niveau de préparation. L'analyse comparative des conséquences économiques (changement annuel PIB en 2020–2019 par rapport à PIB en 2019–2017), taux de chômage et changement de l'inflation ont montré des disproportions de l'influence de la pandémie par groupes de pays.

Dans le onzième article, *Évolution de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud et de l'Union Européenne durant les années 1996–2022*, **Bartłomiej LACH** et **Krzysztof MALAGA** reconnaissent que le but de leur recherche est de décrire et d'évaluer l'évolution de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud et de l'Union européenne dans les années 1996–2022. La base d'inférence

sont les coefficients de liberté économique publiés depuis 1995 par The Heritage Foundation à Washington et *Wall Street Journal* pour 184 pays à travers le monde. L'analyse comparative est effectuée par pays et en trois sous-groupes, qui sont : les pays d'Amérique du Sud, les pays européens qui ont rejoint l'Union européenne avant 2003 (EU1) et après 2003 (EU2). Dans la recherche empirique, les méthodes d'analyse de corrélation, σ -convergence, σ -divergence et analyse comparative multivariée sont utilisées. Le programme R et les packages *dtw* et *dtwclus* sont également appliqués. En conséquence, une évaluation approfondie de l'évolution de la liberté économique a été réalisée dans les 41 pays évalués, ainsi que séparément dans les trois groupes de pays analysés. Il a été montré qu'en termes de liberté économique, les pays de la EU1 l'emportent sur les pays de la EU2 et d'Amérique du Sud. En conclusion on présente remarques générales sur la relation entre les étapes des changements dans la liberté économique et les réformes institutionnelles visant une démocratisation plus complète des pays et le développement d'une économie de marché moderne.

Enfin, dans le douzième article, qui est le seul traitant de l'Afrique, *Convergence économique au sein de l'espace ouest-africain : L'intégration économique régionale à l'épreuve des faits*, **Hassan Maman ABDO**, **Mahaman Laouan ABOUBE** et **Mbo-dja MOUGOUÉ**, proposent d'abord une discussion à la lumière des travaux récents sur la convergence économique ou non des pays ouest-africains qui sont dans le processus de régionalisation des échanges depuis 1975. Ils examinent, ensuite, les déterminants de la convergence en prenant appui sur une analyse économétrique spatiale de tous ces États sur la période 1990–2021. Les résultats obtenus font ressortir que les économies sont globalement et fortement divergentes ; les convergences absolue et conditionnelle n'étant pas réalisées. Mais trois clubs de convergence ont été décelés, avec le Sénégal qui fait bande à part. Le taux d'investissement, les dépenses publiques, le taux d'inflation, la parité du pouvoir d'achat, le taux d'ouverture commerciale, le taux de scolarisation et le taux de croissance démographique, variables structurelles de contrôle, ont joué un rôle important dans l'appréciation de la vitesse et du niveau de divergence des économies ouest-africaines. Ceci a mis en évidence les écarts des revenus par tête, le retard dans les mécanismes intégrateurs et les effets des chocs auxquels ces économies sont soumises.

Claudio Ruff Escobar et Krzysztof Malaga

**APPORT DES MODÈLES MATHÉMATIQUES
ET BIG DATA POUR LA PRISE DE DÉCISIONS
DE L'ENTREPRISE ; LE CAS D'ÉPIDÉMIES TELLES
QUE LE SARS-COV-2 DANS LE SECTEUR DE LA SANTÉ
AU CHILI**

**Contribution of mathematical models and big data for company
decision-making; the case of epidemiological events such
as SARS-CoV-2 in the health area in Chile**

Alexis MATHEU¹

Université Bernardo O'Higgins – Chili
Centre de Recherche Institutionnelle
alexis.matheu@ubo.cl
<https://orcid.org/0000-0002-7859-9039>

Paola JUICA²

Université Bernardo O'Higgins – Chili
Centre de Recherche Institutionnelle
paola.juica@ubo.cl
<https://orcid.org/0000-0002-5274-8868>

Abstract : The pandemic caused by the COVID-19 virus has given rise to numerous analyses and studies due to the implications and serious consequences it has had on all areas of human development worldwide. The data unquestionably reflect the degree of impact it has had, not only on the mortality rate, but also on the economic indices of nations. In analysing all these indicators, the question arises as to whether some key elements, such as the number of incidences, the variables of the effective reproductive factor of the disease could better reflect the predictability of the cases and, in turn, evaluate the mitigating measures to placate the incidence of new cases. This analysis is especially significant considering that the pandemic is not over, and that more and better resolutions are still needed to address this

¹ Av. Viel 1497, 8370993 Santiago, Región metropolitana, Chile.

² Av. Viel 1497, 8370993 Santiago, Región metropolitana, Chile.

ongoing crisis. In this context, the present study aims to analyse, from the theoretical mathematical models, what has been the contribution of this area of science to find and predict possible solutions to quell the effects of this global pandemic. For this purpose, statistical analyses based on three models will be used : non-linear phenomenological models, data modeling and the generalised logistic model, which are expected to contribute to a better evaluation and understanding of the measures taken to face this health crisis and, in the future, the importance of understanding the use of data and the technological tools available to mankind today in the face of any new virus.

Keywords : SARS-CoV-2, mathematical models, applied statistics.

Résumé : La pandémie causée par le virus COVID-19 a fait l'objet de nombreuses analyses et études en raison de ses incidences et conséquences graves dans tous les secteurs du développement humain au niveau mondial. Les données rendent compte de son impact non seulement sur le taux de mortalité mais aussi sur les indices économiques des pays. Lorsque l'on analyse tous ces indicateurs, on se demande si certains d'entre eux, tels que le nombre d'incidences et les variables du facteur reproductif effectif de maladie, ne peuvent pas mieux refléter la prédictibilité des cas et ainsi évaluer les mesures permettant d'atténuer l'incidence de nouveaux cas. Cette analyse est particulièrement significative si l'on considère que la pandémie n'est pas terminée et que de plus importantes et meilleurs résolutions sont encore nécessaires pour faire face à la crise en cours. Dans ce contexte, notre étude se propose d'analyser, à partir des modèles théoriques mathématiques, l'apport de ce secteur de la science pour trouver et prévoir de possibles solutions afin de diminuer les effets de cette pandémie. Pour cela, nous utiliserons des analyses statistiques basées sur trois modèles, phénoménologiques non linéaires, configuration de données et modèle logistique généralisé, en espérant qu'ils contribueront à une meilleure évaluation et compréhension des mesures prises face à la crise sanitaire et qui seront adoptées à l'avenir pour faire face à de nouveaux virus, en utilisant mieux les données et les outils technologiques dont dispose l'humanité.

Mots-clés : SARS-CoV-2, modèles mathématiques, statistique appliquée.

JEL classification : C02, I12.

Introduction

D'un point de vue rétrospectif, on constate que l'humanité a dû faire face, dans de nombreuses occasions, à des catastrophes de tous types, certaines naturelles et d'autres provoquées par les êtres humains eux-mêmes (Castañeda & Ramos Serpa, 2020). Ces situations non seulement ont été cause de douleurs en raison des décès, mais aussi de grandes pertes économiques, humaines, personnelles et sociales. Il est donc urgent de réfléchir et d'investir tous les éléments et outils nécessaires pour

aider notre société à mieux faire face à des événements aussi lamentables (Luna-Nemecio, 2020).

Dans ce contexte, alors que nous subissons encore les effets de la pandémie causée par la COVID-19, il faut souligner l'importance de nouvelles informations et études analysant de manière profonde et exhaustive tous les facteurs et circonstances liés à ce fléau qui a frappé le monde au cours des dernières années.

1. Bref référentiel

1.1. Les sciences exactes et les catastrophes

Ce travail se propose donc d'analyser, à partir des modèles théoriques mathématiques, l'apport de ce secteur de la science, et de trouver et prédire des solutions possibles pour diminuer les effets de cette pandémie mondiale. Nous utiliserons l'analyse de statistiques prises des modèles phénoménologiques et logistiques généralisés, ainsi que le modèle déjà utilisé par les statistiques mathématiques comme paramètre d'évaluation de ce type de phénomène.

1.2. Cadre référentiel

Dès janvier 2020, cette crise sanitaire mondiale a exigé de nombreux efforts et l'implémentation d'une série de stratégies afin de diminuer ses effets ; cependant, en portant un regard rétrospectif, les voix critiques s'élèvent pour indiquer que, même si la globalisation est un paradigme incontournable, les mesures adoptées face à cette crise n'ont pas appliqué une vision globale, ce qui explique les conséquences fatales atteignant un niveau jusque-là imprévu (Collado Campaña, 2019 ; Jiménez-Díaz et al., 2021).

Depuis les premiers cas de virus apparus dans la ville de Wuhan, en Chine, de ce que l'on pensait être une sorte de pneumonie peu commune, jusqu'à maintenant, quand le virus a été identifié avec ses mutations (Fraguas, 2020), la COVID-19 a coûté la vie à des millions de personnes et en a contaminé des milliards. Cette maladie est donc devenue une urgence de santé publique globale, qui cependant ne nous a pas tous affligé de la même façon. Ceci dû au fait que l'impact dépendait de la capacité de réaction des nations, du type de mesures adoptées et de la vitesse à laquelle elles ont été appliquées (Barrios & González, 2020). Cette crise sera également surmontée selon les politiques implémentées par les pays et leur capacité de faire face aux conséquences de la phase d'hibernation économique résultant de la fermeture massive des marchés et des transactions nationales et transnationales (Luján Alcaraz, 2020).

2. Méthodologie

Pour la source de données, nous avons analysé les informations sur la COVID-19 au Chili à différents moments de l'année 2020, publiées par le ministère de Santé dans ses rapports officiels. Les deux indicateurs de la pandémie utilisés sont modélisés selon les chiffres réels du Chili à deux moments de plus haut niveau du virus. Il s'agit du comportement de l'incidence de cas et les projections possibles les jours suivants, d'une part, et l'important facteur du taux de reproduction du virus (R_t), d'autre part – il s'agit de la capacité moyenne d'une personne contaminée de transmettre au reste de la population n'importe quel jour. Le deuxième chiffre est de grande importance pour estimer le contrôle final de la pandémie, car sa tendance à zéro élimine la reproduction du virus.

Pour le premier indicateur, trois méthodes de ce qu'on appelle modèles phénoménologiques (modèles non linéaires) sont utilisées, qui ne considèrent pas les mécanismes de transmission de la maladie, mais qui ont l'avantage de ne pouvoir donner des pronostics sur le nombre de cas, le nombre prévu à la fin de la pandémie, où sera le point le plus haut, etc. qu'avec l'information sur les cas antérieurs. Les modèles phénoménologiques utilisent peu de paramètres, font des suppositions plus simples et donnent des estimations plus solides lorsqu'ils sont appliqués dans des contextes de données très limités.

La création d'un modèle de données est faite avec les modèles phénoménologiques les plus utilisés pour les maladies infectieuses : le modèle de Richards (RM) (1959), le modèle logistique généralisé (GLM) et le modèle de Richards généralisé (GRM) (1969). Le premier est un modèle de croissance qui considère quatre variables, un de ses paramètres permet de modéliser les courbes avec une plus grande précision, mais il est critiqué car ce paramètre n'a pas de base biologique. Le second, le GLM, est une fonction utilisée dans divers modèles de croissance pour des populations, propagations de pandémies ou autres ; cette fonction est une généralisation flexible des régressions simples, avec distribution d'erreurs différente de la distribution normale, et le dernier est une généralisation des deux modèles antérieurs.

2.1. Modèle logistique généralisé

Le modèle logistique généralisé (MLG) est une extension du modèle logistique qui inclut un paramètre additionnel, p pour permettre l'extension de la croissance ; $p = 1$ indique une croissance exponentielle précoce, $p = 0$ représente une croissance constante, et $0 < p < 1$ accommode les croissances sous-exponentielles ou polynomiales précoces (Chowell & Viboud, 2016). Le MLG est défini par l'équation différentielle (1) :

$$C'(t) = rC(t)^p \left(1 - \frac{C(t)}{K}\right) \quad (1)$$

où $C(t)$ représente le nombre de cas accumulés dans la période t , $C'(t)$ représente le nombre de nouveaux cas contaminés dans la période t , r est la cause de croissance, p est l'échelle du paramètre de croissance, et K est la capacité de charge ou la taille finale de l'épidémie.

2.2. Modèle de Richards généralisé

Le modèle de Richards généralisé (MRG) est une extension du modèle de Richards, qui assume une phase de croissance initiale exponentielle. Pour prendre en compte les dynamiques de croissance initiale (Roosa et al., 2020a), le MRG a été créé en incorporant le paramètre p , aussi connu comme paramètre de décélération de la croissance. Le MRG a la forme (2) :

$$C'(t) = rC(t)^p \left[1 - \left(\frac{C(t)}{K}\right)^a\right] \quad (2)$$

où $0 \leq p \leq 1$ et l'exposant a mesure la déviation de la dynamique de la courbe logistique simple symétrique. Pour les périodes initiales de la pandémie, ce modèle est capable de capter différents profils de croissance, mentionnés avec le modèle antérieur (Roosa et al., 2020b).

Un modèle correctement calibré selon les données peut être utilisé pour prédire à court terme ou long terme, en créant une prédiction basée sur l'incertitude des modèles donnée par $f(t, \hat{\theta}_1)$, $f(t, \hat{\theta}_2)$, ..., $f(t, \hat{\theta}_{200})$ (ajustements des 200 courbes créées par la procédure de quantification de l'incertitude), qui exige de propager l'incertitude de l'état actuel à un horizon temporel de h unités : $f(t+h, \hat{\theta}_1)$, $f(t+h, \hat{\theta}_2)$, ..., $f(t+h, \hat{\theta}_{200})$.

Si nous pouvons inspecter les résidus pour détecter toute déviation systématique du modèle qui s'ajuste aux données, il est aussi possible de quantifier l'erreur du modèle ajusté en se servant des mesures de rendement. Ces mesures servent aussi à quantifier l'erreur assistée aux pronostics. La somme des carrés de l'erreur (SSE), l'erreur absolue moyenne (MAE) et la racine de l'erreur quadratique moyenne sont parmi les plus utilisées (RMSE) (Chowell, 2017).

Il est également possible de quantifier l'erreur de l'ajustement du modèle aux données en employant les mesures de performance (Kuhn & Johnson, 2013). Elles sont aussi utiles pour quantifier l'erreur associée aux pronostics. Une mesure de rendement très utilisée est l'erreur quadratique moyenne (RMSE), donnée par :

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (f(t_i, \hat{\theta}) - y_{t_i})^2}{n}}$$

Une mesure de rendement est l'erreur moyenne absolue, donnée par :

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^n |f(t_i, \hat{\theta}) - y_{t_i}|}{n}$$

De même, le pourcentage d'erreur moyenne absolue s'obtient par :

$$MAPE = \frac{\sum_{i=1}^n \left| \frac{f(t_i, \hat{\theta}) - y_{t_i}}{y_{t_i}} \right|}{n}$$

3. Résultats

Les analyses statistiques des trois modèles de nouveaux cas, à deux moments du virus, sont réalisées avec le système MATLAB (système de calcul numérique), la ligne discontinue apparaissant le jour réel de propagation (figure 1 et 2). Les trois modèles

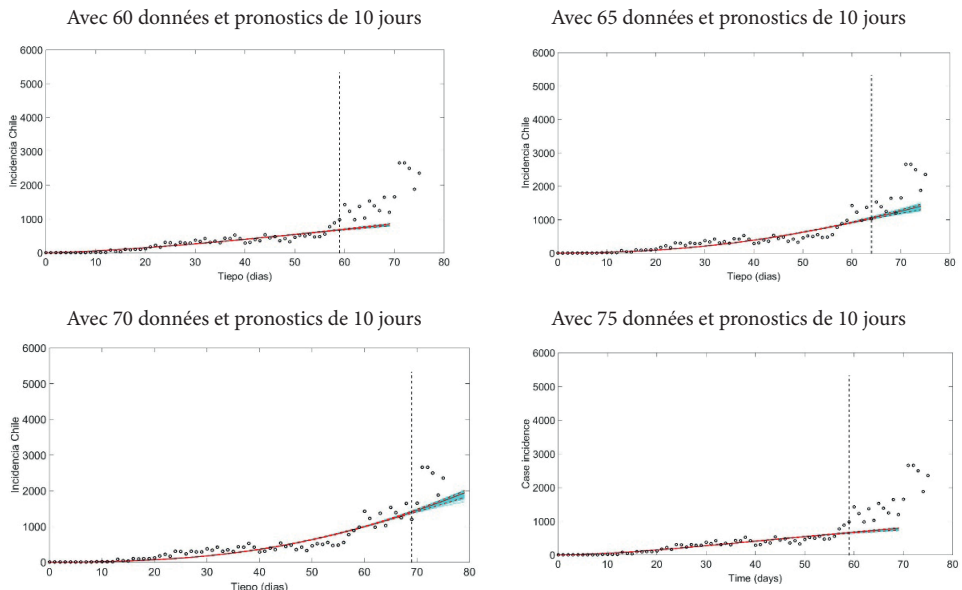


Figure 1. Modèle GLM et sa progression

Source : élaboration à partir de données gouvernementales.

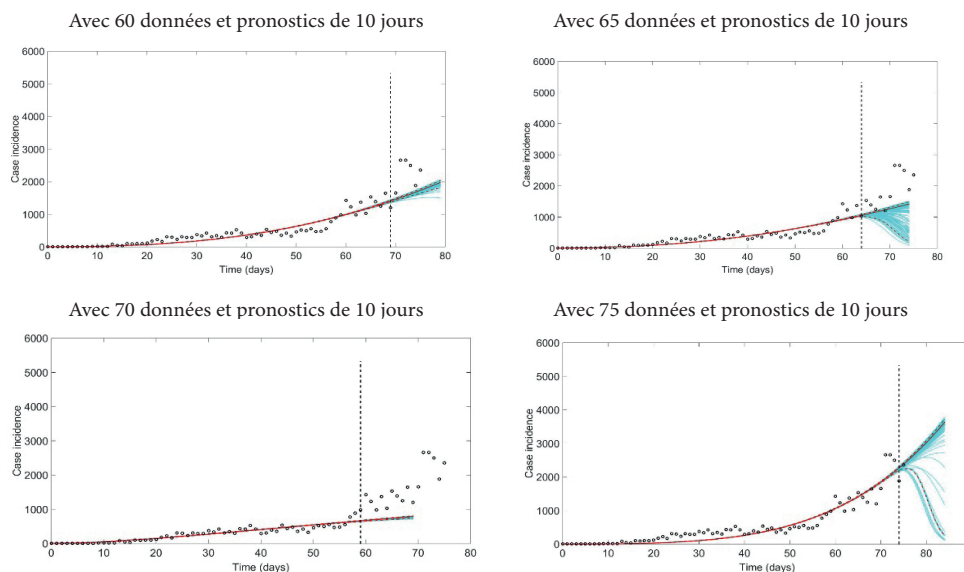


Figure 2. Modèle de Richards et sa progression

Source : élaboration à partir de données gouvernementales.

vont vers un même horizon, la courbe de croissance des cas nouveaux est entrée dans sa croissance exponentielle, la courbe la plus probable prédit jusqu'à 4000 cas dans les jours qui viennent et les cas peuvent augmenter de manière alarmante. Ces modèles nous permettent de prendre des décisions pour chercher la meilleure

Tableau 1. Statistiques ou mesures de rendement (MAE, RMSE y SSE) de l'ajustement obtenu par le modèle logistique généralisé en utilisant différents intervalles de données épidémiques

Période	1-60	1-65	1-70	1-75
MAE	64,78	94,83	111,14	151,76
RMSE	86,89	136,94	148,03	209,28
MAPE	1,51	0,56	0,41	0,43

Source : élaboration à partir de données gouvernementales.

Tableau 2. Statistiques ou mesures de rendement (MAE, RMSE y SSE) de l'ajustement obtenu par le modèle de Richards généralisé en utilisant différents intervalles de données épidémiques

Période	1-60	1-65	1-70	1-75
MAE	62,69	94,28	110,09	149,83
RMSE	87,26	136,06	146,94	207,58
MAPE	1,14	0,58	0,43	0,41

Source : élaboration à partir de données gouvernementales.

ligne à venir, dans les possibilités existantes, selon le virus ou la pandémie étudiée. Dans le cas de la COVID-19, celles-ci pourraient être la distance et la conscience sociale du phénomène, pour conduire à une situation plus favorable (lignes bleu clair des modèles) ; sans cela, la conséquence immédiate serait les situations plus alarmantes qu'indiquent les lignes des modèles, ce qui signifierait un effondrement total du système de santé, comme cela s'est passé dans divers endroits du monde, avec une quantité de décès dans la même croissance exponentielle.

Ces modèles phénoménologiques dynamiques peuvent être employés pour le pronostic à court terme, en particulier pour le pronostic de 10 jours de l'incidence des cas confirmés. Les figures antérieures montrent les pronostics de 10 jours basés sur le modèle logistique et le modèle de Richards.

Pour la modélisation du second facteur, le taux de reproduction du virus (R_t), on utilise deux distributions de probabilité pour la durée de génération ou l'intervalle

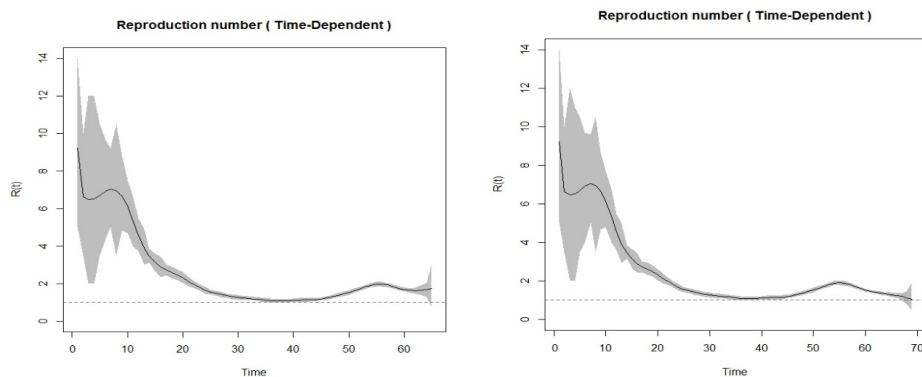


Figure 3. Fonction Gama

Source : élaboration à partir de données gouvernementales.

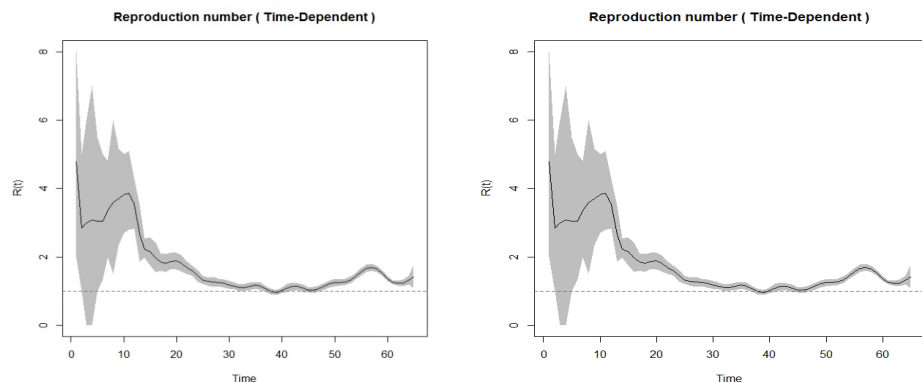


Figure 4. Fonction logonormale

Source : élaboration à partir de données gouvernementales.

de série, les distributions gamma et logonormale. Pour ces deux distributions, dans la période analysée, l'indicateur s'est maintenu stable, proche de 1 avec une légère croissance dans quelques périodes. Cet indicateur est très important dans les cas de pandémies, car lorsqu'il est proche de zéro, on peut être sûr qu'elle est proche de sa fin, situation qui dans ce cas précis ne s'est pas produite (figure 3 et 4).

Les analyses des deux indicateurs nous alertent sur tous les scénarios possibles, comme par exemple les progrès de la maladie selon le virus analysé, c'est-à-dire la croissance exponentielle de nouveaux cas, que nous pouvons voir augmenter de manière multiplicative en peu de jours, avec les conséquences connus de milliers de morts. Un autre scénario consiste à « redresser la courbe », ce qui ne s'obtient qu'avec des mesures très strictes de contrôle et de suivi selon chaque virus ou pandémie. Les fonctions exponentielles au moment de la croissance n'acceptent pas en général de positions intermédiaires.

Ces modèles permettent aux pays d'établir des politiques publiques acceptables pour contenir l'épidémie de COVID-19, comme : isolement, quarantaines, distance sociale, réorganisation professionnelle, restrictions de voyages, etc.

4. Débat

L'un des plus grands génies de l'humanité, le mathématicien Carl Friedrich Gauss (1777–1855), a dit que « La mathématique est la reine des sciences et l'arithmétique la reine des mathématiques. Elle a souvent daigné prêter service à l'astronomie et aux autres sciences naturelles, mais dans toutes les relations elle mérite la première ligne ».

La création d'un modèle mathématique indique le chemin à suivre, c'est le dernier moment pour que tous le comprennent, il est temps de penser au bien commun. Un grand nombre de mesures, décrites dans la révision bibliographique, n'ont pas été prises au bon moment pour être utilisées selon les prédictions des modèles mathématiques. Les pronostics à court terme issus des méthodologies décrites dans ce travail peuvent être des outils précieux pour prendre des décisions de santé publique, guider dans l'attribution des ressources critiques nécessaires au contrôle de la pandémie et répondre aux futures épidémies de maladies infectieuses.

Conclusion

Les modèles phénoménologiques sont utiles dans le contexte de données épidémiologiques limitées ou lorsqu'il faut faire face à des épidémies provoquées par de nouveaux pathogènes, comme le SARS-CoV-2. Cette étude utilise deux modèles

phénoménologiques dynamiques, le modèle logistique et celui de Richards généralisé, pour produire des cônes de pronostic de 10 jours de l'incidence des cas confirmés pour le Chili, en utilisant des intervalles croissants de données épidémiques. Pour l'estimation des paramètres des modèles et le pronostic, l'incertitude est quantifiée en utilisant une approche de *bootstrap* paramétrique qui considère une structure d'erreur de Poisson.

Dans beaucoup d'études antérieures, les modèles phénoménologiques, dans leur majorité, assumaient une phase de croissance exponentielle précoce comme les modèles logistiques Richards, Gompertz, etc. L'un des avantages des modèles phénoménologiques dynamiques présentés ici est qu'ils permettent d'étudier et de caractériser les profils de croissance qui ne peuvent pas être pris en compte dans les modèles phénoménologiques antérieurs. Ces modèles ont été calibrés en utilisant une quantité croissante de données épidémiques (60, 65, 70 et 75 jours).

Ces modèles de croissance phénoménologique admettent seulement des dynamiques d'épidémies avec un seul point culminant, tandis que les épidémies réelles présentent souvent des trajectoires de transmission plus complexes. Dans ces cas, il est recommandable d'utiliser l'approche de modèles de sous-épidémies pour estimer les paramètres de transmission et prévoir les trajectoires épidémiques.

Les pronostics à court terme issus des méthodologies exposées dans ce travail peuvent constituer un outil précieux pour les preneurs de décisions de la santé publique, afin de les guider dans l'assignation de ressources critiques nécessaires au contrôle de l'épidémie et dans la manière de réagir face à de futures épidémies de maladies infectieuses.

References

- Barrios, M., & González, H. (2020). Análisis estratégico sobre el panorama mundial en tiempos de la pandemia, desde la Argentina. *Visión & Global Trends. Analytical Dossier*, 8(1). https://www.vision-gt.eu/wp-content/uploads/2020/04/AD_8_2020.pdf
- Castañeda, C., & Ramos Serpa, G. (2020). Principales pandemias en la historia de la humanidad. *Revista Cubana de Pediatría*, 92. <https://revpediatria.sld.cu/index.php/ped/article/view/1183/714>
- Chowell, G. (2017). Fitting dynamic models to epidemic outbreaks with quantified uncertainty: A primer for parameter uncertainty, identifiability, and forecasts. *Infectious Disease Modelling*, 2(3), 379–398. <https://doi.org/10.1016/J.IDM.2017.08.001>
- Chowell, G., & Viboud, C. (2016). Is it growing exponentially fast? – Impact of assuming exponential growth for characterizing and forecasting epidemics with initial near-exponential growth dynamics. *Infectious Disease Modelling*, 1(1), 71–78. <https://doi.org/10.1016/J.IDM.2016.07.004>

- Collado Campaña, F. (2019). Liderazgo político local de larga continuidad: Alcaldes y notables en las capitales de provincia de Andalucía. *Política y Gobernanza. Revista de Investigaciones y Análisis Político*, 3, 49–74. <https://doi.org/10.30827/POLYGOB.V0I3.9803>
- Fraguas, R. (2020). Hipótesis sobre el origen de la pandemia: reflexiones geopolíticas. *Razón y Fe: Revista hispanoamericana de cultura*, 281(1445), 297–304. <https://revistas.comillas.edu/index.php/razonyfe/article/view/12838/11782>
- Jiménez-Díaz, J. F., Ruiloba-Núñez, J. M., & Collado-Campaña, F. (2021). Liderazgo político para un mundo nuevo: cambios globales y pandemia de la COVID-19. *Revista mexicana de ciencias políticas y sociales*, 242, 109–141. <https://doi.org/10.22201/fcpsy.2448492xe.2021.242.76524>
- Kuhn, M., & Johnson, K. (2013). *Applied predictive modeling*. Springer.
- Luján Alcaraz, J. (2020). Sobre la reactivación social y económica. El papel de la Universidad ante la Pandemia. *Discursos institucionales del Rector de la Universidad de Murcia*. Murcia: Universidad de Murcia. <https://digitum.um.es/digitum/bitstream/10201/95322/1/Discurso%20del%20Rector%20Luj%c3%a1n%20en%20Asamblea%20Regional%202023%20de%20julio%20de%202020.pdf>
- Luna-Nemecio, J. (2020). Determinaciones socioambientales del COVID-19 y vulnerabilidad económica, espacial y sanitario-institucional. *Revista de Ciencias Sociales de la Universidad de Zulia*, 26(2), 21–25. <https://www.redalyc.org/journal/280/28063431004/28063431004.pdf>
- Roosa, K., Lee, Y., Luo, R., Kirpich, A., Rothenberg, R., Hyman, J. M., Yan, P., & Chowell, G. (2020a). Real-time forecasts of the COVID-19 epidemic in China from February 5th to February 24th, 2020. *Infectious Disease Modelling*, 5, 256–263. <https://doi.org/10.1016/j.IDM.2020.02.002>
- Roosa, K., Lee, Y., Luo, R., Kirpich, A., Rothenberg, R., Hyman, J. M., Yan, P., & Chowell, G. (2020b). Short-term forecasts of the COVID-19 Epidemic in Guangdong and Zhejiang, China: February 13–23, 2020. *Journal of Clinical Medicine*, 9(2), 596. <https://doi.org/10.3390/JCM9020596>

META-BIPLLOT COMME MESURE DES VARIABLES DE PROTECTION SOCIALE POUR LES PAYS EUROPÉENS ET LATINOAMÉRICAINS

Meta-Biplot as a measure of social protection variables for European and Latin American countries

Cristian CORNEJO¹

Université Bernardo O'Higgins – Chili

Directeur Général de la Planification Stratégique et de la Communication

cristian.cornejo@ubo.cl

<https://orcid.org/0000-0001-5506-9177>

Purificación GALINDO-VILLARDÓN²

Université de Salamanque – Espagne

Département de Statistique

pgalindo@usal.es

<https://orcid.org/0000-0001-6977-7545>

Abstract : Within the framework of Social Security, pension systems are a social protection mechanism whose purpose is to provide income to people who lose their self-generating capacity due to old age (old-age rights and benefits), disability (disability rights and benefits), or death of one of the primary sources of income of a family (survivors' rights and benefits). Social protection systems occupy a prominent place in the Sustainable Development Goals (SDGs) of the United Nations, which is reflected in its goal 1.3, where it is urged to implement social protection systems and increment the coverage of the vulnerable population. In terms of social security, European countries have the most experience. Latin America has been one of the forerunners in introducing individual capitalization schemes as a mandatory component in its pension systems for more than 30 years. When Chile abandoned its pay-as-you-go pension system for an individual capitalization system, several countries in Latin America and Europe followed that path. With well-designed and implemented social protection systems, countries can strengthen human capital, improve productivity, reduce inequalities, strengthen resilience, and end the cycle of intergenerational poverty.

Keywords : Biplot, social protection, social security.

¹ Av. Viel 1497, 8370993 Santiago, Región Metropolitana, Chile.

² Campus Miguel de Unamuno. C/ Alfonso X El Sabio s/n. 37007-Salamanca, Espagne.

Résumé : Dans le cadre de la sécurité sociale, les systèmes de pensions constituent des mécanismes de protection sociale offrant des revenus aux personnes qui perdent leur capacité d'auto-génération en raison de leur âge (droits et bénéfices de la vieillesse), de leur incapacité (droits et bénéfices d'invalidité) ou du décès d'une des sources principales de revenus d'une famille (droits et bénéfices de survie). Les systèmes de protection sociale occupent une place essentielle dans les Objectifs de Développement Durable des Nations Unies, ce que l'on note dans l'objectif 1.3 qui enjoint à mettre en pratique des mesures pour la protection sociale et à amplifier la couverture pour la population vulnérable. En ce qui concerne la Sécurité Sociale, les pays européens sont ceux qui ont le plus d'expérience. Quant à l'Amérique Latine, elle a été l'une des premières à introduire dans ses systèmes de pensions des schémas de capitalisation individuelle comme composant obligatoire depuis déjà plus de 30 ans, lorsque le Chili abandonna son système prévisionnel de distribution pour un de capitalisation individuelle. Ensuite, plusieurs pays en Amérique latine et en Europe suivirent le même chemin. Avec des systèmes de protection sociale bien conçus et implémentés, les pays peuvent renforcer le capital humain et améliorer la productivité, réduire les inégalités, stimuler la résilience et mettre fin au cycle de la pauvreté intergénérationnelle.

Mots-clés : Biplot, protection sociale, sécurité sociale.

JEL classification : C02, J26, J28, J32.

Introduction

Dans le but d'éliminer l'indigence dans les rues classiques de Londres, proclamé en 1598 et consolidé en 1601 dans les Lois des Pauvres (Poor Laws), fut établie une des premières formes d'assistance sociale, sponsorisée par le gouvernement, sorte de charité institutionnalisée stipulée par des normes associées à un système de classification. Ce système d'aide légale était financé par les impôts sur les propriétés locales et les apports volontaires d'aumônes collectées par l'Eglise Anglicane (Rodríguez, 2003).

Un autre exemple de sécurité sociale est l'unification réalisée en Allemagne, qui permit de concevoir un développement manufacturé exacerbé par la deuxième révolution industrielle et le déploiement d'une structure de gouvernement influencé par les courants idéologiques nationalistes du XIX siècle. Ces événements historiques stimulèrent le désir populaire d'évolution sociale basée sur les aspirations ouvrières et syndicales. Le gouvernement répondit par une législation sociale audacieuse pour défendre des postures de socialisme extrême promouvant une assurance-maladie (González, 1927). De plus, cette assurance fut introduite dans une Loi de Sécurité sociale pour les travailleurs incluant un programme d'indemnisation pour les accidents professionnels (González, 1927).

Les divers courants ouvriers qui, à la fin du XIX siècle, apparurent en Europe, les actions limitées de protection du code d'industrie et la lutte contre les progrès du socialisme, conduisirent le gouvernement à mettre en place des lois manifestant une obligation d'assurance par le biais de sanctions, une sur l'assurance-accident professionnel le 29 décembre 1887 et une sur l'assurance-maladie le 30 mars 1888 (Bunge, 1910).

En 1894, l'industrialisation croissante, provoquée par la deuxième révolution sociale dans les pays nordiques, transforma l'appréciation des assurances contre les accidents, maladies et chômage, et aboutirent à une loi d'indemnisation pour les accidents professionnels en Norvège (1884), Finlande (1885), Danemark (1898), Suède (1916) et Islande (1925) (Mannio, 1951).

En 1889, le Congrès International de Prévention de Risques Professionnels se réunit à Paris et créa un Comité International Permanent en matière d'Assurance Sociale (AISS). Les débuts de l'allocation familiale en France allaient de pair avec la publication de la première encyclique sociale de l'Eglise Catholique, *Rerum Novarum*, promulguée par le Pape Léon XIII en 1891, popularisant le concept de salaire juste qui consistait en ceci que la rémunération devait être suffisante pour soutenir le travailleur et sa famille. Tout cela permit de développer le *principe du sursalaire familial*, système de bonification pour les parents, associant les concepts familiaux patriarcaux et l'exigence d'augmenter le taux de natalité (Institut D'Histoire Sociale, 2013).

Au début du XX siècle, les États Unis appliquèrent un élargissement législatif des systèmes économiques humanitaires sociaux. L'une des mesures fut la gestion de la première commission publique sur le vieillissement dans le Massachusetts. Un an plus tard, cet état mena une grande enquête sur les conditions économiques des personnes âgées. Tout cela permit d'établir les fondations du premier régime fédéral de pensions pour les personnes âgées et la première pension d'état en Arizona (Green, 1993).

En 1916 débutèrent les caisses de compensation en France, basées sur une aide familiale patronale grâce à l'apport d'un montant fixe aux caisses inhérentes à l'employé pour chaque ouvrier. Ces caisses visaient à apporter une allocation fixe selon la quantité d'enfants reconnus par le progéniteur, afin de stimuler l'augmentation du taux de natalité, décimé par les débuts du revenu professionnel féminin et la Première Guerre mondiale (Acevedo, 2010).

Puis en 1919 fut approuvé le premier *Accord international du travail en matière de sécurité sociale* au cours de la première session de la Conférence Internationale du Travail de l'OIT, qui fixait les « Six accords internationaux du travail » sur les horaires de travail dans l'industrie, le chômage, la protection de la maternité, le travail nocturne des femmes, l'âge minimum et le travail nocturne de mineurs dans l'industrie » (Organización Internacional del Trabajo [OIT], 2018).

Au Chili se détachent, parmi les changements sociaux et politiques du début du XX siècle, l'apparition de la classe moyenne et la conscientisation des classes

ouvrières. Sous le premier gouvernement d'Alessandri, malgré la rigide opposition du parlementarisme à l'incorporation d'une législation professionnelle, l'idée était de remplacer la structure *laissez-faire* (Collier & Sater, 1998). Après des échecs répétés, l'intervention militaire obligea le parlement à approuver 16 lois de protection sociale, et parmi elles une loi sur les indemnisations pour accidents du travail, le contrat de travail et l'assurance obligatoire maladie et invalidité (Salazar, 2012).

En 1936 eut lieu la première réunion régionale américaine de l'OIT, où furent approuvées les résolutions sur la sécurité sociale. Ces dispositions sur la sécurité sociale marquèrent le début d'un cycle évolutif des sécurités sociales sur le continent américain, tant pour l'accélération de leur implémentation que pour le renforcement du système (Arellano, 2019).

En 1941, les gouvernements des Etats-Unis et d'Angleterre s'engagèrent à améliorer les normes professionnelles, le progrès économique et la sécurité sociale dans la Charte de l'Atlantique (1941). Un an plus tard, le Royaume-Uni publia le Plan Beveridge, base de la création du premier système unifié de sécurité sociale. Les guerres mondiales et les crises économiques mirent en évidence le besoin d'appliquer des dispositions pour pallier les insuffisances économiques de la société (Llanos, 2013).

En Amérique du Sud, en 1943, l'Uruguay fit bénéficier tous les travailleurs agricoles, y compris les employeurs, des assurances vieillesse, chômage, handicap et décès, et fonda en janvier 1943 la Caisse des Travailleurs Ruraux qui devint une section de l'Institut des Retraites et Pensions de l'Uruguay" (Sienra, 2007, p. 13). Puis en 1944 fut créé un nouvel organisme de sécurité sociale, la Caisse des Travailleurs Ruraux et Pensions Vieillesse.

En 1945, l'Assemblée Générale de l'ONU reçut la Déclaration Universelle des Droits de l'Homme, où l'article 22 précisait que « Toute personne, comme membre de la société, a droit à la sécurité sociale (...) » (Organisation des Nations Unies [ONU], 1948). Trois ans plus tard, l'ONU incorpora ce droit dans l'article 22 de la DUDH, indiquant que « les droits économiques, sociaux et culturels sont indispensables à la *dignité humaine et au développement de l'humanité* ». Cette phrase, également dans l'article 29, souligne que les rédacteurs de la DUDH voulaient non seulement garantir un minimum essentiel, mais aussi nous aider à devenir de meilleurs personnes (ONU, 1948).

En 1952 la Conférence Internationale du Travail adopta l'accord de référence de l'OIT sur la sécurité sociale (numéro 102), qui établit les normes minimum pour les nouvelles branches de la sécurité sociale : assistance médicale, prestation pour maladie, chômage, vieillesse, accidents du travail, prestation familiale, pour maternité invalidité, et pour les survivants (Organización Internacional del Trabajo, 2018).

Deux ans plus tard (1964) furent adoptés le Code Européen de Sécurité Sociale et son protocole, instruments de base du Conseil de l'Europe pour établir des normes de la sécurité sociale. L'Allemagne, la Belgique, le Luxembourg et les Pays

Bas se détachèrent en souscrivant 100% des normes disposées. L'Italie quant à elle fut le pays le moins disposé à adopter les paramètres plus complexes. Les États qui n'arrivèrent pas à un accord furent la Russie, la Pologne, la Hongrie et la Finlande (Ojeda, 2017).

L'ONU, en 1966, approuva le Pacte International des Droits Économiques, Sociaux et Culturels (PIDESC) qui garantit un perfectionnement permanente et progressif du développement des personnes et populations, reconnaissant que les Droits de l'Homme sont inspirés par le concept de la dignité humaine. L'article 9 reconnaît le droit de chaque personne à la sécurité sociale et à l'assurance sociale (Oficina del Alto Comisionado de Derechos Humanos de las Naciones Unidas, 1966).

En 1971 fut adopté la Règleme nt 1408/71 du Conseil sur l'application des régimes de sécurité sociale aux travailleurs salariés ou non-salariés et aux membres de leurs familles qui se déplacent dans la Communauté Européenne. En 2004 il fut remplacé par le Règleme nt 883/2004, qui applique des éléments d'évolution des législations nationales des membres de l'Union, afin de protéger les travailleurs migrants dans les diverses prestations de sécurité et l'application stricte de ces normes (Parlamento Europea y Consejo de la Unión Europea, 2004).

Après 1979 fut adoptée la Résolution 34/180 de l'Assemblée Générale des Nations Unies, la Convention sur l'Élimination de toutes les Formes de Discrimination contre la Femme (CEDAW : Convention on the Elimination of All Forms of Discrimination against Women) (Organización de Naciones Unidas, 1979). Elle indique qu'il faut gérer des politiques publiques permettant de corriger les comportements socioculturels discréditant les femmes, pour assurer l'égalité d'opportunité dans le travail, la professionnalisation, l'éducation, la santé, la protection de la sécurité sociale, des fonctions reproductives et de la maternité, la participation à la vie représentative et la préservation de l'accès aux systèmes financiers (Organización de Naciones Unidas, 1979).

Après l'année 2000, l'OIT initie une campagne mondiale en matière de Sécurité Sociale et Couverture pour tous. L'objectif est de constituer un ensemble de garanties essentielles de la sécurité sociale pour former un système en accord avec les progrès des économies nationales, centré principalement sur l'utilisation compétente des ressources. La sécurité sociale, d'après la campagne, ne doit pas s'orienter vers l'exclusion ou la discrimination individuelle ou familiale (Oficina Internacional del Trabajo, 2009).

En 2002, l'Union Européenne, dans le Traité d'Amsterdam (articles 136 y 137) réaffirme le droit à la sécurité sociale. Cette même année, en Amérique latine, le gouvernement du Mexique établit un programme d'assistance sociale « Opportunités », qui apporte de l'argent aux familles marginales afin de favoriser une assistance régulière des enfants à l'école, l'accès aux centre de santé et un appui nutritionnel. Depuis 2006, environ un quart de la population du pays bénéficie de

ce programme, en priorité des familles avec des membres de moins de 22 ans et des femmes en âge de reproduction.

Puis le Brésil lance le Programme Bourse Familiale, le plus grand programme mondiale d'apport en espèces, qui bénéficie à plus de 11 millions de familles en situation de pauvreté. Le système obéit à un processus de données d'attribution d'identification sociale, réalisé par la Caixa (Caisse Économique Fédérale), et emploie des critères d'éligibilité suivant le revenu per capita familiale et de focalisation. A partir de ces processus de centralisation s'applique la décentralisation par municipalité selon les circonstances sociales des personnes enregistrées (Gazola, 2015).

Le Comité des Droits Économiques, Sociaux et Culturels (CESCR) de l'année 2006, déclare que plus de la moitié de la population mondiale n'a d'accès à aucun type de couverture sociale, et seulement une personne sur cinq a une couverture suffisante. En 2010, à l'initiative de l'OIT et avec la coopération de l'Organisation Mondiale de la Santé est constitué le Groupe de consultation sur le Socle de Protection Sociale présidé par Michelle Bachelet, pour promouvoir au niveau mondial et conseiller sur les aspects conceptuels et de politique du Socle Social développer par l'OIT sur l'empirisme des pays en développement (Organización Internacional del Trabajo, 2011).

En 2019 est commémoré le centenaire de l'OIT (Organización Internacional del Trabajo, 2019). A l'occasion seront présentés les nouveaux besoins du monde professionnel face à introduction de nouvelles modalités technologiques, les nouveaux processus de globalisation, les changements dans de la structure familiale, les exigences de durabilité prévus dans l'Agenda 2030 et les conditions de travail décentes.

1. Contexte actuel

L'OIT, en 2017, publie le Rapport Mondial sur la Protection Sociale 2017–2019, basé sur les paramètres de l'Agenda 2030 de la ONU, où la sécurité sociale se considère un Droit de l'Homme. Selon les estimations de l'OIT, 29% de la population mondiale est protégée par des prestations sociales dans divers secteurs, et 71% a accès à des prestations sociales partielles (Organización Internacional del Trabajo, 2017). L'OIT souligne que dans les dépenses publiques fournies par les États, en moyenne 3,2% du PIB permet de créer des programmes de protection sociale pour les personnes en âge d'exercer une activité professionnelle, les bénéficiaires allant aux secteurs les plus pauvres, alors que les secteurs moyens utilisent des systèmes de couverture moyenne ou inexistante de l'État (Organización Internacional del Trabajo, 2017). De plus, la fracture dans la couverture de protection apparaît dans des pays de niveaux de développement inégaux.

On note la croissance du travail informel dans les pays en voie de développement, ce qui provoque une augmentation des travailleurs non inclus dans des systèmes d'assistance sociale. Pour les pensions, on observe une tendance au rétablissement des systèmes publics de solidarité provoqué par l'échec des résultats de la privatisation, surtout en Pologne et en Argentine (Organización Internacional del Trabajo, 2017).

Selon l'OCDE, pendant les quatre dernières décennies, on a pu noter une augmentation de 55% (20 à 31) du nombre de personnes de plus de 65 ans sur 100 personnes en âge de travailler, et l'on attend que ce chiffre arrive à 40 personnes en 2030. Cette accélération dans le rapport vieillesse/âge de travailler va toucher l'Europe et l'Amérique latine, principalement l'Espagne, la Grèce, le Chili et le Brésil (OECD, 2019).

Dans le contexte de la protection sociale, selon l'Indice mondial des pensions Melbourne Mercer, dans toutes ses versions, beaucoup de pays européens ont fait leur *ranking*. En 2020, la Hollande, le Danemark, la Finlande, la Suède, la Norvège, l'Allemagne et la Suisse étaient mieux placés que le meilleur pays d'Amérique latine, le Chili.

A cela s'ajoutant la pandémie au niveau mondiale, les pays durent réagir et apporter des réponses à la population dépendant de la protection sociale en raison des indices élevés de chômage, la crise économique et l'incertitude. En un an, seulement 8 pays européens et latinoaméricains (Allemagne, Chili, Colombie, Costa Rica, Danemark, El Salvador, Royaume-Uni et Suède), appliquèrent plus de 15 actions de protection sociale (Federación Internacional de Administradoras de Fondos de Pensiones, 2020–2021).

2. Méthodologie

Vu l'importance des fondements antérieurs, la Banque Mondiale réunit des données des pays et établit les "Indicateurs du Développement Mondial" (WDI), incluant 20 indicateurs, chacun avec sous-indicateurs, où l'un se détache car il concerne la protection sociale et le travail, ce qui permet d'étudier la transcendance et le rôle de ce type de programme, même si tous les pays n'ont pas une information fiable ou d'usage public.

A partir des données accumulées, une méthode statistique multivariée a été appliquée afin d'analyser plus spécifiquement et profondément les résultats de variables des systèmes de Protection Sociale européens et latinoaméricains.

Cette recherche utilise les méthodes d'analyse multivariée statistiques et quantitatives, spécifiquement la méthode Biplot, qui existe depuis les années 70 (Gabriel, 1971) et qui vise à décrire approximativement une matrice rectangulaire avec des

représentations graphiques de petite dimension, pour observer les interrelations entre les individus analysés et des variables définies, ainsi que les relations entre les groupes.

Plusieurs chercheurs ont utilisé les applications Biplot dans divers secteurs de la science (Cárdenas et al., 2007). Les apports des dernières années permirent de réaliser cette étude pour continuer à contribuer à la théorie et aux applications.

2.1. Méthode Meta-Biplot

S'il existe diverses manières d'appliquer un Biplot, l'analyse statistique multivariée utilisée ici est un Meta-Biplot (Martín-Rodríguez & Galindo, 1996), qui permet de comparer plusieurs Biplot appliqués à l'étude d'un grand nombre d'individus avec une grande quantité de variables, dans différentes situations expérimentales, entre autres. L'analyse débute avec plusieurs matrices de données venant de plusieurs groupes d'individus, ou au même groupe dans plusieurs situations, puis cherche un sous-espace commun par des comparaisons d'angles qui créent des sous-espaces par des rotations jusqu'à coïncider le mieux possible. Cette méthodologie dépend des Meta-Composants Principaux et de l'Analyse Procrustes (Cárdenas et al., 2007).

La matrice de base d'un Biplot peut s'écrire à partir de la décomposition de la valeur singulière $X = UD_{\beta}V$: U , où est la matrice de vecteurs propres de la matrice XX' ; D_{β} est la matrice de valeurs propres de la matrice antérieure ordonnée du plus grand au plus petit, et V est la matrice de vecteurs propres de la matrice $X'X$. Un Biplot choisit les indicateurs pour les lignes et les colonnes dans un sous-espace de petite dimension.

Selon (Martín-Rodríguez et al., 2002) il y a deux factorisations possibles : $X = A^{\circ}B^{*'} = B^{*}A^{\circ'}$ avec les facteurs définis respectivement par : $X = A^{\circ}B^{*'} = A^{*}B^{\circ'}$.

- RMP : $A^{*} \approx (UD_{\beta})_{C_2}$ y $B^{\circ} \approx V_{C_2}$ (La terminologie RMP indique l'action pour maintenir la métrique des lignes avec cette factorisation se maintient la métrique des lignes (préservation de la métrique de la ligne), ou bien :
- CMP : $A^{\circ} \approx U_{C_2}$ y $B^{*} \approx (VD_{\beta})_{C_2}$ (Le terme CMP indique qu'avec factorisation se maintient la métrique des colonnes (préservation de la métrique de la colonne), où C_2 présente les deux premières colonnes de la matrice.

Ces Biplot sont traditionnellement appelés GH et JK. C'est une méthodologie qui compare et intègre les résultats de deux analyses Biplot appliqués aux mêmes variables pour différents groupes d'individus.

La méthodologie est appliquée aussi à 28 variables publiées par la Banque Mondiale dans sa catégorie Protection Sociale et Travail : chômage, employeurs, emplois par secteur (agriculture, industrie et services), travailleurs indépendants, population active, PIB par personne employée, entre autres, afin de comparer et intégrer de

Tableau 1. Variables de l'étude Meta-Biplot

Categorie	Variable	Code
Protection Sociale et Travail	Chômage, femmes (% de la population active féminine) (estimation modelée OIT)	SL.UEM.TOTL.FE.ZS
	Chômage, total (% de la population active totale) (estimation modelée OIT)	SL.UEM.TOTL.ZS
	Chômage, total de jeunes (% de la population active totale entre 15 et 24 ans) (estimation modelée OIT)	SL.UEM.1524.ZS
	Chômage, hommes (% de la population active masculine) (estimation modelée OIT)	SL.UEM.TOTL.MA.ZS
	Employeurs, total (% emploi total)	SL.EMP.MPYR.ZS
	Emploi vulnérable, total (% total des emplois)	SL.EMP.VULN.ZS
	Emplois en agriculture (% total de emplois)	SL.AGR.EMPL.ZS
	Emplois dans l'industrie (% total des emplois)	SL.IND.EMPL.ZS
	Emplois en service (% total des emplois)	SL.SRV.EMPL.ZS
	Indépendants, total (% emploi total)	SL.TLF.ADVN.ZS
	PIB par personne employée (a \$ de PPA constantes de 2011)	SL.GDP.PCAP.EM.KD
	Population active, total	SL.TLF.TOTL.IN
	Proportion de taux de participation professionnelle féminine et masculine (%) (estimation modelée OIT)	SL.TLF.CACT.FM.ZS
	Relation emploi/population entre 15 et 24 ans, total (%) (estimation modelée OIT)	SL.EMP.1524.SP.ZS
	Relation emploi/population plus de 15 ans, total (%) (estimation modelée OIT)	SL.EMP.TOTL.SP.ZS
	Taux de participation dans la main-d'œuvre entre 15 et 24 ans ; total (%) (estimation modelée OIT)	SL.TLF.ACTI.1524.ZS
	Taux de participation dans la main-d'œuvre, total (% du total entre 15-64 ans) (estimation modelée OIT)	SL.TLF.ACTI.ZS
	Population active, total	SL.TLF.CACT.ZS
	Taux de participation dans la main-d'œuvre, total (% du total de 15 ans ou plus) (estimation modelée OIT)	SL.TLF.CACT.MA.ZS
	Travailleurs salariés, total (% emploi total) (estimation modelée OIT)	SL.EMP.WORK.ZS
Travailleurs familiaux qui contribuent, total (% emploi total)	SL.FAM.WORK.ZS	

Source : élaboration des auteurs sur la base des données de la Banque Mondiale.

manière globale les résultats des 3 dernières années pour 20 pays latinoaméricains et européens classifiés dans l'Indice des pensions 2020 Mercer, pour obtenir un sous-espace de consensus et intégrer les éléments, mesures les similitudes ou différences existantes et tout interpréter dans le même système de référence.

3. Résultats

Ces représentations sont intéressantes car à travers la méthode Biplot Consenso, on obtient une représentation graphique d'un sous-espace de projection commun pour les vingt pays européens et latinoaméricains analysés. Toutes les données viennent du programme MultiBiplot dans l'environnement MATLAB.

Dans l'axe 1, les variables SL.UEM.TOTL. ; SL.UEM.1524.ZS ; SL.UEM.TOTL.MA.ZS ; SL.EMP.1524.SP.ZS ; SL.EMP.TOTL.SP.ZS ; SL.TLF.ACTI.1524.ZS y SL.TLF.CACT.ZS, sont représentées avec des pourcentages entre 91% et 97%. La représentation des variables SL.UEM.TOTL.FE.ZS ; SL.IND.EMPL.ZS ; SL.EMP.MPYR.ZS et SL.TLF.ACTI.ZS est inférieure aux précédentes mais reste importante pour cet axe, 82,5%, 88,7%, 63,4% et 61,3% respectivement (figure 1).

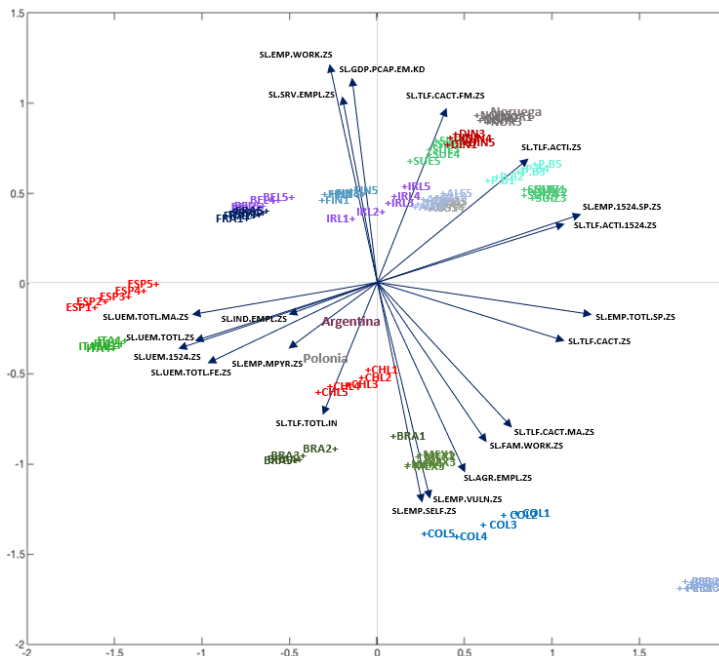


Figure 1. Représentation Consenso dans le plan 1-2

Source : élaboration des auteurs.

En l'axe 2 les variables SL.EMP.VULN.ZS ; SL.SRV.EMPL.ZS ; SL.EMP.SELF.ZS ; SL.GDP.PCAP.EM.KD et SL.EMP.WORK.ZS présentent la plus grande corrélation et donc leur représentativité est élevée, avec des pourcentages de 94%, 96,6%, 95,5%, 98,6% et 95,5% respectivement.

Le graphique antérieur indique que les variables associées aux plus hauts taux de participation à la main-d'œuvre (SL.TLF.ACTI.ZS) avec une forte intervention féminine et masculine (SL.TLF.CACT.FM.ZS) caractérisent surtout les pays comme l'Autriche, l'Allemagne, la Suisse, le Danemark, les Pays-Bas et la Norvège, tandis que les variables associées au plus haut pourcentage de travailleurs salariés (SL.EMP.WORK.ZS), avec emplois en services (SL.SRV.EMPL.ZS) et plus haut PIB par personne employée (SL.GDP.PCAP.EM.KD) s'expliquent par l'axe 2 et caractérisent la Finlande, la Belgique et l'Irlande.

L'Espagne et l'Italie se distinguent par leur haut pourcentage de population active totale sans emploi (SL.UEM.TOTL.ZS), surtout les jeunes de 15 à 24 ans (SL.UEM.1524.ZS) et du genre masculin (SL.UEM.TOTL.MA.ZS).

Dans les pays latinoaméricains, le Pérou est celui dont le taux total de population active travaille dans l'agriculture (SL.AGR.EMPL.ZS), et possède la plus grande quantité de travailleurs familiaux dans ce total (SL.FAM.WORK.ZS), majoritairement des hommes (SL.TLF.CACT.MA.ZS). Dans ce pays, comme en Colombie et au Mexique, existe une grande quantité de travailleurs indépendants (SL.EMP.SELF.ZS) et vulnérables (SL.EMP.VULN.ZS) ; ces variables ont une forte corrélation négative avec des pays comme la France, la Belgique et la Finlande, où n'apparaît pas ce phénomène.

La Colombie, le Brésil, le Mexique et le Chili ont le plus haut pourcentage de population en activité professionnelle (SL.TLF.TOTL.IN). L'Argentine quant à elle présente un fort pourcentage de chômage de la population féminine (SL.UEM.TOTL.FE.ZS), à l'opposé de la Norvège, des Pays-Bas, du Danemark, de l'Autriche, de la Suède, de la Suisse et de l'Irlande. A exception des variables totales d'employeurs (SL.EMP.MP.TR.ZS) et employés dans l'industrie (SL.IND.EMPL.ZS), les autres s'expliquent dans le premier plan factoriel.

Pour représenter la trajectoire des individus pendant les périodes analysées, on utilise le plan 1-2, qui explique davantage les variables avec des trajectoires obtenues pour chacun des pays par le CIMC. Variables organisées selon toutes les dimensions de la matrice (tous les facteurs venant du calcul multidimensionnel).

En général les trajectoires des pays sont bien représentées dans le plan 1-2. Le pays le moins représenté est l'Argentine.

La figure 2 montre que, si les pays latinoaméricains ont présenté des changements, ceux-ci n'ont pas été suffisants pour s'approcher des pays européens plus développés.

Le Chili et l'Argentine ressemblent cependant à des pays d'Europe tels que l'Espagne, l'Italie et la Pologne.

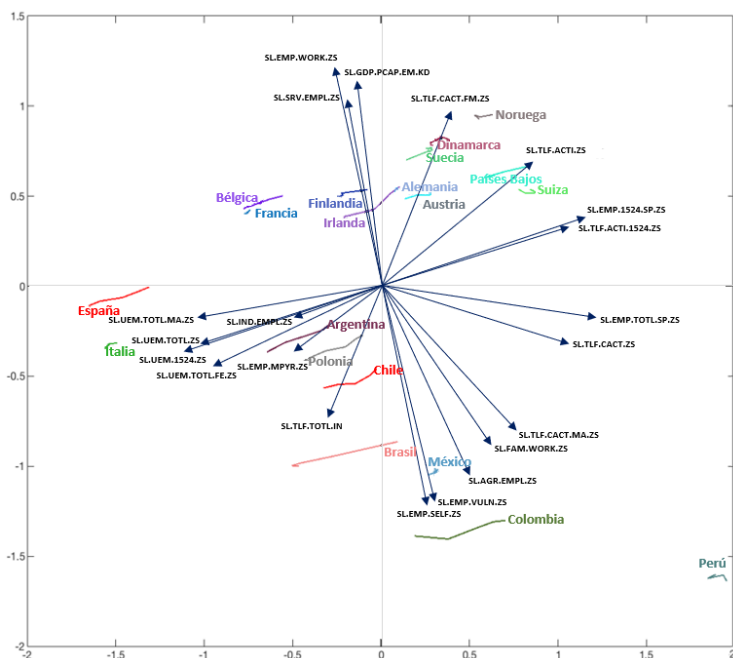


Figure 2. Meta-Biplot trajectoire

Source : élaboration des auteurs.

Conclusion

Les pays latinoaméricains ont présenté des changements de politique et d'action insuffisants pour s'approcher des pays européens plus développés, qui ont démontré pourquoi ils occupent les premières places dans l'Indice Global de Pensions Mercer. Ces différences, sur lesquelles les pays latinoaméricains doivent se concentrer, portent surtout sur la participation égale des genres sur le marché du travail, le taux de chômage, l'augmentation de l'offre de services, l'élimination de la vulnérabilité professionnelle et le soutien aux travailleurs indépendants.

Beaucoup de pays d'Europe et d'Amérique Latine appliquent ou considèrent implémenter des réformes aux systèmes de protection sociale, et pour ce faire il faut observer les systèmes de pays comme le Danemark, les Pays-Bas et la Suède.

La révision de l'état de l'art sur le sujet conduit à limiter les aspects et à décider d'appliquer la méthodologie Biplot, en particulier la Meta-Biplot, car au moment de réaliser cette recherche il n'existe pas d'étude appliquant cette technique statistique aux systèmes de protection sociale, ce qui ouvre une nouvelle perspective

qui s'ajoutera aux autres secteurs de recherche comme les sciences sociales et la santé, entre autres.

Les résultats prouvent que l'on peut adapter et appliquer ce type de méthodologie Biplot aux systèmes de protection sociale. De plus, les graphiques de ces méthodes sont très utiles pour exposer les résultats de l'analyse qualitative, car ils permettent de représenter une structure générale de l'ensemble historique des données.

References

- Acevedo, Á. (2010). La seguridad social. Historia, marco normativo, principios y vislumbres de un Estado de derecho en Colombia. *Anuario de Historia Regional y de las Fronteras*, 15(1), 191–204. <https://revistas.uis.edu.co/index.php/anuariohistoria/article/view/1402>
- Arellano, P. (2019). La importancia de la Primera Conferencia Regional Americana del Trabajo realizada en Chile en 1936. *Revista de Estudios Históricos-Jurídicos*, 41, 157–176.
- Bunge, A. (1910). *Las conquistas de la higiene social*. Departamento nacional de higiene.
- Cárdenas, O., Galindo Villardon, M., & Vicente-Villardón, J. (2007). Los métodos Biplot: Evolución y aplicaciones. *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura*, 13(1), 279–303. <https://www.redalyc.org/pdf/364/36413113.pdf>
- Charte de l'Atlantique. (1941). *Histoire de la Charte des Nations Unies*. <https://www.un.org/fr/about-us/history-of-the-un/preparatory-years>
- Collier, S., & Sater, F. W. (1998). *Historia de Chile, 1808–1994*. Cambridge University Press.
- Federación Internacional de Administradoras de Fondos de Pensiones. (2020–2021). *Marcha de les systèmes de Pensiones*. <https://www.fiapinternacional.org/>; <https://www.fiapinternacional.org/publicaciones/marcha-de-los-systèmes-de-pensiones/>
- Gabriel, R. (1971). The biplot graphic display of matrices with application to principal component analysis. *Biometrika*, 58(3), 453–467. <http://www.ggebiplot.com/Gabriel1971.pdf>
- Gazola, A. (2015). ¿Cómo funciona Bolsa Familia? Mejores prácticas en la implementación de programas de transferencias monetarias condicionadas en América Latina y el Caribe. <https://publications.iadb.org/publications/spanish/document/%C2%BFC%C3%B3mofunciona-Bolsa-Familia-Mejores-pr%C3%A1cticas-en-la-implementaci%C3%B3n-de-programas-de-transferencias-monetarias-condicionadas-en-Am%C3%A9rica-Latina-y-el-Caribe.pdf>
- González, E. (1927). *Los seguros sociales. Enfermedad, maternidad, invalidez, ancianidad y muerte*. Biblioteca del Congreso Nacional de Chile.
- Green, B. (1993). *Gerontology and the construction of Old Age: A study in discourse analysis*. Walter de Gruyter.
- Institut D'Histoire Sociale. (2013). *Les débuts des allocations familiales (1860–1945)*. http://dgifp.cgt.fr/83/IMG/pdf/les_debuts_des_allocations_familiales_1860_-_1945.pdf
- Llanos, R. (2013). Seguridad social, empleo y propiedad privada en William Beveridge. *Historia Crítica*, 51, 223–246. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4923829>

- Mannio, N. (1951). Orientaciones de la seguridad social en los países escandinavos. *Seguridad Social*, 2, 3–15.
- Martín-Rodríguez, J., & Galindo, P. (1996). *Contribuciones a la integración de subespacios desde una perspectiva biplot*. Tesis, Universidad de Salamanca, Departamento de Estadísticas.
- Martín-Rodríguez, J., Galindo-Villardón, M. P., & Vicente-Villardón, J. L. (2002). Comparison and integration of subspaces from a biplot perspective. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 102(2), 411–423.
- OECD. (2019). *Pension at a Glance de la OCDE*. OECD. <https://doi.org/10.1787/b6d3dcfc-en>
- Oficina del Alto Comisionado de Derechos Humanos de las Naciones Unidas. (1966). *Pacto Internacional de Derechos Económicos, Sociales y Culturales*. https://www.ohchr.org/sites/default/files/Documents/ProfessionalInterest/cescr_SP.pdf
- Oficina Internacional del Trabajo (2009). *Seguridad social para todos. Una inversión en la justicia social y en el desarrollo económico*. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/--ed_protect/--soc_sec/documents/publication/wcms_secsec_14145.pdf
- Ojeda, A. (2017). La convergencia europea en materia de Seguridad Social: Los problemas de un Código internacional de prestaciones mínimas. *Revista del Ministerio de Trabajo e Inmigración*, 84, 15–36. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3196636>
- Organisation des Nations Unies [ONU]. (1948). *Déclaration universelle des droits de l'homme*. <https://www.un.org/fr/about-us/universal-declaration-of-human-rights>
- Organización de Naciones Unidas. (1979). *Convención sobre la eliminación de todas las formas de discriminación contra la mujer*. <http://dspace.mides.gub.uy:8080/xmlui/handle/123456789/1888>
- Organización Internacional del Trabajo. (2011). *Piso de Protección Social para una globalización equitativa e inclusiva*. Ginebra: Oficina Internacional del Trabajo. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/---publ/documents/publication/wcms_176521.pdf
- Organización Internacional del Trabajo. (2017). *Informe Mundial sobre la Protección Social 2017–2019*. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_624890.pdf
- Organización Internacional del Trabajo. (2018). *Historia de la OIT*. <https://www.ilo.org/global/about-the-ilo/history/lang--es/index.htm>
- Organización Internacional del Trabajo. (2019). *Segurmania*. <https://www.segurmaniazurekin.eus/sabias-que/sabias-que-la-oit-cumple-100-anos/>
- Parlamento Europeo y Consejo de la Unión Europea. (2004). *EUR-Lex*. <https://eur-lex.europa.eu/homepage.html>
- Rodríguez, J. (2003). *La economía laboral en el período clásico de la historia del pensamiento económico*. Universidad de Valladolid.
- Salazar, G. (2012). *Movimientos sociales en Chile*. Uqbar editores.
- Sienra, M. (2007). *La evolución del sistema de seguridad social en el Uruguay*. Instituto de Economía, Universidad de la República.

PRÉVISION À COURT TERME EN TEMPS RÉEL DE L'ÉPIDÉMIE DE COVID-19 À CUBA EN UTILISANT LA MODÉLISATION

Real-time short-term forecast of COVID-19 epidemic in Cuba using model averaging

Carlos SEBRANGO¹

Université de Sancti Spiritus José Martí Pérez – Cuba
Centre d'étude de l'énergie et des procédés industriels
sebrango@uniss.edu.cu
<https://orcid.org/0000-0001-6453-1538>

Lizet SÁNCHEZ²

Centre d'immunologie moléculaire – Cuba
lsanchez@cim.sld.cu
<https://orcid.org/0000-0001-7747-1052>

Abstract : In the absence of reliable information about transmission mechanisms of an emerging infection, simple phenomenological models can provide an early assessment of the potential scope of outbreaks in near real-time. Early prediction of the final size of any epidemic and in particular for ongoing COVID-19 epidemic can be useful for health authorities in order to plan the response to the outbreak. A variety of nonlinear models have been developed to model reported cumulative cases in infectious disease outbreak (e.g., Richards, logistic, Gompertz models). All these models could fit epidemic data well in order to obtain real-time short-term forecasts. Typically, one follows the so called post selection estimation procedure, i.e., selects the best fitting model out of the set of candidate models and ignores the model uncertainty in both estimation and inference since these procedures are based on a single model. In this paper, we conduct a real-time prediction for the final size, turning point of the outbreak, and also generate 10-day ahead forecasts of cumulative case using several nonlinear models in which these parameters are estimated via model averaging. The proposed method is applied to COVID-19 epidemic data in 2020 Cuba outbreak.

¹ Comandante Manuel Fajardo s/n, Olivos 2, 60100, Sancti Spiritus, SS, Cuba.

² 15 Street and 216 Street, Siboney, Playa, La Habana 11600, Cuba.

Keywords : COVID-19, phenomenological models, real-time forecast, final size, model averaging.

Résumé : En l'absence d'information fiable sur les mécanismes de transmission d'une infection émergente, de simples modèles phénoménologiques peuvent apporter une estimation précoce de l'étendue potentielle d'épidémies en temps réel. Un avertissement sur la taille finale d'une épidémie et en particulier de la COVID-19 actuellement actif peut servir aux autorités sanitaires pour y faire face. Une variété de modèles non-linéaires ont été développés pour définir les cas cumulés de maladies épidémiques infectieuses (e.g. Richards, logistique, modèles Gompertz). Tous ces modèles peuvent utiliser correctement les données pour obtenir des prévisions à court terme en temps réel. Typiquement, il s'agit de suivre la procédure d'estimation post-sélection, i.e., de sélectionner un modèle parmi tous ceux disponibles et d'ignorer ceux reposant sur l'incertitude dans l'estimation et l'inférence vu que ces procédures sont basées sur un seul modèle. Dans ce travail, nous établissons une prédiction en temps réel de la taille finale, point crucial de l'épidémie, et des prévisions 10 jours à l'avance de cas cumulatifs en utilisant plusieurs modèles non-linéaires où ces paramètres sont estimés via modélisation. La méthode est appliquée à l'épidémie de COVID-19 en 2020 à Cuba.

Mots-clés : COVID-19, modèles phénoménologiques, prévision en temps réel, taille finale, modélisation.

JEL classification : C02, I12.

Introduction

L'actuelle épidémie d'un nouveau coronavirus (COVID-19) a commencé dans la province de Hubei, en Chine, en décembre 2019 et s'est rapidement répandue dans 185 pays. Le jour où la World Health Organization (WHO) a défini comme pandémie la COVID-19, 11 mars, les 3 premiers cas étaient rapportés à Cuba.

Des polices publiques efficaces ont été établies dans le pays pour contrôler l'épidémie de COVID-19 : isolation, quarantaines, distances sociales, réorganisation professionnelle, restrictions de voyage, etc.

Malgré ces mesures, le nombre de cas a continué d'augmenter et le pays a besoin de prendre des décisions sur les diverses ressources pour contrôler l'épidémie. Le modèle mathématique peut jouer un rôle clé dans l'atteinte de cet objectif.

Ces dernières années, l'intérêt pour l'utilisation des modèles mathématiques dans l'analyse des épidémies infectieuses a augmenté (Chowell, & Viboud, 2016). Ces modèles ont permis de décrire une attitude face à l'épidémie, facilité l'estimation des paramètres épidémiologiques clés, gérer l'impact des interventions de contrôle, réaliser des prédictions en temps réel et aider à comprendre et définir les dynamiques de transmission. Lorsque la connaissance de l'impact d'une maladie

infectieuse émergente, comme la COVID-19, est limitée, l'usage des modèles phénoménologiques peut aider à apporter une évaluation précoce de l'étendue potentielle des épidémies en temps réel.

Les modèles phénoménologiques (Hsieh et al., 2013) se débarrassent des suppositions mécaniques. Ils font des suppositions générales sur la forme de la courbe d'incidence. En général, ces simples modèles phénoménologiques utilisent moins de paramètres, font des suppositions plus directes et donnent probablement des estimations plus solides quand ils sont utilisés dans des contextes avec des données très limitées (une situation courante pour les épidémies historiques ou au début d'une épidémie de maladie émergentes ou réapparaissant) (Ma et al., 2014).

Un travail antérieur a montré que la croissance des modèles phénoménologiques peut saisir les structures empiriques des épidémies du passé et permettre de créer des prévisions de la trajectoire à court terme des épidémies en temps réel.

Ces approches sont utiles en particulier lorsque les données épidémiologiques sont limitées (Chowell, 2017 ; Chowell, Hincapie-Palacio et al., 2016 ; Chowell, Sattenspiel et al., 2016 ; Chowell, & Viboud, 2016 ; Chowell, Viboud et al., 2016). Les prévisions à court terme établies à partir de ces modèles peut aider à guider la gestion des ressources critiques pour mettre l'épidémie sous contrôle (Roosa et al., 2020a, 2020b).

L'un des modèles phénoménologiques les plus utilisés pour la modélisation des données sur les maladies est le modèle de Richards (Hsieh, 2015, 2017 ; Hsieh et al., 2016 ; Richards, 1959 ; Wang et al., 2012), quoique récemment Chowell et autres (Chowell, 2017 ; Chowell, Hincapie-Palacio et al., 2016 ; Chowell, Sattenspiel et al., 2016 ; Chowell & Viboud, 2016 ; Chowell, Viboud et al., 2016) ont utilisé une généralisation de ce modèle, le modèle de Richards généralisé, qui a aidé à caractériser les profils de croissance précoce à partir de données d'épidémie de maladie infectieuse comme Dengue, Zika, Ebola et HIV AIDS. Ces modèles considèrent seulement la taille de population cumulative infectante avec saturation de croissance à mesure que l'épidémie progresse. Leur hypothèse initiale est que la courbe d'incidence consiste en une seule poussée de forte incidence, créant une courbe en S avec un seul point tournant de l'épidémie (Chowell, 2017).

Une variété de modèles non-linéaires ont été développés pour établir les cas cumulatifs constatés pour les épidémies de maladies infectieuses. Tous ces modèles peuvent s'appliquer aux données sur une épidémie. L'utilisation de plusieurs modèles appliqués aux mêmes données soulève le problème de la sélection de modèle. En principe, on choisit le meilleur modèle disponible en ignorant l'incertitude en estimation et inférence due à la sélection de modèle. Pour ces raisons, plusieurs auteurs (Claeskens & Hjort, 2008 ; Sebrango-Rodríguez et al., 2017) recommandent les techniques de modélisation pour réaliser un multi-modèle pour les paramètres estimés. La modélisation est une méthode qui considère tous les modèles ajustés pour l'estimation des paramètres. Elle repose sur un équilibre

des paramètres de premier intérêt obtenus à partir des divers modèles, donnant davantage de poids à ceux qui suivent de plus près les données (Sebrango-Rodríguez et al., 2017).

Dans cette étude, nous établissons une prédiction en temps réel de la taille finale et du tournant de l'épidémie, et créons des prévisions de 10 jours de cas cumulés en utilisant plusieurs modèles phénoménologiques non-linéaires dans lesquels ces paramètres sont estimés à travers la modélisation. La méthode proposée est appliquée aux données sur l'épidémie de COVID-19 en 2020 à Cuba.

Le travail est organisé ainsi : nous commençons par la description des données utilisées ; nous présentons les modèles non-linéaires utilisés et nous commentons l'incertitude du modèle, sa sélection et la modélisation. La méthode utilisée est appliquée aux données par la suite, et enfin nous interprétons les résultats.

1. Méthodes

1.1. Données

Les données quotidiennes de cas de COVID-19 confirmés du 11 mars au 28 avril 2020 venaient de la page officielle du ministère de la Santé publique de Cuba Infomed (<https://www.infomed.sld.cu>), qui donne en temps réel l'information sur l'épidémie. Les données sur les nouveaux cas confirmés viennent par province (15 provinces et une municipalité spéciale) et par date, et sont répertoriées sur Excel.

1.2. Modèles phénoménologiques non-linéaires

Le modèle de Richards est l'un des modèles phénoménologiques les plus courants pour les cas cumulatifs dans les épidémies de maladies infectieuses. En particulier, Hsieh et al. (Hsieh, 2015, 2017 ; Hsieh, Arazoza et al., 2013 ; Hsieh, Huang et al., 2016) ont démontré qu'il peut être utilisé en prédiction de temps réel de la sévérité d'une épidémie en estimant la capacité porteuse (i.e. la taille finale de l'épidémie) et la détection en temps réel du tournant (i.e. le moment du maximum de cas).

Y_t sera le nombre cumulatif de cas au moment t . Assumons que Y_t sont asymptotiquement normal distribués avec une moyenne $\mu(t, \theta)$ et une variance σ^2 , $Y_t \sim N(\mu(t, \theta), \sigma^2)$. Ici, $\mu(t, \theta)$ est la structure moyenne pour $\mu(t, \theta)$ ou le modèle non-linéaire à utiliser et θ le vecteur paramètre à estimer.

Le modèle de Richards appartient à la famille des modèles non linéaires. Son expression analytique est donnée dans la première ligne du tableau 1 et le vecteur paramètre à estimer est $\theta = (\alpha, \gamma, k, \eta)$ où α est la taille finale de l'épidémie, γ est le taux de croissance intrinsèque per capita de la population infectée, k est l'exposant de la déviation de la courbe logistique standard et η le tournant.

En plus du modèle de Richards, d'autres modèles non linéaires ont été développés pour les données de croissance. Parmi eux, considérons la logistique tierce partie (3PL) et les modèles Sigmoidal Emax et Gompertz (Sebrango-Rodríguez et al., 2017). Tous ces modèles peuvent s'adapter aux données épidémiques pour obtenir des prévisions en temps réel à court terme. Le tableau 1 présente trois autres modèles non linéaires possibles. Le modèle 3PL est un cas spécial du modèle de Richards, obtenu lorsque l'exposant $k = 1$. Ici, la courbe de croissance est symétrique par rapport au tournant et a des périodes égales de croissance lente et rapide. Le modèle de Gompertz est un autre cas spécial de la fonction de Richards lorsque $\gamma \rightarrow 0$, et est fréquemment utilisé dans des situations où la croissance n'est pas symétrique par rapport au tournant. Le modèle Sigmoidal Emax est utilisé généralement pour la relation dose-effet. Il est obtenu par la transformation mathématique du modèle 3PL et réévaluer la variable indépendante par une transformation logarithmique. Notons que pour tous les modèles du tableau 1 le tournant (η) et la taille finale de l'épidémie (α) sont des paramètres dans le modèle.

Notons que la première dérivée de $\mu(t, \theta)$, $\mu^0(t, \theta) = \frac{\partial \mu(t, \theta)}{\partial t}$, est le nombre de cas en temps t , i.e., l'incidence en temps t .

Tableau 1. Modèles non-linéaires considérés pour les cas cumulatifs rapportés de COVID-19

Modèles	$\mu(t, \theta)$	$\mu'(t, \theta)$
Richards	$\frac{\alpha}{\left[1 + k \cdot e^{-\gamma \cdot k(t-\eta)}\right]^{\frac{1}{k}}}$	$\gamma \mu(t) \left[1 - \left(\frac{\mu(t)}{\alpha}\right)^k\right]$
3P Logistic	$\frac{\alpha}{1 + e^{-\gamma(t-\eta)}}$	$\gamma \mu(t) \left[1 - \frac{\mu(t)}{\alpha}\right]$
Sigmoid Emax	$\alpha_0 + \frac{t^n (\alpha - \alpha_0)}{t^n + \eta^n}$	$\frac{n}{t} [\mu(t) - \alpha_0] \left[1 - \frac{\mu(t) - \alpha_0}{\alpha - \alpha_0}\right]$
4P Gompertz	$\alpha_0 + (\alpha - \alpha_0) e^{-e^{-\gamma(t-\eta)}}$	$-\gamma [\mu(t) - \alpha_0] \ln \left[\frac{\mu(t) - \alpha_0}{\alpha - \alpha_0}\right]$

Source : élaboration des auteurs.

1.2.1. Incertitude du modèle, sélection et modélisation

Dans cette section, nous décrivons la technique de modélisation (MA), utilisée pour expliquer l'incertitude du modèle en combinant les estimations de tous les modèles ajustés. Les techniques de modélisation permettent d'estimer le composant dans θ en utilisant l'information de tous les modèles ajustés et ainsi de tenir compte de l'incertitude du modèle. Assumons que la sélection du modèle soit

faite sur le critère d'information d'Akaike (AIC). Pour un groupe de R modèles candidats g_1, g_2, \dots, g_R , Burnham et Anderson (2004) proposent de redimensionner l' AIC à :

$$\Delta AIC_i = AIC_i - AIC_{min}, i = 1, \dots, R$$

Ici, AIC_{min} est la plus petite valeur d' AIC dans les modèles de R . Les différences d' AIC , ΔAIC_i , sont interprétées comme perte d'information quand le modèle g_i , plutôt que le meilleur modèle g_{min} , est utilisé pour s'approcher du modèle correct et inconnu. Burnham et Anderson (2004) définissent les poids d'Akaike comme :

$$w_i(AIC) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\Delta AIC_i\right)}{\sum_{i=1}^R \exp\left(-\frac{1}{2}\Delta AIC_i\right)}$$

où l'Akaike $w_i(AIC)$ peut être interprété comme le poids de l'évidence que le modèle g_i est le meilleur du groupe de R modèles car l'un des modèles doit être le meilleur. Le modèle non linéaire avec le plus haut poids d'Akaike (i.e. le minimum AIC) est considéré comme le modèle avec la meilleure qualité d'ajustement aux données.

En suivant Burnham et Anderson (2004), on peut calculer le modèle moyen pour l'estimation avec le tournant ($\hat{\eta}_{MA}$) et la taille finale de l'épidémie ($\hat{\alpha}_{MA}$) comme suit :

$$\hat{\eta}_{MA} = \sum_{i=1}^R w_i(AIC) \hat{\eta}_i, \hat{\alpha}_{MA} = \sum_{i=1}^R w_i(AIC) \hat{\alpha}_i$$

Ici, η_i et α_i sont les estimations de paramètre pour le tournant et la taille finale de l'épidémie, respectivement. Les estimateurs de la variance pour η_{MA} et α_{MA} sont donnés respectivement par

$$\widehat{\text{var}}(\hat{\eta}_{MA}) = \left[\sum_{i=1}^R w_i(AIC) \sqrt{\widehat{\text{var}}(\hat{\eta}_i | M_i) + (\hat{\eta}_i - \hat{\eta}_{MA})^2} \right]^2$$

$$\widehat{\text{var}}(\hat{\alpha}_{MA}) = \left[\sum_{i=1}^R w_i(AIC) \sqrt{\widehat{\text{var}}(\hat{\alpha}_i | M_i) + (\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_{MA})^2} \right]^2$$

Notons que l'on peut remplacer l' AIC par d'autres critères d'information comme BIC ou KIC et calculer le poids du modèle à partir d'eux.

1.2.2. Incertitude de paramètre et prévisions à partir de modèles basés sur une incertitude quantifiée

Nous calibrons chaque modèle selon les rapports cumulés de cas quotidiens pour Cuba. Les données débutent le 11 mars 2020, début de l'épidémie. La première procédure de calibration inclut 25 observations : du 11 mars au 4 avril 2020. Cette période de calibration augmente de cinq jours avec chaque nouvelle publications de données, avec la dernière période entre le 11 mars et le 28 avril 2020 (points de données).

Pour quantifier l'incertitude d'estimation des paramètres, des intervalles de confiance ont été construits en simulant 200 réalisations de la courbe $C(t)$ estimée par la modélisation en utilisant les techniques de *bootstrap* avec la structure d'erreur de Poisson, comme dans les études antérieures (Chowell, 2017 ; Roosa et al., 2020a, 2020b). Chaque réalisation du nombre cumulatif de cas confirmés $C_i(t)$ ($i = 1, 2, \dots, 200$) est créé comme suit : pour chaque observation $C(t)$ (ajustement de modélisation) pour $t = 2, 3, \dots, n$ jours, crée une nouvelle observation $C'_i(t)$ for $t \geq 1$ ($C'_i(t) = C_i(t)$) à partir de la distribution de Poisson où : $C(t) - C(t-1)$ (croissance journalière $\dot{C}(t)$ du jour $t-1$ au jour t). La réalisation correspondante du nombre

cumulatif de cas est donnée par $C_i(t) = \sum_{j=1}^t C'_i(j)$, où $t = 1, 2, \dots, n$. Le tournant et la taille finale de l'épidémie ont été estimés à partir de chaque 200 courbes simulées pour caractériser leur distribution empirique et dérivation nominale 95% d'intervalles de confiance.

Un modèle de données proprement calibré peut permettre d'établir des prévisions à court terme du nombre cumulatif de cas confirmés. Créant une prévision basée sur l'incertitude du modèle donnée par l'ajustement aux 200 courbes d'épidémie simulées, est un travail informatique relativement simple qui requiert la propagation de l'incertitude de l'état actuel du système à un horizon de 10 jours. Ainsi, nous prévoyons l'entière incertitude du système en utilisant les incertitudes du paramètre, précédemment dérivées du processus de quantification de l'incertitude décrit plus haut.

2. Résultats

2.1. Modèles phénoménologiques non-linéaires et modélisation

Le système normal de modèle est utile pour les prédictions en temps réel car on utilise seulement une partie des données pour celle à long terme. Nous ne voulons pas baser l'estimation sur un seul modèle. Tous les modèles non-linéaires mentionnés plus haut étaient conçus pour une seule phase de l'épidémie de COVID à Cuba sur différentes périodes de 25 (11/3–4/4), 30 (11/3–9/4), 35 (11/3–14/4), 40 (11/3–19/4),

45 (11/3–24/4) et 50 (11/3–29/4) jours. Les modèles étaient ajustés à un nombre cumulatif quotidien de cas rapportés, tournant et taille finale étant estimés. Pour cela le *R* software 3.6.2 était utilisé, avec la fonction *gnls* des packages *nlme* et *DengueRT*.

Le tableau 2 montre les critères d'information Akaiques et les poids Akaiques pour tous les modèles non-linéaires servant à calculer l'estimation moyenne du tournant et de la taille finale de l'endémie sur différentes périodes de la COVID-19 à Cuba. Pour la première période, tous les modèles étaient proches de l'*AIC*.

Les poids Akaiques pour la logistique, les modèles Sigmoid Emax et Richards sont de 0,47, 0,24 et 0,17 respectivement.

Mais pour les autres périodes, les estimations de taille finale et de tournant étaient dominées par un seul modèle ou maximum deux modèles. Le modèle Sigmoid Emax dominait la seconde période ($AIC = 187,88$, $w_i = 0,879$). Pour les périodes 11/3–14/4, 11/3–19/4, 11/3–24/4, les modèles avec l'*AIC* le plus bas étaient les Gompertz et Richards, avec des poids Akaiques 1) 0,862, 0,138 ; 2) 0,775, 0,225 and 3) 0,599, 0,40, respectivement. Pour la plus grande période (11/3–29/4), le modèle de Richards avait un poids Akaike égal à $w_i = 0,928$, tandis que les poids obtenus pour les autres modèles sont relativement réduits, ce qui implique que le paramètre moyen du modèle estimé est surtout basé sur le modèle de Richards.

Tableau 2. *AIC* et poids de tous les modèle non-linéaires et moyenne sur différentes périodes de l'épidémie de COVID-19 à Cuba

Modèles	Période											
	11/3–4/4		11/3–9/4		11/3–14/4		11/3–19/4		11/3–24/4		11/3–29/4	
	<i>AIC</i>	W_i	<i>AIC</i>	W_i	<i>AIC</i>	W_i	<i>AIC</i>	W_i	<i>AIC</i>	W_i	<i>AIC</i>	W_i
3P Logistic	143,13	0,47	210,04	1,4E-05	276,50	2,9E-09	323,08	1,8E-10	379,19	9,5E-14	425,56	1,9E-13
Richards	145,11	0,17	198,06	0,005	240,84	0,138	281,17	0,225	321,05	0,40	367,08	0,928
Sigmoid Emax	144,52	0,24	187,88	0,879	267,16	2,7E-07	304,47	1,9E-06	337,91	8,7E-05	388,49	2,1E-05
4P Gompertz	145,92	0,12	191,94	0,115	237,18	0,862	278,69	0,775	320,24	0,599	372,21	0,071

Source : élaboration des auteurs.

L'estimation et l'erreur standard obtenus pour tous les modèles non-linéaires et la modélisation, pour le tournant et la taille finale de l'épidémie de COVID à Cuba, sont présentées dans les tableaux 3 et 4 sur différentes périodes. La figure 1 présente les données de l'épidémie, les modèles ajustés, les prévisions pour tous les modèles non-linéaires et la modélisation sur différentes périodes. Notons que le modèle 3PL sous-estime toujours la taille finale de l'épidémie. L'estimation du modèle pour la taille finale est lentement stabilisée après la deuxième période (voir tableau 3). Si l'on utilise la limite supérieure de l'intervalle de confiance pour la taille finale comme le pire scenario, l'estimation de cette limite va de 3661,10 au jour 35 à 1939,65 au jour 50. Cette information peut être utile aux autorités de la santé.

Tableau 3. Taille final prévue (erreur standard) de l'épidémie en utilisant tous les modèles non-linéaires et la moyenne sur différentes période de l'épidémie de COVID-19 à Cuba

Période	Modèle 3PL	Modèle Richards	Sigmoid Emax	Gompertz	Modélisation
11/3-4/4	431,90 (25,42)	436,60 (75,64)	2746,14 (3129,39)	1311,49 (377,47)	1081,27 (1307,96)
11/3-9/4	599,53 (39,69)	1507,98 (650,63)	4733,26 (4013,54)	1924,70 (379,51)	4391,09 (3845,11)
11/3-14/4	1237,40 (60,69)	2900,97 (1042,39)	4448,44 (1720,42)	2720,49 (365,35)	2745,44 (457,83)
11/3-19/4	1413,09 (37,23)	2604,87 (410,42)	2805,35 (276,68)	2774,41 (201,90)	2736,29 (256,17)
11/3-24/4	1588,90 (28,81)	2401,02 (178,05)	2556,07 (108,85)	2658,44 (108,89)	2559,02 (181,35)
11/3-29/4	1664,75 (18,68)	2107,83 (75,54)	2246,28 (50,82)	2438,01 (67,71)	2131,35 (95,85)

Source : élaboration des auteurs.

Comme pour la taille finale de l'épidémie, l'estimation du tournant de l'épidémie se stabilise lentement après la seconds période (voir tableau 4). Notons que si l'on utilise la limite supérieure de l'intervalle de confiance pour le tournant, moment maximum de confirmation de cas, comme le pire scenario, l'estimation de cette limite va de 43,52 au jour 35 à 34,39 au jour 50.

Tableau 4. Tournant prévu (erreur standard) de l'épidémie en utilisant tous les modèle non-linéaires et moyenne sur différentes période de l'épidémie de COVID-19 à Cuba

Période	Modèle 3PL	Modèle Richards	Sigmoid Emax	Gompertz	Modélisation
11/3-4/4	21,10 (0,49)	21,16 (0,99)	47,63 (20,76)	29,62 (3,16)	28,36 (11,79)
11/3-9/4	23,44 (0,58)	31,50 (4,75)	58,67 (19,29)	33,93 (2,54)	55,66 (19,82)
11/3-14/4	31,07 (0,62)	39,59 (5,27)	56,41 (9,80)	38,40 (2,01)	38,56 (2,48)
11/3-19/4	32,74 (0,39)	38,08 (2,24)	45,94 (2,33)	38,74 (1,21)	38,59 (1,46)
11/3-24/4	34,43 (0,31)	36,94 (0,99)	43,85 (1,04)	38,08 (0,73)	37,62 (1,00)
11/3-29/4	35,19 (0,22)	35,29 (0,42)	40,92 (0,54)	36,65 (0,52)	35,39 (0,50)

Source : élaboration des auteurs.

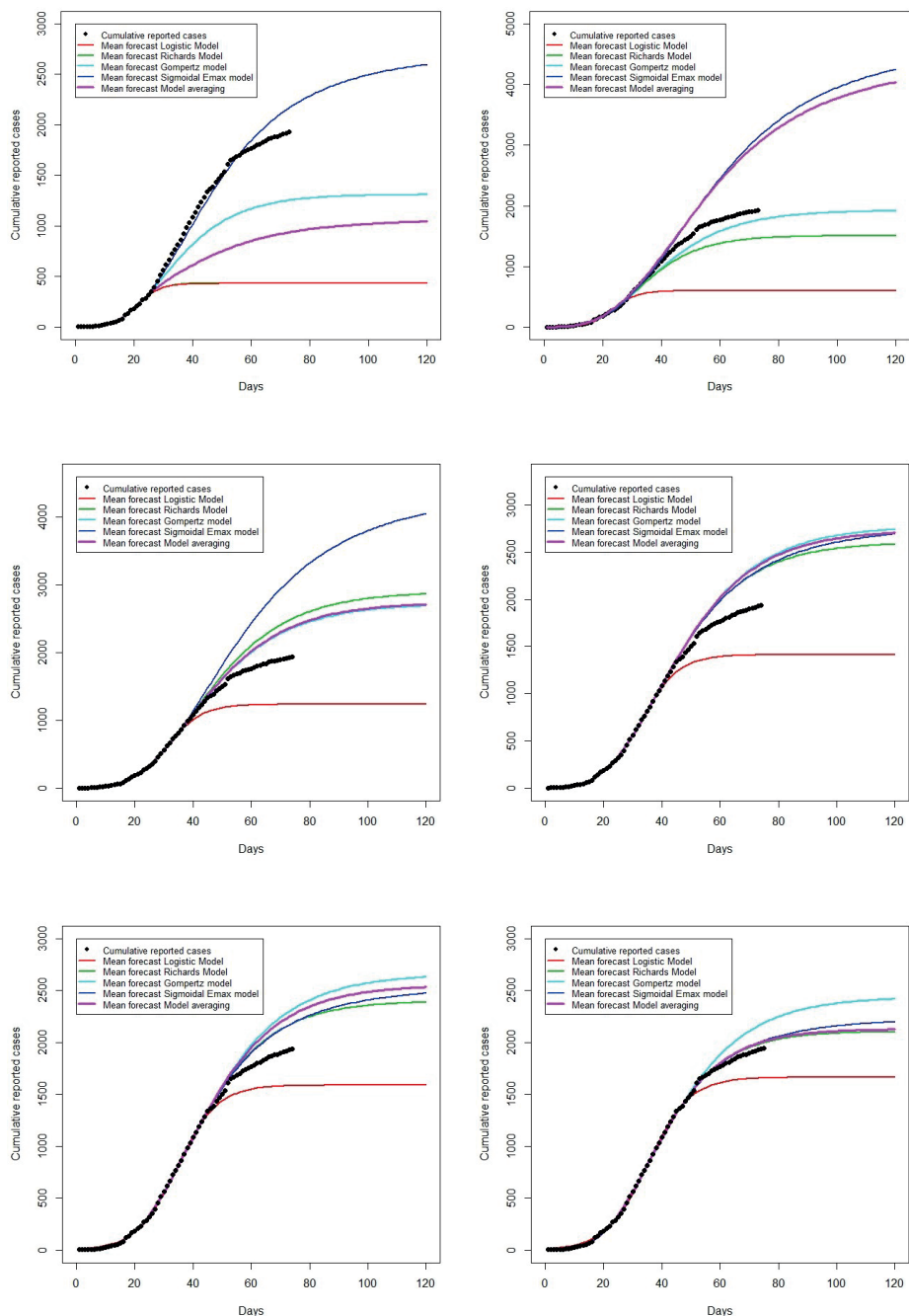


Figure 1. Simples prévisions de tous les modèles phénoménologiques et modèle moyen sur différentes périodes

Source : élaboration des auteurs.

2.2. Prévisions basées sur les modèles avec incertitude quantifiée

Nous présentons les résultats pour des prévisions de 10 jours faites le 14 avril et 24 avril 2020 pour l'épidémie de COVID-19 à Cuba à partir des estimations de modélisation avec les données apportées. La figure 2 contient les estimations du total de cas cumulatifs sur des prévisions 10 jours à l'avance pour les périodes 11/3–14/4 (figure 2 panel a) et 11/3–14/4 (figure 2 panel b), respectivement. Les prévisions à 10 jours prévoient entre 1820 et 3650 cas pour la période 11/3–14/4, et entre 1930 et 2300 cas pour l'autre période de la modélisation.

3. Discussion

Les modèles phénoménologiques sont utiles dans le contexte de données épidémiologiques limitées ou face à des épidémies déclenchées par de nouveaux pathogènes, comme SARS-CoV-2. Dans ce travail, nous avons prédit en temps réel la taille finale et le tournant de l'épidémie, et créé des prévisions 10 jours à l'avance du nombre de cas en utilisant plusieurs modèles phénoménologiques non-linéaires : Richards, 3PL, Sigmoid Emax et 4P Gompertz, où ces paramètres et prévisions sont estimés par le biais de la modélisation.

Nous défendons la technique de la modélisation car elle apporte une structure attrayante de prédiction en temps réel, considérant un ensemble de modèles et l'incertitude de ceux-ci. La prédiction en temps réel est dominée par le(s) modèle(s) avec les données les mieux adaptées. De plus, les méthodes de modélisation produisent des limites d'incertitude plus réalistes pour les estimations de paramètres et les prévisions en intégrant l'incertitude dérivée d'un ensemble de modèles plausibles.

Nous avons observé que sur les diverses périodes de calibrations les estimations et prévisions étaient dominées par différents modèles phénoménologiques. Le cadre de modélisation pour la prédiction en temps réel est le plus utile car l'estimation est basée sur les modèles les plus ajustés.

Nous avons aussi noté que la prévision basée sur la modélisation, ou même sur un seul modèle, est très vulnérable, surtout pendant la première phase de l'épidémie. Tant que les données disponibles incluent le tournant et un intervalle peu de temps après, la courbe prévoyant le nombre futur de cas sera raisonnablement correcte. De plus, l'ampleur des intervalles de prédiction diminue en moyenne à mesure que des données sont ajoutées.

Dans ce travail, tous les modèles phénoménologiques considèrent une phase de croissance exponentielle précoce. Chowell, Sattenspiel et al. (2016) ont illustré l'impact d'une supposition incorrecte d'un modèle de croissance exponentielle pour caractériser une phase précoce d'épidémies de maladies infectieuses suivant

une croissance quasi-exponentielle. Dans une recherche à venir, nous étendrons cette approche de modélisation à l'utilisation de logistique généralisé et au modèle Richards.

En temps réel à court terme, les prévisions élaborées à partir de la modélisation pourraient être utiles aux responsables de la santé publique pour guider l'allocation de ressources essentielles au contrôle de l'épidémie et pour affronter des épidémies futures.

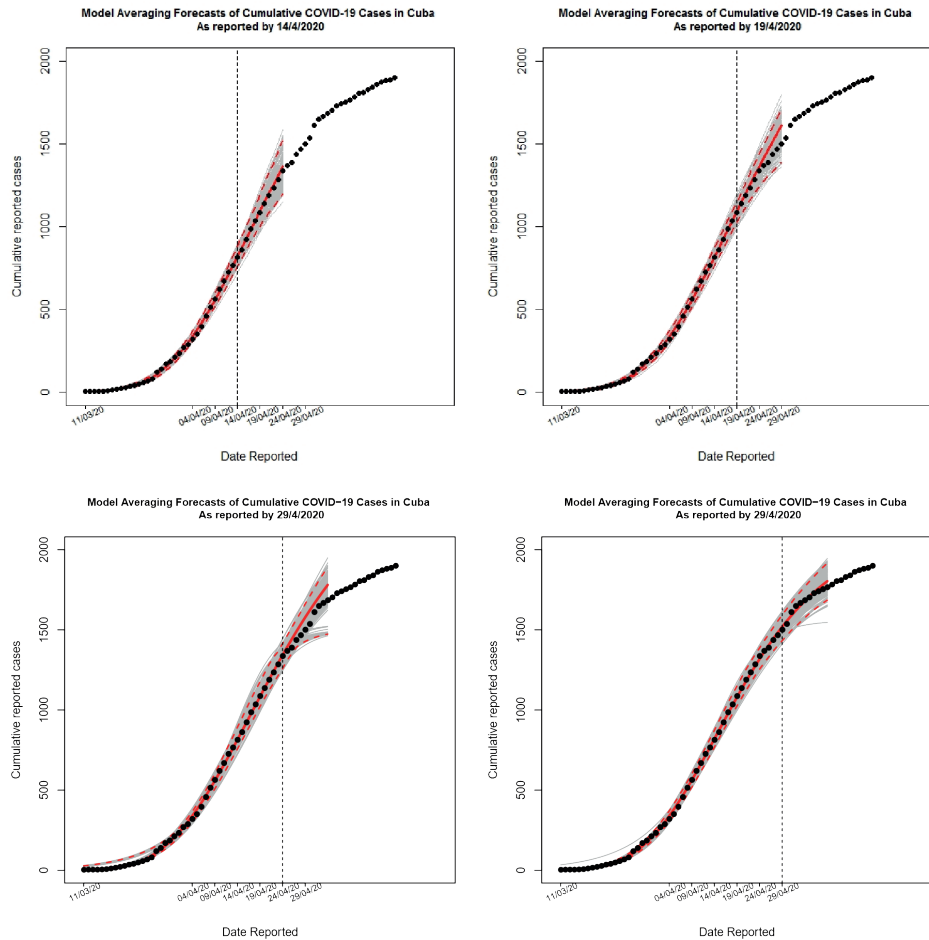


Figure 2. Prévisions de modélisation de cas de COVID-19 à Cuba 10 jours à l'avance, élaborées le 14 avril 2020 (Panel a) et le 24 avril 2020 (Panel b)

Les pointillés correspondent aux cas jusqu'au 15 mai 2020, les lignes rouges continues correspondent à la solution du modèle simple, les lignes rouges en tirets présentent 95% des intervalles de prédictions et les lignes noires verticales en tirets séparent la calibration et les périodes prévisionnelles.

Source : élaboration des auteurs.

Conclusion

Cette étude souligne l'importance des modèles phénoménologiques dynamiques dans le contexte de données épidémiologiques limitées et d'épidémies de nouveaux pathogènes. Ces modèles, tels que le modèle logistique et le modèle de Richards généralisé, se sont révélés être des outils précieux pour prédire l'incidence des cas confirmés, en particulier lors d'épidémies de maladies causées par des agents pathogènes inconnus, comme le SARS-CoV-2.

La flexibilité et l'adaptabilité des modèles phénoménologiques dynamiques sont mises en évidence, car ils permettent d'étudier et de caractériser des modèles de croissance plus complexes qui ne peuvent pas être expliqués par des modèles plus traditionnels. Cela est essentiel pour améliorer la précision des prévisions et mieux comprendre l'évolution d'une épidémie à mesure que l'on dispose de plus de données épidémiologiques.

L'utilisation de données épidémiques de plus en plus nombreuses pour calibrer ces modèles est une stratégie efficace, car elle améliore la capacité de prévision et fournit des informations précieuses sur l'évolution de l'épidémie dans le temps.

Toutefois, ces modèles de croissance phénoménologique ne conviennent que pour représenter des épidémies avec un seul pic, ce qui peut limiter leur applicabilité dans des situations où les épidémies ont des trajectoires de transmission plus complexes. Pour traiter ces cas, il est suggéré d'utiliser l'approche du modèle sous-épidémique, qui permet d'estimer les paramètres de transmission et de prévoir des trajectoires épidémiques plus réalistes.

Enfin, il est souligné que les prévisions à court terme dérivées des modèles phénoménologiques peuvent constituer un outil précieux pour les décideurs en matière de santé publique. Ces prévisions fournissent des informations essentielles pour allouer efficacement les ressources et prendre des décisions stratégiques afin de contrôler et de répondre aux épidémies de maladies infectieuses actuelles et futures.

Dans l'ensemble, cette étude met en évidence la valeur et le potentiel des modèles phénoménologiques dynamiques en tant qu'outils fondamentaux pour prédire et comprendre les épidémies, mais reconnaît également l'importance d'explorer d'autres approches pour faire face à des épidémies plus complexes et à divers scénarios épidémiologiques.

References

- Burnham, K., & Anderson, D. (2004). Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological Methods Research*, 33(2), 261–304. <https://doi.org/10.1177/0049124104268644>

- Chowell, G. (2017). Fitting dynamic models to epidemic outbreaks with quantified uncertainty: A primer for parameter uncertainty, identifiability, and forecasts. *Infectious Disease Modelling*, 2(3), 379–398. <https://doi.org/10.1016/j.idm.2017.08.00>
- Chowell, G., Hincapie-Palacio, D., Ospina, J., Pell, B., Tariq, A., Dahal, S., Moghadas, S., Smirnova, A., Simonsen, L., & Viboud, C. (2016). Using phenomenological models to characterize transmissibility and forecast patterns and final burden of Zika epidemics. *PLOS Currents*, 8, <https://doi.org/10.1371/currents.outbreaks.f14b2217c902f453d9320a43a35b9583>
- Chowell, G., Sattenspiel, L., Bansal, S., & Viboud, C. (2016). Mathematical models to characterize early epidemic growth: A review. *Physics of Life Reviews*, 18, 66–97. <https://doi.org/10.1016/j.plrev.2016.07.005>
- Chowell, G., & Viboud, C. (2016). Is it growing exponentially fast?—Impact of assuming exponential growth for characterizing and forecasting epidemics with initial near-exponential growth dynamics. *Infectious Disease Modelling*, 1(1), 1–8. <https://doi.org/10.1016/j.idm.2016.07.004>
- Chowell, G., Viboud, C., Simonsen, L., & Moghadas, S. M. (2016). Characterizing the reproduction number of epidemics with early subexponential growth dynamics. *Journal of The Royal Society Interface*, 13(123), 1–12. <https://doi.org/10.1098/rsif.2016.0659>
- Claeskens, G., & Hjort, N. L. (2008). *Model selection and model averaging*. Cambridge University Press.
- Hsieh, Y. (2015). Temporal course of 2014 Ebola virus disease (EVD) outbreak in West Africa elucidated through morbidity and mortality data: A tale of three countries. *PLOS ONE*, 10(11). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0140810>
- Hsieh, Y. (2017). Temporal patterns and geographic heterogeneity of Zika virus (ZIKV) outbreaks in French Polynesia and Central America. *PeerJ*, 5, e3015. <https://doi.org/10.7717/peerj.3015>
- Hsieh, Y., Arazoza, H., & Lounes R. (2013). Temporal trends and regional variability of 2001–2002 multiwave DENV-3 epidemic in Havana City: Did Hurricane Michelle contribute to its severity? *Tropical Medicine and International Health*, 18(7), 830–838. <https://doi.org/10.1111/tmi.12105>
- Hsieh, Y., Huang, H., Lan, Y. (2016). On temporal patterns and circulation of influenza virus strains in Taiwan, 2008–2014: Implications of 2009 pH1N1 pandemic. *PLOS ONE*, 11(5), e0154695. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0154695>
- Ma, J., Dushoff, J., Bolker, B., & Earn, D. (2014). Estimating initial epidemic growth rate. *Bulletin of Mathematical Biology*, 76, 245–260. <https://doi.org/10.1007/s11538-013-9918-2>
- Richards, F. (1959). A flexible growth function for empirical use. *Journal of Experimental Botany*, 10(2), 290–301. <https://doi.org/10.1093/jxb/10.2.290>
- Roosa, K., Lee, Y., Luo, R., Kirpich, A., Rothenberg, R., Hyman, J., Yan, P., & Chowell, G. (2020a). Real-time forecasts of the COVID-19 epidemic in China from February 5th to February 24th, 2020. *Infectious Disease Modelling*, 5, 256–263. <https://doi.org/10.1016/j.idm.2020.02.002>
- Roosa, K., Lee, Y., Luo, R., Kirpich, A., Rothenberg, R., Hyman, J., Yan, P., & Chowell, G. (2020b). Short-term forecasts of the COVID-19 epidemic in Guangdong and Zhejiang, China: February 13–23, 2020. *Journal of Clinical Medicine*, 9(2), 596. <https://doi.org/10.3390/jcm9020596>

- Sebrango-Rodríguez C. R., Martínez-Bello, D. A., Sánchez-Valdés, L., Thilakarathne, P. J., Del Fava, E., Van Der Stuyft, P., López-Quílez, A., & Shkedy, Z. (2017). Real-time parameter estimation of Zika outbreaks using model averaging. *Epidemiology and Infection*, *145*(11), 2313–2323. <https://doi.org/10.1017/S0950268817001078>
- Wang, X., Wu, J., & Yang, Y. (2012). Richards model revisited: Validation by and application to infection dynamics. *Journal of Theoretical Biology*, *313*, 12–19. <https://doi.org/10.1016/j.jtbi.2012.07.024>

LA CULTURE D'AGRUMES DANS LES COMMUNAUTÉS AGRICOLES CHILIENNES : VERS UN DÉVELOPPEMENT DURABLE

Citriculture in Chilean agricultural communities : Towards a sustainable development

Manuel E. CORTÉS¹

Université Bernardo O'Higgins – Chili

Directeur de la Recherche, de l'Innovation et du Transfert de Technologie

manuel.cortes@ubo.cl

<https://orcid.org/0000-0003-0845-7147>

Abstract : This review article aims to comment on the importance of citrus in the agricultural communities of the Limarí Province from the perspective of achieving sustainable agricultural development in these communities, highlighting the results of a pilot experience with rural citrus growers. Firstly, the state of development of citriculture in Chile is described. Secondly, this activity is treated from the perspective of the agricultural communities of Limarí. Thirdly, a report results of a pilot study on citrus culture developed in the agricultural community are explained. This work shows how attractive the citrus sector has become for agricultural communities, especially the commercialization of the typical yellow lemon. It also highlights the need to implement agri-environmental education programs among their inhabitants to promote the care of critical natural resources such as water and soil. The growth and development of citrus farming in Limarí's agricultural communities must be consistent with an analysis of the availability of these resources and responsible use of them.

Keywords : agricultural communities, citriculture, Limarí.

Résumé : Cet article souligne l'importance des agrumes dans les communautés agricoles de la Province de Limarí du point de vue du développement agricole durable dans ces communautés, en soulignant les résultats de l'expérience des cultivateurs ruraux. D'abord, l'état de développement de la culture des agrumes au Chili est décrit. Ensuite, cette activité est traitée dans la perspective des communautés agricoles de Limarí. En troisième lieu, nous analysons une analyse pilote de la culture des agrumes dans la communauté agricole.

¹ Av. Viel 1497, 8370993 Santiago, Región Metropolitana, Chile.

Ce travail souligne l'attrait que présente le secteur des agrumes pour les communautés agricoles, en particulier la commercialisation du traditionnel citron jaune. Il se penche aussi sur l'implantation de programmes d'éducation agro-environnementale parmi ses habitants pour promouvoir le soin des ressources naturelles comme l'eau et la terre. La croissance et le développement de la culture des agrumes dans les communautés agricoles de Limarí doivent être consistants, avec une analyse de la disponibilité de ces ressources et leur utilisation responsable.

Mots-clés : communautés agricoles, culture d'agrumes, Limarí.

JEL classification : Q10, Q56, R11.

Introduction

Les changements climatiques, la sécheresse et le manque d'eau affectent fortement l'agriculture chilienne (Meza et al., 2021), en particulier le Bassin de Limarí (Alfaro & Cortés, 2020), zone agricole intensément sèche dans la Région de Coquimbo, 400 km au nord de la capitale (Urquiza & Billi, 2020). Cette situation a fait que des rivières, courants et sources ont dramatiquement diminué leurs cours pendant la saison sèche, certains se sont même complètement asséchés. Les radiations solaires élevées s'opposent à une bonne croissance et floraison des cultures (Alfaro-Silva et al., 2015). De plus, un accroissement inattendu des gelées pendant la saison froide affecte aussi les récoltes. Malgré ces conditions climatiques difficiles, la vallée de Limarí Valley offre une production très variée de fruits et légumes (Urquiza & Billi, 2020). Cependant, le scénario agroclimatique affecte la production des paysans traditionnels des communautés rurales orientés vers des activités horticoles et fruiticoles à petite échelle (Alfaro & Cortés, 2020 ; Alfaro-Silva et al., 2015 ; Cortés, 2016), incompatibles avec des sécheresses prolongées ou de fréquentes gelées intenses.

Ce contexte montre le défi que rencontrent ces communautés pour réaliser des récoltes pouvant s'adapter et présenter une option économique malgré ces conditions agricoles fortement affectées par les changements climatiques. Quelles cultures peut-on considérer ? Les agrumes – limoniers, orangers et mandariniers – semblent intéressants. Ils sont particulièrement importants dans les secteurs agricoles global (Ziogas, Tanou, Morianou, & Kourgialas, 2021). Ils sont cultivés dans des secteurs de faibles précipitations (Ziogas et al., 2021) et ont des avantages sur d'autres arbres comme les avocatiers. Les cultures citriques sont non seulement affectées par le manque d'eau, entrant dans un état de léthargie lorsque l'irrigation est réduite, mais elles peuvent aussi être coupées à la souche en extrême sécheresse, ne repartant qu'une fois irriguées et fertilisées. Selon les paysans, "les citrons sont faciles à vendre au marché" et cela toute l'année, très convoités pour certaines festivités.

Cet article vise à souligner l'importance des citrus dans les communautés agricoles de la province de Limarí, du point de vue de leurs développements agricole durables, en particulier les résultats d'une expérience pilote de cultivateurs d'agrumes.

1. La culture d'agrumes au Chili

1.1. Aspects généraux de la culture d'agrumes

Les agrumes semblent avoir été cultivés depuis 4000 ans dans les “secteurs tropicaux et subtropicaux de l'Asie et de l'archipel de Malaisie” (Dugo & Di Giacomo, 2002) ; mais il n'est pas sûr de l'origine réelle de leur culture car plusieurs variétés étaient prédominantes dans d'autres parties du monde (Berk, 2016). Les agrumes sont des arbres fruitiers de haute production qui poussent dans les régions arides et semi-arides (Álvarez-Gerding et al., 2015). Ils sont classifiés comme “sensibles au sel”, donc la salinité peut affecter fortement leur productivité (Álvarez-Gerding et al., 2015 ; Ferguson & Grattan, 2005).

1.2. La culture d'agrumes au Chili

Dans les dernières 40 années, les zones fruiticoles du Chili ont beaucoup grandi. Le pays est devenu l'un des premiers exportateurs de fruit tempéré dans l'hémisphère Sud, en particulier le raisin, les piridions (la pomme) et les agrumes (León, 2008).

Le marché du citron au Chili est saisonnier. *La saisonnalité* correspond aux fluctuations de prix dans une période spécifique (Martínez, 2005). La période la plus fréquente donne la saisonnalité annuelle, mais pour certains produits elle ne dure qu'une semaine. Cette régularité vient de la saisonnalité de la demande et de l'offre en fonction de la combinaison de ces facteurs (Martínez, 2005). La plupart des produits agricoles sont saisonniers dans leur production et leur marché. Pour les récoltes, la saisonnalité varie selon les facteurs climatiques (selon la phénologie de la plante) et les typiques processus biologiques complexes de sa croissance. Si les récoltes sont annuelles, suivant la périssabilité du produit, elles peuvent être stockées et vendues le reste de l'année (Martínez, 2005).

La saisonnalité du citron au Chili a été caractérisée historiquement, et en général, les prix de vente les plus bas se présentent aux plus forts moments de récolte et aux plus bas moments de consommation, en ce cas entre septembre et décembre. Mais son prix augmente en mars quand la production baisse et la consommation augmente (Martínez, 2005).

Concernant la culture dans le secteur d'agrumes du Chili, l'évolution des récoltes d'oranges et mandarines inclut l'introduction de nouvelles variétés, un aspect crucial pour que les producteurs chiliens entrent sur les marchés internationaux (Pizarro-Yáñez, 2007).

1.3. Les agrumes comme sous-secteur agricole de la région de Coquimbo

La région de Coquimbo reçoit 110 mm de pluie par an, en hiver, ce qui permet seulement une culture de céréales réduite et des pâturages pour les chèvres et les moutons (Poncet et al., 2011). Cependant, grâce à des processus d'irrigation subtils en place depuis des siècles, la région exportait des produits agricoles de qualité aux travailleurs des mines, transports et installations de la zone aride du nord (Poncet et al., 2011). Actuellement, cette région a l'agriculture la plus développée du nord du pays (Koné, 2011). En 1998, la Corporation de Développement de la Production Chilienne (CORFO) reconnaissait une croissance de l'agriculture dans cette région, surtout une augmentation dans la zone de culture d'arbres fruitiers (CORFO, 1998 ; Jorquera, 2001). Cela s'observait surtout pour le raisin de table, les avocats et les agrumes, ce qui montre l'accroissement notable de la zone cultivée (CORFO, 1998 ; Jorquera, 2001). Au niveau du Chili, l'une des provinces qui en a bénéficié le plus est celle de Limarí (Région de Coquimbo) car les oranges et tangerines produites dans ce bassin avait les meilleurs prix sur le marché, ce qui est dû en partie au climat du secteur qui permet aux agrumes de murir avant ceux des autres producteurs (Pizarro-Yáñez, 2007).

Depuis la moitié des années 1990, Les compagnies agricoles de la région de Coquimbo, surtout la province de Limarí, tendent à diversifier leur production, des raisons de table à une grande variété au cours de l'année : agrumes (citrons, tangerines, oranges), avocats, amandes, noix et olives, entre autres. Cela augmente également le nombre de travaux agricoles (Heran, & Livenais, 2011).

Par ailleurs, plusieurs facteurs ont favorisé la croissance des dernières années dans le secteur agricole du bassin de Limarí, entre autres les initiatives du gouvernement pour favoriser l'investissement dans les travaux d'irrigation. On le voit dans le fait que la production silvo-agricole du bassin de Limarí en 2005 représentait 70% du total de la région de Coquimbo (López & Castillo, 2014). Cela vient de la croissance récente dans les secteurs de culture de raisins, avocats, plusieurs variétés d'agrumes, oliviers et amandiers, en plus de la production des jus de fruits, de plusieurs types de piscos et plus récemment de vins (López & Castillo, 2014).

2. Cultures d'agrumes dans les communautés agricoles de Limarí : Le cas de Cerro Blanco

2.1. Communautés agricoles de Limarí

Dans le Chili rural, on trouve une entité appelée "Communauté agricole," clairement définie dans la législation chilienne (Décret avec force de loi No. 5 de 1968 (modifié par la loi No. 19,233 de 1993). Il correspond au groupe paysan, de longue tradition, avec des coutumes centenaires et une cohésion social marquée. Les communautés agricoles représentent l'un des composants avec la plus ancienne tradition de la société chilienne : le "monde paysan" (Ilustre Municipalidad de Ovalle, 2014). Leur origine remonte même avant l'ordre territorial de la période espagnole coloniale, en particulier aux subdivisions appelées "concessions de terres" (Alexander, 2006). Les communautés agricoles, qui basent leur économie, historiquement, sur un mélange de transhumance de chèvres et moutons et la production agricole, se caractérisent par la coexistence de propriétés partagées et individuelles à l'intérieur d'un espace de terre (Fernández & Saunders, 2018). Les communautés agricoles ne sont pas distribuées de manière homogène dans le pays mais se trouvent surtout dans le « Norte Chico », surtout la Province de Limarí de la région de Coquimbo (Alexander, 2006 ; Castro & Bahamondes, 1986). Dans la commune d'Ovalle (capitale de la Province de Limarí) se trouvent 30 communautés agricoles, qui occupent des terres semi-arides. Leur force de travail se consacre surtout à l'agriculture de subsistance (horticole et fruitière), l'élevage des chèvres et la mine artisanale à petite échelle, comme par exemple l'activité des *pirquineros* (Alfaro & Cortés, 2020 ; Alfaro et al., 2015 ; Cortés, 2016 ; Cortés, Catalán-Neira et al., 2015). En plus de la semi-aridité de presque toutes ces localités, dans les dernières décennies, l'écosystème des communautés agricoles de la Province de Limarí, surtout la commune d'Ovalle, a souffert une dégradation notoire, dramatique et persistante due à l'action anthropique, comme le surpâturage des chèvres (Koné, 2011), l'abattage incontrôlé des arbres natifs et l'introduction d'arbres pour le bois de chauffe et le charbon de bois, la chasse illégale d'animaux sauvages (renards et rapaces) et l'exploitation minière (Fuentes, & Hajek, 1978, 1979). Cette situation complexe a conduit les habitants à développer l'agriculture de subsistance, affectée par les restrictions d'eau (Cortés, Alfaro et al., 2016).

Comme dans le reste de la région de Coquimbo, l'activité agricole de la Province de Limarí est essentielle, comme le montre production fruiticole, et crée des dividendes importants, après l'activité minière (la plus grande du pays) (Olivares Castillo & Treimun Ríos, 2014). En plus d'être la deuxième activité à l'origine de la plupart des exportations, la fruiticulture, avec l'élevage, la chasse et l'exploitation

forestière, est la seconde activité économique, offrant la plupart des emplois, juste derrière le commerce (Olivares Castillo & Treimun Ríos, 2014).

Si l'on considère le bassin de Limarí du point de vue des surfaces d'arbres fruitiers, Espinosa Marín (2011) soutient que la culture la plus importante est celle des amandiers (*Prunus amygdalus*), citronnier (*Citrus spp.*), noyers (*Juglans regia*), vignes (*Vitis vinifera*), pêchers (*Prunus persica*), oliviers (*Olea europaea*) et avocatiers (*Persea americana*). La population rurale de Limarí se consacre surtout aux activités agricoles, et cela depuis longtemps. Beaucoup de villages ne peuvent pas accéder à de meilleures conditions de vie en raison de leur isolement et dispersion (Alfaro & Cortés, 2020 ; Cortés, 2016 ; Cortés, Alfaro et al., 2016 ; Milla Valenzuela, 2013).

La caractérisation adéquate des communautés agricoles de Limarí et de leurs activités est un progrès considérable pour identifier leurs besoins et créer des projets de développement pour leurs habitants. Il faut pour cela étudier l'utilisation des ressources du sol (Avendaño Vaquer et al., 1978). Cela afin de définir et localiser les secteurs qui, par l'étude de leur gestion, peuvent être évalués et comparés (Avendaño Vaquer et al., 1978). Dans les communautés agricoles, on trouve de nombreux sols. Nous nous pencherons surtout sur ceux d'usage agraire permanent, qui présentent n'importe quel type de verger mais avec production permanente, par exemple des poiriers, pêchers, vignes et citronniers (e.g., feuilles persistantes, comme citronniers et orangers) (Avendaño Vaquer et al., 1978).

2.2. Communauté agricole Cerro Blanco

La communauté agricole étudiée comme modèle est Cerro Blanco (30° 52' 00,2" S 71° 23' 42,8" W), un village rural qui se trouve environ à 50 km au sud-ouest d'Ovalle, Province de Limarí (Alfaro, & Cortés, 2020 ; Alfaro et al., 2015 ; Cortés, 2016 ; Cortés, Alfaro et al., 2016). Son activité économique principale est la petite agriculture, surtout de subsistance, basée sur une utilisation agricole de la terre (non-permanente, cultures annuelles typiques d'horticulture) et des cultures permanentes (arbres fruitiers), surtout les vergers d'agrumes (citronniers, orangers, mandariniers, voir figure 1) et oliviers (pour la production). Pour l'horticulture, on peut mentionner de petites cultures de haricots, concombres de salade, concombres doux, tomates et courgettes, qui peuvent être à l'extérieur ou dans un système d'irrigation goutte-à-goutte dans des serres ou sous abris. Plusieurs familles se consacrent à l'élevage des chèvres (utilisation de la terre pour l'élevage, prairies artificielles et naturelles, et pâturages occasionnels, (cf. Avendaño Vaquer et al., 1978) et la commercialisation des produits dérivés : fromages de chèvres artisanaux (Cortés, Calderón et al., 2017), viande fraîche, chevreaux, viande séchée et cuir. Quelques habitants travaillent dans des petites mines, d'autres ont cherché de nouvelles directions, laissant la communauté pour des travaux saisonniers dans



Figure 1. Culture de citrons avec irrigation goutte-à-goutte dans la communauté agricole Cerro Blanco. Culture de citron jaune typique

Source : élaboration de l'auteur.

la ville d'Ovalle. A l'opposé, d'autres jeunes et familles sont partis vers le nord pour travailler dans l'exploitation minière à grande échelle (Alfaro, & Cortés, 2020 ; Cortés, 2016).

2.3. Culture d'agrumes dans la communauté agricole Cerro Blanco

L'opinion des habitants les plus âgés de Cerro Blanco révèle que la culture d'agrumes dans leur communauté a pris force sous le gouvernement du Président Eduardo Frei Montalva (1964–1970), période pendant laquelle il était interdit de couper des arbres et arbustes pour le chauffage. Le besoin de trouver une nouvelle source économique a fait considérer les agrumes, d'abord la culture de citrons ordinaires, puis des oranges comme les Thomson, puis d'autres variétés de citrons et tangerines.

Selon Monzó (2003), en 1996, l'intervention du projet *Programme de développement rural pour les communautés paysannes et les petits producteurs agricoles (PRODECOP IV Région)* a commencé avec la communauté agricole Cerro Blanco. Il permettait, par un système de diagnostic productif et social, de l'identifier comme secteur d'extrême pauvreté rurale. Dans le contexte du projet, en 1996, les responsables ont travaillé avec un comité dirigeant de la communauté pour

trouver des moyens d'optimiser la production d'agrumes. Les conclusions obtenues permirent de créer la *Sociedad Agropecuaria Siglo XXI* en 1999, centrée sur les cultures fruitières (surtout les agrumes) et soutenue par le PRODECOP (Monzó, 2003). Quand ses activités commencèrent, la majorité des habitants de Cerro Blanco participa, et peu à peu des membres d'autres communautés (Los Trigos, Los Canelos, Las Damas) s'intégrèrent. Malgré le problème posé par la grande dispersion géographique des participants, l'association renforça les relations, surtout productives et commerciales, avec des communautés proches (Monzó, 2003).

Quant aux résultats obtenus par la *Sociedad Agropecuaria Siglo XXI*, il faut mentionner qu'en 1999 des citrons purent être exportés aux États-Unis d'Amérique et au Japon à travers la compagnie Agronova. Cela aida les producteurs à s'étendre à un marché attirant, alors que les prix du marché domestique étaient très bas en raison des effets de l'hiver, phénomène saisonnier mentionné antérieurement (Martínez, 2005). Cependant, le volume exportable par la compagnie était réduit, beaucoup de citrons ne correspondaient pas à la qualité et au calibre requis (Monzó, 2003). La *Sociedad Agropecuaria Siglo XXI* a augmenté systématiquement le volume de citrons exportés aux États-Unis d'Amérique et au Japon. En mars 2001, la compagnie demanda à PRODECOP un prêt à court terme pour augmenter les exportations de 50 000 à 80 000 kg. PRODECOP refusa, considérant que ces fonds serviraient à couvrir des prêts non remboursés de la société (Monzó, 2003).

Vers 2010, dans la communauté agricole Cerro Blanco, il y avait 20 hectares d'agrumes. Les initiatives innovatrices visant à la diversification de la production, la culture de l'*Aloe vera* et l'achat de machines pour la communauté commencèrent à soutenir la production (Cortés, 2018 ; GORE, 2010). A ce moment, il fallait acheter un brumisateur pour permettre aux citrons d'être lavés et désinfectés. Il serait utilisé par la communauté et son entretien reviendrait au comité directeur de Cerro Blanco. De plus, 40 familles locales devaient approfondir leurs puits et avoir accès à une pompe solaire, un bassin de 20 000 L et des tuyaux. Tout cela pour améliorer l'accès à l'eau et assurer l'irrigation des agrumes, surtout les citrons (Cortés, 2018 ; GORE, 2010). Sur le marché, des petits producteurs de citrons avaient des difficultés pour commercialiser leurs produits dans les périodes de forte demande et lorsque le produit n'avait pas les normes requises, comme la taille ou le calibre (Cortés, 2018 ; GORE, 2010).

Depuis le début, la culture d'agrumes à Cerro Blanco a été liée aux ressources en eau. Cette eau vient surtout des sources et puits qui augmentent leur niveau après les pluies, ce qui amène de la boue, et donc il faut nettoyer ces puits. Lorsque les pluies sont insuffisantes avec les changements climatiques, la plus forte demande en eau a conduit les producteurs à améliorer l'infrastructure des systèmes d'irrigation – augmenter la profondeur et herméticité des puits, utiliser de meilleures pompes à eau, installer des bassins alimentés par les puits et des systèmes d'irrigation goutte-à-goutte.

2.4. Résultats de l'étude pilote sur la culture d'agrumes dans la communauté agricole de Cerro Blanco

En 2018-2019, un travail sur le terrain dans la communauté agricole de Cerro Blanco, centré sur la définition des caractéristiques de la commercialisation dans la communauté, indiquant des enquêtes anonymes menées auprès des producteurs. Vu les limites dues à la dispersion géographique des habitants, le nombre total d'enquêtes fut de 9. Le tableau 1 donne un résumé des réponses des producteurs.

Tableau 1. Fréquence des réponses aux questions faites aux producteurs d'agrumes (n = 9)

Questions	Oui	Non
La culture des agrumes est-elle la principale activité économique de la communauté agricole de Cerro Blanco ?	9 (100%)	0 (0%)
Avez-vous utilisé de l'aide de l'état pour développer la culture des agrumes ?	6 (67%)	3 (33%)
La production des agrumes peut-elle constituer la principale activité économique d'une famille de la communauté agricole de Cerro Blanco ?	7 (78%)	2 (22%)
Est-ce que vous laisseriez vos autres activités pour vous consacrer seulement à la culture des agrumes ?	4 (44%)	5 (56%)
Les citrons sont-ils une meilleure alternative de production, comparés aux oranges, mandarines et tangerines ?	9 (100%)	0 (0%)
Le typique citron jaune est-il une meilleure alternative sur le marché, comparé au citron vert ?	5 (56%)	4 (44%)
Voyez-vous un futur prometteur à la production des agrumes pour la communauté agricole de Cerro Blanco ?	7 (78%)	2 (22%)

Source : élaboration de l'auteur.

Selon le tableau 1, tous les producteurs (100%) considèrent les agrumes comme la principale activité économique de la communauté. La majorité (78%) lui voit un futur prometteur. Une proportion importante (67%) a utilisé de l'aide pour la culture des agrumes, mais une autre (56%) n'abandonnerait pas ses autres activités de production pour s'y consacrer exclusivement. Finalement, toutes les personnes interrogées (100%) considèrent que le citron est le fruit de meilleure commercialisation parmi les agrumes, préférant le typique citron jaune (56%) au citron vert (44%).

3. Discussion et futures directions

Les résultats de l'étude montrent que tous les producteurs considèrent la culture des agrumes comme la principale activité économique de la communauté agricole de Cerro Blanco et la majorité lui voit un avenir prometteur. La plupart a utilisé de

l'aide de l'état – bonds, subventions, prêts de l'Institut National pour le Développement Agricole (INDAP) et autres institutions – pour développer cette culture (INDAP, 2021). Il est intéressant de noter qu'une proportion importante des paysans n'abandonnerait pas ses autres activités de production pour s'y consacrer exclusivement. Peut-être parce qu'ils sont très attachés à la diversification des occupations de la communauté et cherchent à maintenir une variété d'activités typiques d'une famille paysanne ; de plus, comme le prix des agrumes varie beaucoup dans l'année, ils cherchent d'autres ressources ; finalement, la tradition de l'élevage des chèvres (pour les fromages artisanaux) est une activité à laquelle ils sont très attachés. Et toutes les personnes interrogées considèrent que le citron est l'agrumes de meilleure commercialisation, préférant le typique citron jaune au citron vert car il sera toujours demandé pour ses usages multiples.

Considérant la promotion de la culture des agrumes et sa coexistence avec d'autres activités, Alexander (2000) indique que la communauté Alcones, située près de la Route Panaméricaine, à 25 km environ de Cerro Blanco, développe des projets pour déployer sa production. Des producteurs individuels contribuent et l'eau de nouveaux projets d'irrigation est utilisée. L'intention n'est pas d'éliminer l'élevage des chèvres comme moyen de subsistance mais de diversifier la production avec la culture des fruits (y compris agrumes) pour remplacer l'élevage des chèvres lorsque l'herbe pousse.

A l'avenir, une ligne de recherche originale sera créée dans la communauté de Cerro Blanco, pour permettre aux paysans de maintenir leurs traditions de production agricole ancestrales et en même temps diversifier leurs activités, comme avec la culture des citrons, qui semble constituer une alternative intéressante pour varier et augmenter les sources de revenus des familles d'agriculteurs. Plus spécifiquement, il faut aider les membres de la communauté pour qu'ils postulent à des subventions, des bons et des prêts de l'INDAP, par exemple le Programme Agricole pour le Développement Compréhensif des Paysans de Régions Sèches de la Région de Coquimbo (PADIS). Ce programme aide les familles rurales à renforcer leurs cultures, élevage et activité associées en apportant des conseils techniques et des fonds, leur permettant d'augmenter leurs ressources et améliorer leur qualité de vie (INDAP, 2021). Le programme PADIS fournit des équipes techniques avec des méthodologies aidant à analyser les conditions des usagers et la nature des problèmes, donnant accès à des ressources d'investissement et à un capital de travail (INDAP, 2021).

Conclusion

En conclusion, il faut souligner l'importance de poursuivre des recherches sur la durabilité des agrumes dans les communautés agricoles vu la fragilité et les particularités de ces systèmes agropastoraux (Alfaro & Cortés, 2020 ; Cortés, 2016 ;

Fernández & Saunders, 2018), afin que leurs habitants en tirent des bénéfices sociaux et économiques leur assurant une vie saine et productive, sans empêcher les futures générations à sacrifier leurs propres besoins. Les interventions axées sur la promotion d'une formation adéquate à la citoyenneté environnementale doivent tenir compte des particularités des zones rurales. Dans ces communautés, si touchées par le manque d'eau, des initiatives d'éducation comprehensive agro-environnemental (Cortés, Alfaro et al., 2016) devraient être appliquées chez leurs habitants pour encourager le soin de cette ressource et aussi du sol. La croissance et le développement de la culture d'agrumes dans les communautés agricoles de Limarí doit être réalisée à partir de l'analyse de la disponibilité de ces ressources et de leur utilisation responsable. Finalement, il faut garder à l'esprit que pour l'élaboration de politiques publiques inclusives, les économistes agricoles et environnementaux doivent prendre en compte les caractéristiques du monde rural et, en particulier, les singularités des communautés agricoles.

Remerciements: L'auteur remercie Prof. Lorena Maluenda (Université Bernardo O'Higgins) pour ses commentaires critiques apportés au manuscrit.

References

- Alexander, W. L. (2000). *Resiliency in a hostile environment: The comunidades agrícolas of Chile's Norte Chico*. The University of Arizona.
- Alexander, W. L. (2006). Cowboys and Indians and Comuneros: Policy-positioned ascriptions of ethnicity, identity and history in Chile. *Social Identities*, 12(2), 139–165. <https://doi.org/10.1080/13504630600583320>
- Alfaro, A.A., & Cortés, M.E. (2020). Perception of the impact of climate change on the quality of life and well-being of the inhabitants of the Cerro Blanco Agricultural Community, Limarí Province, Chile. *Idesia*, 38(4), 127–131. <https://doi.org/10.4067/S0718-34292020000400127>
- Alfaro-Silva, A., Catalán-Neira, M., & Cortés, M. (2015). Cambio climático, desertificación, pobreza y calidad de vida: el drama de una Comunidad Agrícola de la Provincia del Limarí, Chile. In J. Tepleta & C. Pulido (Eds.), *Educación ambiental desde la innovación, la transdisciplinariedad e interculturalidad, tópicos selectos de educación ambiental* (pp. 116–127). Ecorfan.
- Álvarez-Gerding, X., Espinoza, C., Inostroza-Blancheteau, C., & Arce-Johnson, P. (2015). Molecular and physiological changes in response to salt stress in *Citrus macrophylla* W plants overexpressing Arabidopsis CBF3/DREB1A. *Plant, Physiology and Biochemistry*, 92, 71–80. <https://doi.org/10.1016/j.plaphy.2015.04.005>
- Avenidaño Vaquer, S., Busquet Iribarra, J., Herrera Neumann, M. Á., Sánchez Ulloa, R., Castro, R., Varas, M., Segundo, S., Vojkovic, E., Ferrando, F., Muñoz Luza, M., Zárata, E.,

- Ulriksen, P., Alcayaga Casali, S., Narbona, M., Valenzuela, H., Espinoza Fuentes, F., Ayerdi Esnaola, Á., Parra, R., & Guzmán, S. (1978). *Estudio de las comunidades agrícolas IV Región*. Instituto Nacional de Investigación de Recursos Naturales (IREN).
- Berk, Z. (2016). Introduction: History, production, trade, and utilization. In Z. Berk, *Citrus fruit processing* (pp. 1–8). Elsevier.
- Castro, M., & Bahamondes, M. (1986). Surgimiento y transformación del sistema comunitario: Las comunidades agrícolas, IV Región, Chile. *Ambiente y Desarrollo*, 2(1), 111–126.
- CORFO. (1998). *Sector agropecuario nacional – evolución reciente y proyecciones*. Corporación de Fomento de la Producción (CORFO).
- Cortés, M. E. (2016). Drought, environmental degradation, work and education: A brief comment on the current reality of agricultural communities in the Limarí Province, Chile. *Idesia*, 34(4), 73–76. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-34292016005000013>
- Cortés, M. E. (2018). *Opciones económicas respecto a la citricultura en la Comunidad Agrícola. Cerro Blanco, Chile: Estado actual y propuestas futuras* (tesis de magíster no publicada). Universidad Bernardo O'Higgins. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.30629.81124>
- Cortés, M. E., Alfaro, A. A., & Cavieres, N. P. (2016). Superación de la pobreza en las comunidades agrícolas campesinas de la comuna de Ovalle, Chile: Reflexiones desde la educación agroambiental. In J. A. Márquez Domínguez (Ed.), *Planificación territorial, desarrollo sustentable y geodiversidad* (pp. 525, 540–550). Aniversario del Encuentro entre Dos Mundos Huelva-América. Servicio de Publicaciones de la Exma. Diputación de Huelva.
- Cortés, M. E., Calderón, F., & Alfaro, A. A. (2017). Emprendimiento e innovación para el producto queso de cabra artesanal de la Región de Coquimbo, Chile: Estado actual y proyecciones futuras. *Revista da UIIPS*, 5(5), 47–53. <https://doi.org/10.25746/ruiips.v5.i5.14544>
- Cortés, M. E., Catalán-Neira, M. S., Zamorano-Chávez, S. A., & Alfaro-Silva, A. A. (2015). Aspectos sanitarios en la elaboración de quesos de cabra en una comunidad agrícola Chilena afectada por la sequía y la desertificación. In M. Á. González-Hernández, M. Domínguez-Basurto, & A. García-Durán (Eds.), *Educación ambiental desde la innovación, la transdisciplinariedad e interculturalidad, tópicos selectos de educación ambiental* (pp. 116–126). Ecorfan.
- Dugo, G., & Di Giacomo, A. (Eds.). (2002). *The genus citrus*. CRC Press.
- Espinosa Marín, J. A. (2011). *Evaluación de la vulnerabilidad climática de la cuenca del río Limarí usando un modelo semi distribuido SWAT*. Universidad de Concepción.
- Ferguson, L., & Grattan, S. R. (2005). How salinity damages citrus: Osmotic effects and specific ion toxicities. *HortTechnology*, 15(1), 95–99. <https://doi.org/10.21273/HORTTECH.15.1.0095>
- Fernández, G. L. G., & Saunders, F. (2018). Commoditization of rural lands in the semi-arid región of Chili—The case of the Huentelauquén Agricultural Community. *Agriculture*, 8(2), 1–126. <https://doi.org/10.3390/agriculture8020026>
- Fuentes, E. R., & Hajek, E. R. (1978). Interacciones hombre – clima en la desertificación del Norte Chico chileno. *Revista Ciencia e Investigación Agraria*, 5(3), 137–142. <https://www.rcia.uc.cl/index.php/ijanr/article/view/698>
- Fuentes, E. R., & Hajek, E. R. (1979). Patterns of landscape modification in relation to agricultural practice in central Chile. *Environmental Conservation*, 6(4), 265–271.

- GORE. (2010). *Plan de Desarrollo Comunidad Agrícola Cerro Blanco 2010*. Comunidad Agrícola Cerro Blanco, Comuna de Ovalle, Provincia del Limarí, Gobierno Régional (GORE) de Coquimbo & INPROA Instituto de Promoción Agraria.
- Heran, T., & Livenais, P. (2011). Flexibilité du travail et nouvelles mobilités en zone aride: Mobilisateurs et mobilisés de l'agro-industrie d'exportation du Limarí (Chili). *Science et Changements Planétaires / Sécheresse*, 22(4), 260–266. <https://doi.org/10.1684/sec.2011.0320>
- Ilustre Municipalidad de Ovalle. (2014). *Plan de Desarrollo Comunal (PLADECO) 2014–2018*. Ovalle. <https://municipalidadovalle.cl/sitio/wp-content/uploads/2017/08/PLADECO-FINAL-APROBADO.pdf>
- INDAP. (2021). *Programa agropecuario para el desarrollo integral de los pequeños campesinos del secano de la región de Coquimbo (PADIS)*. <https://www.chileatiende.gob.cl/fichas/8457-programa-agropecuario-para-el-desarrollo-integral-de-los-pequenos-campesinos-del-secano-de-la-region-de-coquimbo-padis>
- Jorquera, C. (2001). Evolución agropecuaria de la región de Coquimbo: Análisis contextual para la conservación de la vegetación nativa. In F. A. Squeo, G. Arancio & J. R. Gutiérrez (Eds.), *Libro rojo de la flora nativa y de los sitios prioritarios para su conservación: Región de Coquimbo* (pp. 225–219). Ediciones Universidad de La Serena.
- Koné, T. (2011). Pastoralisme et politiques de développement agricole dans la région de Coquimbo, Chili : gérer l'existant ou faire table rase du passé ? *Science et Changements Planétaires / Sécheresse*, 22(4), 275–282. <https://doi.org/10.1684/sec.2011.0321>
- León, A. (2008). Políticas macroeconómicas y de promoción del riego y cambio climático en la montaña semi-árida de Chile. *Pirineos*, 163, 111–133. <https://pirineos.revistas.csic.es/index.php/pirineos/article/view/26/26>
- López, J. G., & Castillo, J. (2014). Principales limitantes para el uso, acceso y gestión del agua de riego en la Región de Coquimbo. *Agua-Tierra. Revista Electrónica de Extensión Agrícola*, 2(1), 11–16. <http://agrouls.cl/file/2018/08/REVISTA-AGUA-TIERRA-NUMERO-2-ENE-JUN-2014.pdf>
- Martínez, F. (2005). *Comercialización agropecuaria: Un enfoque económico de las estrategias comerciales*. Ediciones Universidad Católica de Chile.
- Meza, F., Gil, P., & Melo, O. (2021). Agricultural uses. In B. Fernández & J. Gironás (Eds.), *Water resources of Chile* (pp. 243–258). Springer.
- Milla Valenzuela, F. L. (2013). *Prácticas participativas en un colegio rural de la Comuna de Ovalle, IV región ¿Qué opinan apoderados y profesores?* (tesis de master no publicada). Universidad de Chile. <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/130025>
- Monzó, E. (2003). Estrategias individuales y colectivas de capital social: El impacto de programas públicos en dos comunidades campesinas. Los casos de Ajial de Quiles y Cerro Blanco, IV Región de Chile. In F. Miranda & E. Monzó (Eds.), *Capital social: Potencialidades analíticas y metodológicas para la superación de la pobreza* (pp. 243–258). CEPAL – Naciones Unidas.
- Olivares Castillo, P., & Treimun Ríos, J. (2014). Diagnóstico del recurso hídrico en contexto de sequía y dependencia agrícola. Cuenca del Limarí, Coquimbo. Período 2000–2011. *Tiempo y Espacio*, 33, 49–75.
- Pizarro Yáñez, R. (2007). Chile, horticultura en el fin del mundo. *Revista Horticultura Internacional*, 59, 10–25.

- Poncet, Y., Álvarez Latorre, P., & Reyes Serrano, H. F. (2011). Transformations sociales, transformations spatiales : L'évolution du système d'irrigation du Limarí (Chili). *Science et Changements Planétaires / Sécheresse*, 22(4), 253–259. https://www.jle.com/fr/revues/sec/e-docs/transformations_sociales_transformations_spatiales_levolution_du_syste_me_dirrigation_du_limar_chili__290751/article.phtml
- Urquiza, A., & Billi, M. (2020). Water markets and social-ecological resilience to water stress in the context of climate change: An analysis of the Limarí Basin, Chile. *Environment, Development and Sustainability*, 22, 1929–1951. <https://doi.org/10.1007/s10668-018-0271-3>
- Ziogas, V., Tanou, G., Morianou, G., & Kourgialas, N. (2021). Drought and salinity in Citriculture: Optimal practices to alleviate salinity and water stress. *Agronomy*, 11(7), 1283. <https://doi.org/10.3390/agronomy11071283>

ÉLABORATION ET APPROBATION D'UN INDEX GLOBAL INTELLECTUEL CAPITAL ORIENTÉ SUR LE SUJET POUR UNE ANALYSE COMPARATIVE SUR TOUT LE PAYS

Elaboration and approbation of a subject-oriented global intellectual capital index for comparative cross-country analysis

Alexander A. PARSHINTSEV¹

Université d'État Lomonosov de Moscou – Russie

Université Bernardo O'Higgins – Chili

alexultra@list.ru

<https://orcid.org/0000-0002-0382-3139>

Abstract : Nowadays learning, training, innovations and digitalization became key driving factors of the development. In these conditions intellectual capital becomes one of the basic elements formatting economic competitiveness. Assuming that the intellectual capital complies the achievement of the majority of Sustainable Development Goals carrying out complex assessment of intellectual capital plays a particular interest.

The study is dedicated to elaboration of the methodology for calculating the global integral indicator to assess the level of intellectual capital that could be used for cross-country comparative analysis. The authors present their suggestions on the elements of the index, content and structure itself of intellectual capital at the macro level ; elaboration of a system of statistical indicators for assessing the state and development of intellectual capital based on the analysis and synthesis of the available data, considering international experience in the context of innovative development ; development of a global integral index of intellectual capital for cross-country comparisons.

The results of express analysis based on the short-list of indicators are presented as well, highlighting leaders and laggards in 2016 and 2020.

Keywords : intellectual capital, structure of intellectual capital, global index, system of indicators, cross-country comparisons.

¹ Université d'État Lomonosov de Moscou Kolmogorov 1-2, 119234 Moscou, Russie.

Résumé : De nos jours, l'apprentissage, la formation, les innovations et la numérisation sont devenus des facteurs clés du développement. Dans ces conditions, le capital intellectuel devient l'un des éléments de base qui forment la compétitivité économique. En supposant que le capital intellectuel contribue à la réalisation de la majorité des objectifs de développement durable, la réalisation d'une évaluation complexe du capital intellectuel revêt un intérêt particulier.

L'étude est consacrée à l'élaboration de la méthodologie de calcul de l'indicateur global intégral pour évaluer le niveau de capital intellectuel qui pourrait être utilisé pour une analyse comparative entre les pays. Les auteurs présentent leurs suggestions sur les éléments de l'indice, le contenu et la structure même du capital intellectuel au niveau macro ; l'élaboration d'un système d'indicateurs statistiques pour évaluer l'état et le développement du capital intellectuel sur la base de l'analyse et de la synthèse des données disponibles, en tenant compte de l'expérience internationale dans le contexte du développement de l'innovation ; le développement d'un indice global intégral du capital intellectuel pour les comparaisons entre les pays.

Les résultats de l'analyse expresse basée sur la liste restreinte d'indicateurs sont également présentés, mettant en évidence les leaders et les retardataires en 2016 y 2020.

Mots-clés : capital intellectuel, structure du capital intellectuel, index global, système d'indicateurs, comparaisons entre pays.

JEL classification : C1, F0, O3.

Introduction

Dans la société moderne, où les innovations et l'informatisation de l'économie sont devenues des réalités quotidiennes et jouent un rôle de conducteurs essentiels du développement socio-économique, l'apprentissage et la formation sont devenus des éléments essentiels de la formation.

Dans le monde moderne, considérant les conditions de développement innovateur de l'économie et de l'informatisation de la société, l'un des conducteurs clés du développement socio-économique du pays, et qui assure ses avantages compétitifs, est le capital intellectuel du pays. Un grand nombre de recherches scientifiques portent sur ce sujet (Akopov et al., 2021 ; Buenechea-Elberdin et al., 2018 ; Inkinen et al., 2017 ; Midiantari & Agustia, 2020 ; Nemiño & Gempes, 2018 ; Paoloni et al., 2020 ; Passaro et al., 2018 ; Quintero-Quintero et al., 2021 ; Zhuravlev et al., 2018).

Cependant, il n'y a pas de système d'indicateurs établi officiellement pour évaluer l'état et développement du capital intellectuel au niveau régional ou national, et l'une des raisons est qu'il n'y a pas d'interprétation unifiée de ce concept. Cela pourrait être expliqué en partie par la complexité, la nature multidimensionnelle et la spécificité de sa catégorie économique qui exige une approche intégrée de son évaluation.

Indirectement, l'importance du maintien et de l'accroissement du capital intellectuel est mentionnée dans les Objectifs de Développement Durable adoptés par 193 états membres des Nations Unies en septembre 2015. Par exemple, assurer une éducation de qualité inclusive et équitable, et promouvoir des opportunités d'apprentissage toute la vie pour tous, à travers un agenda éducationnel holistique, aspirationnel et systématique est le 4^o but de développement durable et une condition essentielle pour former le capital intellectuel régional, national et global. L'importance de l'évaluation du capital intellectuel dans son ensemble ainsi que de ses composants individuels s'observe aussi chez beaucoup d'organisations internationales, ce qui confirme l'importance du problème dans le monde.

Considérant cela, l'idée consiste à élaborer un index global du capital intellectuel qui permettra de l'évaluer en termes de développement et d'innovation. Dans cette étude, nous avons atteint les objectifs suivants :

- établissement d'une structure rationnelle du capital intellectuel ;
- élaboration d'un système d'indicateurs pour évaluer le niveau de développement du capital intellectuel basé sur des comparaisons entre les pays ainsi que d'une courte liste d'indicateurs pour une analyse rapide ;
- création d'un index global du capital intellectuel à partir d'une courte liste d'indicateurs pour une analyse rapide.

1. Matériel et méthodes

Notre objectif principal était d'élaborer une méthodologie pour calculer un indicateur global intégral permettant d'évaluer le niveau du capital intellectuel et pouvant être utilisé pour des comparaisons entre les pays. Pour cela, nous avons suivi les étapes suivantes : détermination des éléments et de la structure du capital intellectuel à un niveau macro ; établissement d'un système d'indicateurs statistiques pour évaluer l'état et le développement du capital intellectuel à partir de l'analyse et de la synthèse des données disponibles, en considérant l'expérience internationale dans le contexte de développement innovatif ; création d'un index global intégral du capital intellectuel pour une analyse comparative entre les pays.

L'information de base se compose de données des Nations Unies, du Forum économique mondial, de la Banque mondiale, l'Union de télécommunication internationale, l'Organisation mondiale du commerce, l'Organisation de propriété intellectuelle mondiale, le Fonds monétaire international, l'Organisation internationale de standardisation, l'Organisation internationale du travail, la Fédération internationale des échanges, la Conference Board, et d'autres organisations internationales ; des organisations : IHS Markit, Thomson Reuters, Quacquarelli Symonds ; des projets internationaux : SCImago, Economist Intelligence Unit, les programmes

internationaux de conseil d'étudiant de la OCDE ; et les systèmes d'information des services statistiques nationaux, les ressources électroniques d'internet, les recherches monographiques, articles et le matériel de conférences scientifiques.

Les indicateurs individuels utilisés pour calculer l'index de capital intellectuel global ont un impact multidirectionnel sur cette évaluation, à partir des formules suivantes pour normaliser les valeurs des indicateurs (sauf le ratio de dépendance) :

Pour un indicateur dont la plus haute valeur correspond à un plus haut niveau de capital intellectuel :

$$y'_i = 100 \cdot \frac{y_i - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} \quad (1)$$

Pour un indicateur dont la plus haute valeur correspond à un moins haut niveau de capital intellectuel :

$$y'_i = 100 \cdot \frac{x_{\max} - y_i}{x_{\max} - x_{\min}} \quad (2)$$

où y'_i – valeur ajustée d'indicateur pour un pays i -,
 y_i – a valeur ajustée d'indicateur pour un pays i -,
 x_{\max} – valeur maximum d'indicateur,
 x_{\min} – valeur minimum d'indicateur.

En raison des spécificités méthodologiques pour calculer l'indicateur de ratio de dépendance, sa normalisation est liée à l'utilisation d'une valeur optimal de 500‰. En même temps, la déviation de cette valeur vers une autre inférieure ou supérieure est mesurée également comme négative. Avec un ratio de dépendance de 500‰, la valeur normalisée est de 1.

Pour les valeurs supérieures à 500‰ :

$$y'_i = 100 \cdot \frac{500}{y_i} \quad (3)$$

Pour les valeurs inférieures à 500‰ :

$$y'_i = 100 \cdot \frac{y_i}{500} \quad (4)$$

Données traitées par MS Excel.

2. Résultats

En se basant sur une analyse comparative des définitions du « capital intellectuel » et de diverses variantes de sa structure, nous avons conclu que les études contemporaines du capital intellectuel évaluent surtout au niveau des organisations, tandis

que les aspects macro (niveau national) sont peu présentés. La plupart des auteurs distinguent trois éléments structureaux du capital intellectuel d'une organisation : capital humain (ressources humaines, compétences du personnel), capital structural (structure interne, ressources structurelles, capital organisationnel) et capital de client (capital relationnel, structure externe, ressources relationnelles). Cette structure représente le capital intellectuel d'une organisation, mais elle ne peut pas caractériser le capital intellectuel au niveau national car elle est trop spécifique.

Parmi les approches déterminant les éléments structureaux du capital intellectuel, il faut inclure quatre composants, et le modèle de E. Brooking est très intéressant à ce sujet. Il inclue : évaluation humaine, évaluation d'infrastructure, évaluation de propriété intellectuelle et évaluation de marché. Cependant, cette division du capital intellectuel ne puisse pas être utilisée non plus au niveau national, comme, par exemple, les résultats de la réalisation des opportunités intellectuelles au niveau qui n'incluent pas seulement la propriété intellectuelle.

Considérant cela et les recommandations du Système de comptabilité nationale (2008), sur des aspects spécifiques basés sur la connaissance du capital, les structures suivantes d'éléments du capital intellectuel ont été proposées au niveau macro :

- Le capital humain, qui est le cadre de cette étude, est défini à travers le prisme de la capitalisation du potentiel humain et, dans un sens plus étroit, de la réalisation des capacités intellectuelles à travers l'implémentation du travail intellectuel, comme résultat des relations de marché transformé en capital humain. En même temps, le potentiel humain dans le cadre de cette étude constitue un ensemble de connaissances et capacités de la population, qui pourra être capitalisé à l'avenir.
- Le capital d'information et réputation se caractérise par un ensemble de conditions nécessaires pour la révélation complète des capacités intellectuelles du potentiel humain, les plus importantes étant le développement socio-économique du pays, l'information et software, et l'investissement du développement du potentiel humain en termes de réalisation des capacités intellectuelles. Concernant les objectifs de la recherche statistique sur le capital intellectuel, la « réputation du pays » sera comprise comme la symbiose de son développement socio-économique et du développement de son investissement humain, comme résultat de la direction politique adoptée.
- Le capital des résultats du travail intellectuel venant de l'interaction efficace du capital humain en termes de réalisation de capacités intellectuelles et des conditions pour leur réalisation comme conséquence des relations de marché.

Cette analyse des composants du capital intellectuel couvre en partie l'évaluation de la réussite des Objectifs du développement durable (SDGs). Par exemple, la réussite du premier, troisième et huitième SDG est directement liée à l'accroissement du niveau du capital humain en termes de réalisation de capacités intellectuelles.

Le tableau 1 présente une source de conformité de l'évaluation des SDG et des composants du capital intellectuel selon le modèle conceptuel développé.

Tableau 1. SDG et composants du capital intellectuel

Objectifs du développement durables	Composants du capital intellectuel		
	Capital humain	Information et capital de réputation	Capital de résultats du travail intellectuel
1. Pas en état de pauvreté			
3. Bonne santé et bien-être			
4. Qualité d'éducation			
8. Travail décent et croissance économique			
9. Industrie, innovation et infrastructure			
10. Inégalités réduites			
17. Associations pour les objectifs			

Source : élaboration de l'auteur.

L'approche présentée apporte une ample base analytique en termes de capital intellectuel. Le système d'indicateurs pour l'évaluation du capital intellectuel est un système de trois facteurs à multiples niveaux consistant en trois groupes d'indicateurs correspondant aux composants définis et établissant le premier niveau d'indicateurs.

Le deuxième niveau du système révèle avec plus de détails le contenu des groupes d'indicateurs du premier niveau. Par exemple, les indicateurs démographiques, les indicateurs de la qualité du potentiel humain et les ressources professionnelles de la sphère intellectuelle d'activité sont attribuées comme partie du groupe d'indicateurs du capital humain. Comme partie du groupe d'indicateurs d'information et réputation – indicateurs de développement socio-économique, information et software et investissement du développement du capital intellectuel – et comme partie des indicateurs du capital des résultats du travail intellectuel – indicateurs des résultats de l'activité intellectuelle, l'efficacité de l'utilisation du potentiel scientifique et créatif, développement innovateur et efficacité du développement socio-économique.

Le troisième niveau précise les groupes d'indicateurs du second niveau. En particulier, parmi les indicateurs de qualité du potentiel humain, les indicateurs de revenus et dépenses, d'éducation et capacités, et de santé et culture de la population sont particulièrement mis en valeur, et parmi les indicateurs de ressources professionnelles de la sphère intellectuelle d'activité, les indicateurs de la composition et prestige des employés de la sphère intellectuelle d'activité.

Le quatrième niveau du système est fait d'indicateurs individuels.

L'étude des sources de données internationales sur le capital intellectuel nous permet de former un système de 85 indicateurs statistiques, y compris :

- 21 indicateurs d'évaluation du capital humain : 4 indicateurs démographiques, 9 indicateurs de qualité du potentiel humain et 8 indicateurs de ressources professionnelles de l'activité intellectuelle ;
- 25 indicateurs du capital d'information et réputation : 8 indicateurs de développement socio-économique, 7 indicateurs d'information software et 10 indicateurs d'investissement du développement du capital intellectuel ;

Tableau 2. Indicateurs d'analyse express du capital intellectuel pour comparaisons entre les pays

Groupe	Sous-groupe	Indicateur	Influence
Capital humain	Démographique	Ratio démographique, ‰	+/- 500‰
		Ratio migration %	-
	Qualité du capital humain	Années d'école	+
		ISO 9001 certificat qualité/bn PPP\$ GDP	+
		PISA niveaux en lectures, maths & science	+
	Ressources humaines de la sphère intellectuelle	Diplômés en science & génie, %	+
Troisième cycle, % brut		+	
Capital information et réputation	Développement socio-économique	QS classement université, moyenne top 3	+
		GDP per capita PPP\$	+
		Gini Index, %	-
	Information et software	Inscriptions active mobile-global per 100 habitants	+
	Information et software	Famille avec un ordinateur, %	+
		Utilisation software, % GDP	+
	Etude du développement du capital intellectuel	Dépenses en R&D, % GDP	+
		Dépenses en éducation, % GDP	+
		Formation capital brut, % GDP	+
	Capital de résultats du travail intellectuel	Résultats de l'activité intellectuelle	PCT applications/bn PPP\$ GDP
Paiements propriété intellectuelle, % total			+
Efficacité de l'usage du potentiel scientifique et créatif et du développement innovatif		Index H documents	+
		High-tech exports moins re-exports, % total	+
		Partage des produits innovatifs, travaux, services dans le volume total d'objets, travaux et services, %	+
Efficacité du développement socio-économique		Niveau de croissance de PPP\$ GDP/travailleur, %	+
		Niveau de croissance high-tech exports, %	+
		Niveau de croissance bien-être population, %	+

Source : élaboration de l'auteur.

- 39 indicateurs du capital des résultats de la mise en œuvre des opportunités intellectuelle : 10 indicateurs des résultats de l'activité intellectuelle, 13 indicateurs de l'efficacité de l'usage du potentiel scientifique et créatif, et développement innovatif, 16 indicateurs de l'efficacité du développement socio-économique.

Le choix d'indicateurs pour l'analyse express du capital intellectuel pour des comparaisons entre pays se fait en fonction de la possibilité d'interprétation logique et l'absence de corrélation avec un niveau de probabilité de 5%.

L'index intellectuel global repose sur un système d'indicateurs d'analyse express du capital intellectuel. Ce système d'indicateurs pour des comparaisons entre pays apparaît dans le tableau 2.

L'index global du capital intellectuel, développé sur la base du système d'indicateurs de l'analyse express, permet d'abord de faire une comparaison des pays non seulement avec les valeurs finales de l'index, mais aussi avec ses composants, ce qui nous donne plus de possibilités d'analyses pour l'étude du capital intellectuel et l'identification des points faibles. Il permet aussi de faire des comparaisons plus exactes entre les pays, et enfin de considérer les spécificités des indicateurs inclus.

L'index global du capital intellectuel a été calculé pour la période 2016–2020 pour les pays membres de l'OCDE, BRICS, CIS et SCO, à l'exception de l'Ouzbékistan en raison du manque de données pour les indicateurs considérés. Cette analyse comparative des pays forts et faibles en termes d'index global du capital intellectuel a permis d'étudier la direction des dynamiques des indicateurs proposés dans les pays (tableau 3).

Tableau 3. Distribution des pays par groupes d'index intégral du capital intellectuel

Organisa- tion	2016				2020			
	Valeur basse	Valeur inférieure à la médiane	Valeur supé- rieure à la médiane	Valeur élevée	Valeur basse	Valeur inférieure à la médiane	Valeur supé- rieure à la médiane	Valeur élevée
OCDE	3	9	12	12	3	10	11	12
BRICS	4	1		-	3	1	1	-
CIS	8	-	-	-	6	2	-	-
SCO	6	1		-	5	1	1	-

Source : élaboration de l'auteur.

L'analyse de la distribution des pays par valeurs de l'index intégral du capital intellectuel montre qu'en 2016 et 2020, les pays leaders étaient membres de l'OCDE. Les pays de valeur inférieure pendant cette période appartenaient pour la plupart au CIS, BRICS et SCO.

13 pays de l'OCDE se détachaient : Grande-Bretagne, Danemark, Hongrie, Italie, Espagne, Corée, Lettonie, Lituanie, Luxembourg, Slovaquie, Slovénie, Suède,

Estonie ; 5 du CIS : Azerbaïdjan, Kazakhstan, Kirghizistan, Moldavie, Russie ; et 4 du BRICS : Brésil, Chine, Afrique du Sud et Pakistan. Selon les changements des valeurs de l'index intégral du capital intellectuel, la Slovénie est passé des pays de bas niveau aux pays de plus haut niveau, et la Chine, la Russie et la Biélorussie se sont élevées.

Pour déterminer le degré d'influence des composants sur l'index intégral du capital intellectuel, les valeurs du coefficient de la corrélation Spearman pour 2016 et 2020 ont été calculées (figure 1).

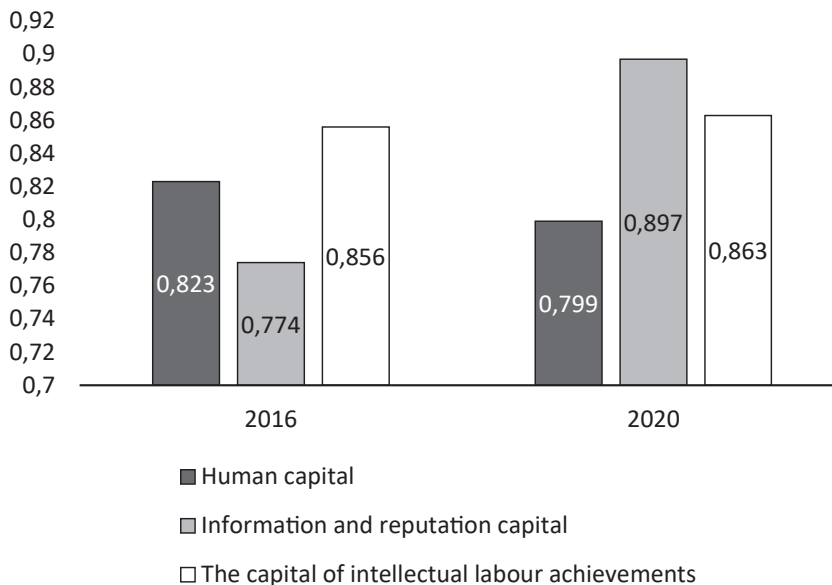


Figure 1. Les valeurs de la corrélation Spearman entre l'index intégral final de capital intellectuel et ses composants

Source : élaboration de l'auteur.

Selon la figure 1, chaque composant a un impact significatif sur l'index final de capital intellectuel, et si en 2016 la plus forte corrélation s'observait avec le capital des résultats du travail intellectuel, en 2020 elle s'observait entre l'index global et le capital d'information et réputation. Le haut degré d'influence de chaque composant de l'index global du capital intellectuel nous permet de conclure qu'il y a un étroit rapport entre eux, donc un haut niveau de capital humain devrait contribuer à un haut niveau de travail intellectuel, et à de meilleures conditions de réalisation du potentiel humain – la formation d'un capital humain de haut niveau.

La figure 2 montre les valeurs de l'index intégral du capital intellectuel et de ses composants en 2020.

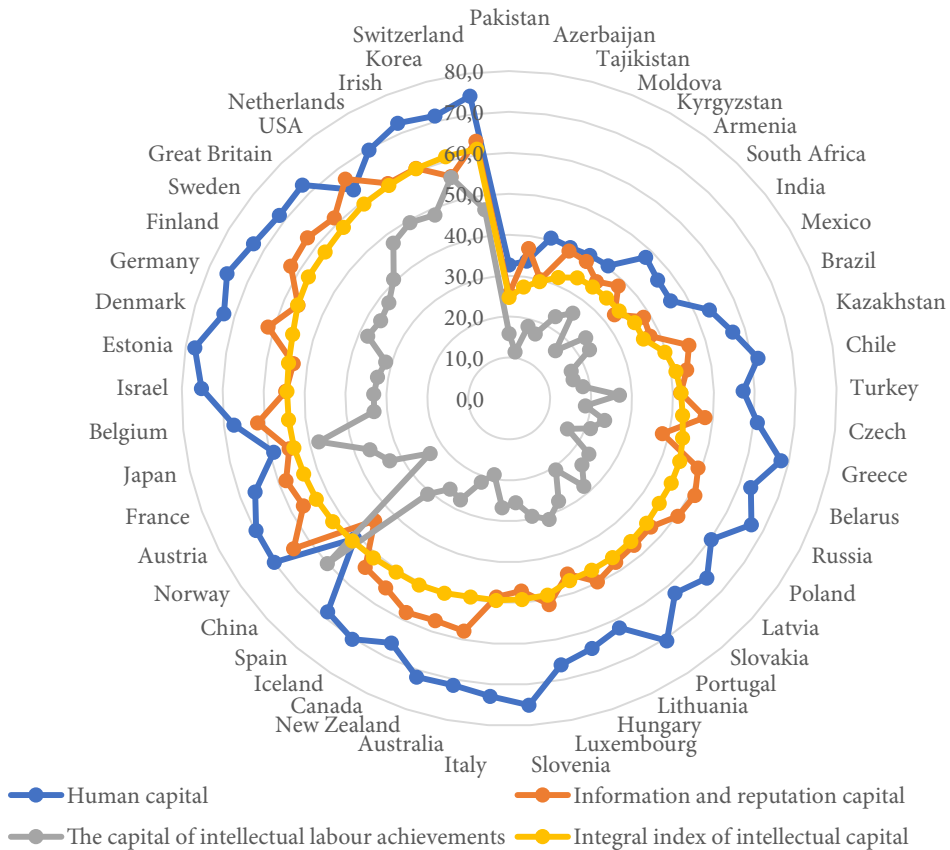


Figure 2. Index intégral du capital intellectuel et ses composants en 2020

Source : élaboration de l'auteur.

Les cinq pays “top” en 2020, en termes de valeur de l’index intégral du capital intellectuel global appartenaient exclusivement à l’OCDE : Suisse, Corée, Irlande et États-Unis, tandis que l’Estonie, l’Allemagne, Israël, Slovaquie et Suisse étaient leaders pour le capital humain ; USA, Norvège, Suisse, Finlande. Suisse et Suède pour le capital d’information et réputation, et Chine, Corée, Pays-Bas, Irlande et Japon pour le capital intellectuel.

Les pays dans la pire situation pour le capital intellectuel en 2019 étaient Pakistan, Azerbaïdjan, Tadjikistan, Moldova et Kirghizistan, Tadjikistan, Kirghizistan, Moldova, Azerbaïdjan et Pakistan pour le capital humain, et Arménie, Inde, Tadjikistan, Azerbaïdjan et Pakistan pour le capital d’information et réputation, et pour les résultats de travail intellectuel, Azerbaïdjan, Pakistan, Russie, Afrique du Sud et Kazakhstan.

3. Discussion

Dans cette étude, la méthode des moyennes multidimensionnelles permet de former un index global, ce qui souligne l'utilité des comparaisons entre pays concernant les facteurs très variables. Par exemple, dans le travail de Ruff et al. (2020), cette méthode est utilisée avec succès pour évaluer la compétitivité économique à partir de l'impact de la mobilité internationale sur l'enseignement supérieur.

Les conclusions obtenues ici ne contredisent pas les résultats d'études scientifiques antérieures. Par exemple, de nombreux travaux confirment le besoin de prendre en compte la qualité de l'éducation et les connaissances des individus pour définir le capital humain comme élément du capital intellectuel (Akopov et al., 2021 ; Passaro et al., 2018 ; Zhuravlev et al., 2018), le composant d'informatique et réputation du capital intellectuel ou la relation entre eux (Midiantari & Agustia, 2020 ; Nemiño & Gempes, 2018), et d'autres composants du capital intellectuel (Buenechea-Elberdin et al., 2018 ; Inkinen et al., 2017 ; Paoloni et al., 2020 ; Quintero-Quintero et al., 2021).

De plus, le classement des pays obtenus par le calcul de l'index global du capital intellectuel ne contredit pas le classement par l'index de développement humain, celui d'innovation et d'autres index indirectement liés au secteur du capital intellectuel.

La structure du capital intellectuel au niveau macro, le système d'indicateurs pour évaluer l'état et le développement du capital intellectuel et l'index of capital intellectuel ont été établis pour la première fois et présentent des éléments de nouveauté scientifique.

Conclusion

A la suite de cette recherche, nous pouvons apporter les conclusions suivantes :

- pour évaluer le capital intellectuel au niveau macro, il convient d'affecter trois composants dans sa structure : capital humain, capital d'information réputation et capital de travail intellectuel ;
- le système d'indicateurs proposé pour évaluer l'état et le développement du capital intellectuel consiste dans la structure rationnelle du capital intellectuel et considère les bases de données nationales et internationales ;
- l'index global de capital intellectuel permet d'identifier les pays leaders et ceux qui sont en retard sur le point traité, avec une grande efficacité.

On peut donc conclure que les objectifs de la recherche ont été atteints et les doutes résolus. Les résultats de cette étude peuvent être utilisés par les services

internationaux et nationaux et les agences de gouvernement pour évaluer l'état de développement du capital intellectuel et développer des lignes directrices dans le secteur du développement du capital intellectuel.

References

- Akopov, G., Tiratsuyan, V., & Kurysheva, Y. (2021). *The role of higher education institutions in the development of intellectual capital*. SHS Web of Conferences, 116, 00068. <https://doi.org/10.1051/shsconf/202111600068>
- Buenechea-Elberdin, M., Kianto, A., & Saenz, J. (2018). Intellectual capital drivers of product and managerial innovation in high-tech and low-tech firms. *R&D Management*, 48(3), 290–307. <https://doi.org/10.1111/radm.12271>
- Inkinen, H., Kianto, A., Vanhala, M., & Ritala, P. (2017). Structure of intellectual capital – an international comparison. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 30(5), 1160–1183. <https://doi.org/10.1108/AAAJ-11-2015-2291>
- Midiantari, P. N., & Agustia, D. (2020) Impact of intellectual capital on firm value through corporate reputation as a mediating variable. *Journal of Security and Sustainability Issues*, 9(4), 1203–1213. [https://doi.org/10.9770/jssi.2020.9.4\(7\)](https://doi.org/10.9770/jssi.2020.9.4(7))
- Nemiño, R. C., & Gempes, G. P. (2018). The moderating effect of intellectual capital on the relationship between corporate reputation and knowledge sharing of commercial banks. *Journal of Administrative and Business Studies*, 4(3), 145–155. <https://ssrn.com/abstract=3744786>
- Paoloni, M., Coluccia, D., Fontana, S., & Solimene S. (2020). Knowledge management, intellectual capital and entrepreneurship: A structured literature review. *Journal of Knowledge Management*, 24(8), 1797–1818. <https://doi.org/10.1108/JKM-01-2020-0052>
- Passaro, R., Quinto, I., & Thomas, A. (2018). The impact of higher education on entrepreneurial intention and human capital. *Journal of Intellectual Capital*, 19(1), 135–156. <https://doi.org/10.1108/JIC-04-2017-0056>
- Quintero-Quintero, W., Blanco-Ariza, A., Garzón-Castrillón, M. (2021). Intellectual capital: A review and bibliometric analysis. *Publications*, 9(46), 1–23. <https://doi.org/10.3390/publications9040046>
- Ruff, C., Ruiz, M., Matheu, A., Juica, P., Mminchenkova, L., Flores, T., & Abbas, N. (2020). La competitividad economica, desde el impacto de la movilidad internacional de la educacion terciaria. *RISTI – Revista Ibérica de Sistemas e Tecnologias de Informacao*, 36, 14–29. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8550427>
- Zhuravlev, P. V., Poltarykhin, A. L., Alkhimenko, O. N., & Kuksova, O. D. (2018). Human capital and its efficiency in the knowledge economy: The role of continuing education. *Espacios*, 39(46), 1–8. <https://www.revistaespacios.com/a18v39n46/a18v39n46p34.pdf>

MODÈLE LOGISTIQUE DE DÉSSERTION À TRAVERS DES TECHNIQUES DE RÉGRESSION ET UN ARBRE DE DÉCISION POUR L'EFFICIENCE DANS LA DESTINATION DES RESSOURCES : LE CAS D'UNE UNIVERSITÉ PRIVÉE CHILIENNE

**Logistic model of desertion using regression and decision
tree techniques for resource allocation efficiency : The case of
a Chilean private university**

Bastían GUTIÉRREZ¹

Université Pontificale Catholique du Chili – Chili
Université Bernardo O'Higgins – Chili
Centre de Recherche Institutionnelle
bastian.gutierrez@ubo.cl
<https://orcid.org/0000-0002-0056-6624>

Roberto CORTÉS²

Université de Salamanque – Espagne
Université Bernardo O'Higgins – Chili
Centre de Recherche Institutionnelle
roberto.cortes@usal.es
<https://orcid.org/0000-0001-9654-8609>

Macarena DEHNHARDT³

Université Bernardo O'Higgins – Chili
Centre de Recherche Institutionnelle
macarena.dehnhardt@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-4866-5293>

Abstract : When education has become a fundamental right that must be maintained and consolidated, a problem arises that has given rise to numerous academic discussions and that

¹ Av. Vicuña Mackenna, 4860, Macul, 7820436, Santiago, Chile.

² Cervantes Street, s/n, 37001 Salamanca, Espagne.

³ Av. Viel, 1497, 8370993, Santiago, Chile.

seeks to consider holistically and critically the phenomenon of the growing massification of training offers, manifested in the exponential increase in access to postgraduate studies. Some approaches postulate that, not only is it necessary to implement policies to increase access coverage, but it is also necessary to address the quality of education, considering desertion and retention. In this context, this research aims to establish an analytical model that allows the development of retention and the prevention of the causes of desertion. For this purpose, we will use the methodology of supervised learning to determine the variables of analysis through regression techniques and a decision tree, creating a logistic model of desertion, capable of improving the efficiency in the destination of resources. Finally, this work will aim to provide a better understanding of the phenomena associated with the desertion and retention of students, to help in the management and decision-making process by institutions of higher education.

Keywords : higher education system, retention, desertion, logistic model.

Résumé : Lorsque l'éducation est devenue un droit fondamental qu'il faut conserver et consolider, une problématique apparaît, qui a suscité de nombreuses discussions académiques et qui prétend considérer de manière holistique et critique le phénomène de massification croissante des offres de formation, manifesté dans l'augmentation exponentielle de l'accès au troisième cycle. Certaines approches postulent que, non seulement il est nécessaire d'implémenter des politiques pour amplifier la couverture de l'accès, mais il faut aussi se pencher sur la qualité de l'éducation, en considérant la désertion et la rétention universitaire. Dans ce contexte, cette recherche vise à établir un modèle d'analyse qui permette le développement de la rétention et la prévention des causes de désertion. Nous emploierons pour cela la méthodologie d'apprentissage supervisé déterminant les variables d'analyse à travers les techniques de régression et un arbre de décision, en créant un modèle logistique de désertion, capable d'améliorer l'efficacité dans la destination de ressources. Finalement, ce travail visera à apporter une meilleure compréhension des phénomènes associés à la désertion et la rétention universitaire, pour aider dans la gestion et le processus de prise de décisions par les institutions d'enseignement supérieur.

Mots-clés : système d'éducation supérieure, rétention, désertion, modèle logistique.

JEL classification : C02, I23.

Introduction

L'éducation supérieure au Chili a connu, dans les dernières décennies, des changements qui la défient dans son rôle d'offrir une éducation équitable et de qualité (Espinoza & González, 2015). La massification exponentielle dans l'accès à l'éducation universitaire est un élément-clé, car il affecte la couverture et l'augmentation de l'offre de filières, qui ont contribué à lutter contre l'inégalité et à démocratiser l'accès au bien-être social (Bernal & Díaz, 2020 ; Espinoza, 2017).

Malgré les critiques de la société civile, l'éducation supérieure continue d'être valorisée par de larges secteurs de la société, comme l'un des principaux mécanismes de mobilité sociale, montrant qu'il est fondamental de pouvoir compter sur des institutions supérieures solides contribuant au développement social et économique du pays.

Il faut souligner qu'actuellement, le maintien de niveaux positifs de rétention dans les universités est synonyme de qualité et solidité institutionnelle. Ce principe est consigné dans la Loi 21.091 d'Assurance de la Qualité dans l'éducation supérieure (2018), qui veut devenir le cadre légal protégeant et garantissant aux étudiants l'accès à un troisième cycle de qualité (Serna, 2022).

En contraste, l'abandon des études ou désertion est un phénomène complexe, aux causes et aux aspects multiples, ce qui rend son analyse complexe, exigeant un examen holistique de tous ses principes et composants (Pereira & Vidal, 2021).

Dans ce contexte, il faut étudier les facteurs liés à ces deux éléments de grand impact sur le travail universitaire. Cette recherche vise donc à analyser les catégories de rétention et de désertion, à partir d'une perspective qui les lie entre elles et qui permette de mieux comprendre ces processus, pour établir ainsi un modèle d'analyse facilitant la stimulation de la rétention et la prévention des causes liées à la désertion.

Nous partirons d'une réflexion critique qui relie et définisse les concepts de désertion et de rétention, ainsi que les variables qui leur sont associées, pour établir les bases conceptuelles de ce modèle d'analyse. Postérieurement, avec cette méthodologie d'apprentissage supervisé, nous établirons les indicateurs qui dessinent les variables de rétention de première année des cohortes 2007 à 2021 de l'Université Bernardo O'Higgins.

Finalement, à travers l'analyse exploratoire de données nous définirons le modèle de régression logistique et de l'arbre de décision, pour représenter graphiquement les résultats de ce travail.

1. Rétention et désertion dans le contexte de l'éducation supérieure, variables multidimensionnelles

Les concepts de rétention et de désertion sont arrivés progressivement à une place protagonique comme catégories d'analyse du fonctionnement et de la gestion des entités d'éducation supérieure. Avant, dans le contexte universitaire chilien, ils ne constituaient pas de sujets d'analyse et n'étaient pas considérés comme une thématique liée à la compétence institutionnelle, car l'abandon des études était considéré comme une décision personnelle et donc une responsabilité univoque des étudiants et de leurs familles (Donoso & Schiefelbein, 2007).

Aujourd'hui au contraire, la réalité des institutions d'éducation supérieure est totalement différente. Les perspectives sur la désertion et la rétention sont passées de l'adjudication de la responsabilité de désertir au noyau familial à une vision plus large, qui cherche à expliquer la logique sociale, économique et institutionnelle opérant derrière cette désertion, incluant la proposition de solutions possibles à cette problématique d'un point de vue académique (García & García, 2021 ; Moreno, 2021).

Comme premier point d'analyse, il faut préciser que le concept de rétention est considéré comme une catégorie polaire et dichotomique, liée à des variables endogènes et exogènes du comportement interne de l'université. On spécifie ainsi que les variables endogènes correspondraient aux facteurs internes du fonctionnement et la gouvernabilité de l'institution (organigramme administratif, gouvernabilité, critères de qualité, etc.). D'autre part, les variables exogènes correspondraient à des facteurs sociaux déterminants que possèdent les étudiants (origine socioéconomique, famille, scolarisation, entre autres) (Jiménez, 2021).

De plus, selon la littérature spécialisée, la variable de rétention est une catégorie transversale dans la gestion de l'éducation de troisième cycle, car elle se compose d'indicateurs reflétant des phénomènes comme le niveau de satisfaction des étudiants face aux services de l'institution, l'efficacité dans les processus éducatifs, la remise opportune de diplômes, variables liées à l'assurance de la qualité de gestion (Munizaga et al., 2018 ; Naranjo, 2020).

Il faut ajouter à cela les conclusions de Vincent Tinto, qui souligne que les niveaux de rétention sont indexés à la capacité d'une institution à devenir une communauté d'apprentissage et développement effective (Tinto, 1975, 1989). En effet, cet auteur considère l'intégration et l'identification de l'étudiant au modèle éducatif comme une variable fondamentale dans la construction d'une politique institutionnelle de prévention de la désertion.

Pour Tinto, la capacité d'une institution de créer un investissement et un engagement réel chez les étudiants est l'une des principales méthodes de succès du modèle éducatif institutionnel. De même, d'autres recherches ont montré que les institutions d'enseignement supérieur doivent générer des mécanismes d'identification et de monitoring de l'absentéisme chez les étudiants, pour prendre des mesures d'accompagnement et de soutien de la population étudiante en risque de désertion. C'est le cas des programmes propédeutiques, de soutien psychosocial et de lien avec le contexte (Matheu, Pérez et al., 2021). De fait, une vaste gamme d'études a montré qu'une gestion universitaire positive et efficace est fondamentale pour éviter la désertion et maintenir les niveaux de rétention (Matheu, Ruff et al., 2018 ; Ruff & Ruiz, 2018 ; Ruff, Ruiz et al., 2020).

En contraste, la désertion met en évidence les effets négatifs dans tout le système universitaire qui aboutit à ce que l'objectif principal du trajet de formation, conclusion positive des études, ne soit pas atteint (Viale, 2014). Cette problématique non seulement affecte le développement des étudiants, mais aussi apporte des

conséquences qui impactent l'ensemble de la société, car elle signifie la perte de ressources dans les familles et/ou institutions financières, et la création de difficultés macroéconomiques à long terme. Il est donc fondamental pour le développement social de former des professionnels de hautes capacités de travail acquises dans leur éducation, car l'abandon des études suscite une diminution de la capacité du pays à former son capital humain (Morán et al., 2022).

Il est fondamental d'indiquer que la Loi de gratuité de l'éducation de 2018 introduisit le financement d'état de l'éducation supérieure, et la désertion étudiante provoqua une perte de ressources en matière de politique publique (Ruff, Matheu et al., 2023). En effet, cette politique s'alimentait de ressources publiques difficiles à récupérer. Ceci est évident lorsqu'on voit que l'OCDE catégorise le Chili comme l'un des pays ayant le plus investi dans l'éducation supérieure, 5,4%, par rapport au 2,9% des pays formant cette organisation (OCDE, 2019). En conséquence, la dépense publique destinée à l'éducation supérieure a grandi de 160% entre 2011 et 2019. Avec les politiques de gratuités, cela montre que le Chili dépense 47% de plus pour l'enseignement supérieur que pour l'enseignement scolaire (Ministerio de Educación, 2021).

Il est aussi important d'indiquer qu'il y a des variables structurales déterminant les phénomènes liés à la désertion, par exemple, les modèles ou systèmes curriculaires nationaux et de financement dans l'enseignement supérieur. Ainsi, selon le Ministère espagnol de l'éducation et de la formation professionnelle (2019), les modèles curriculaires ouverts facilitent le non-abandon des études supérieures, en contraste avec les systèmes fermés d'enseignement universitaire – comme au Chili – qui contribuent à une plus grande désertion (Fonseca-Grandón, 2018).

Si les principales analyses sur la désertion décrivent comment les facteurs sociaux exogènes au fonctionnement de l'université impactent négativement le système interne des institutions, il existe des propositions qui analysent comment les institutions elles-mêmes peuvent prendre des mesures de prévention de la désertion, à partir de politiques facilitant la permanence et la continuité des étudiants dans le cycle universitaire (Gutiérrez et al., 2021).

En conséquence, l'appui pédagogique, psychologique et social que peuvent donner les universités deviennent des variables fondamentales et positives dans la prévention de la désertion. A ce sujet, il faut souligner les recherches récentes sur la santé mentale des étudiants universitaires, indiquant qu'ils forment un groupe particulièrement exposé aux problèmes de santé mentale, le stress, l'angoisse et l'anxiété étant parmi les principales causes de désertion étudiante (Miguel, 2022).

Finalement, les éléments analysés permettent d'identifier la désertion non à une catégorie indépendante, mais à une réponse liée à une série de logiques institutionnelles et du milieu social ; elle devient donc une catégorie complexe et aussi riche en connaissances utiles au futur plan stratégique de mesures institutionnelles visant à prévenir et assurer la qualité de l'éducation.

2. Méthodologie

Nous élaborerons ici deux modèles logistiques pour profiler la rétention des étudiants de première année de l'Université Bernardo O'Higgins. Pour ce faire, les variables indépendantes du modèle seront la condition d'étranger de l'étudiant, son sexe, son âge à l'entrée à l'Université, la filière choisie, le type de lycée d'origine et ses conduites académiques d'entrée, correspondant aux points à l'entrée NEM, Langue, Mathématiques et Classement, dans le processus d'admission respectif.

Nous avons considéré tous les étudiants nouveaux des années 2017, 2018, 2019, 2020 et 2021, entrés par l'Admission Régulière Diurne à la Université Bernardo O'Higgins, à partir des chiffres officiels et dates d'entrée pour le rapport d'Inscription Unifiée établi par le Service d'Information de l'Éducation Supérieure (SIES). On arrive ainsi à 5456 étudiants pour l'analyse, avec 29 variables dans la base institutionnelle, qui ont été filtrées pour créer des modèles.

Nous avons utilisé une méthodologie d'apprentissage supervisé, où les algorithmes travaillent sur des données "étiquetées" (*labeled data*), pour trouver une fonction qui, vu les variables d'entrée (*input data*), leur assigne l'étiquette de sortie correcte. L'algorithme se forme sur un "historique" de données et "apprend" à mettre une étiquette de sortie sur une nouvelle valeur, et prédit ainsi la valeur de sortie (Simeone, 2018).

L'apprentissage supervisé est abordé à travers deux modèles, un désigné comme arbre de décision et l'autre comme régression logistique, où sont utilisés 4338 étudiants pour l'entraînement des modèles, inscrits de 2017, 2018, 2019 et 2020, et 1118 étudiants pour le test des modèles, correspondant à l'année 2021.

Dans la figure 1, on voit la schématisation du processus de modélisation à travers la méthodologie supervisée, où la source de données est la matricule unifiée de

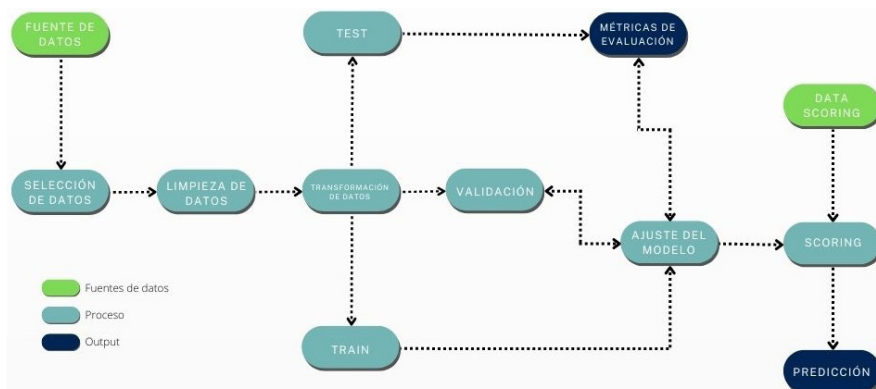


Figure 1. Processus de modélisation logistique désertion

Source : élaboration des auteurs.

l'Université Bernardo O'Higgins remise à SIES. La sélection de données a été faite à partir de la nature de l'analyse, considérant les conduites académiques d'entrée et condition des plans d'étude où sont inscrits les étudiants d'admission régulière. Tout cela s'explique dans le schéma suivant.

Pour mieux comprendre de processus, il faut définir quelques termes :

Arbre de décision

Un arbre de décision est un ensemble de règles en fonction à covariables pour prendre une décision liée à notre variable dépendante. Pour cette étude, l'arbre de décision a été ajusté selon le critère de *Information Gain* ou *Entropia*, qui se mesure à travers la métrique :

$$H(X) = -E(\log(X)) = -\sum_{i=1}^C p_i \log_2 p_i$$

où p_i représente la probabilité d'appartenir à une catégorie. Cette valeur tend à être maximum lorsqu'il y a beaucoup de désordre dans la catégorie, et minimum quand il y a plus d'homogénéité.

Vu ce qui précède, on définit le *Information Gain* ou *Entropia* (IG) comme :

$$IG(X, Y) = H(X) - H(X|Y)$$

C'est à dire combien d'entropie on gagne en divisant l'information par une variable.

Régression logistique multiple

La régression logistique multiple est une extension du modèle de régression logistique simple dans lequel se prédit une réponse binaire en fonction à de multiples prédicteurs, qui peuvent être continus ou catégoriques. L'équation pour obtenir les prédictions dans ce cas est

$$p(X) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p}}$$

$$\log\left(\frac{p(X)}{1 - p(X)}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p$$

où $X = (x_1, x_2, \dots, x_p)$

Comme dans une régression logistique, nous utiliserons la méthode de plus grande vraisemblance pour estimer les coefficients $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$.

Software

Toute la transformation, minerie, entraînement, test et génération de prédictions des modèles entraînés seront faites à travers le software *Python* sur la base de déve-

lancement intégré *Jupyter Notebook*. Pour ce qui précède, on utilise les bibliothèques *Numpy*, *Pandas*, *Matplotlib*, *pyplot*, *IPython.display*, *Sklearn.linearmodel*, *Sklearn.tree* y *Sklearn.metrics*, ces dernières étant essentielles pour l'entraînement de modèles logistiques.

3. Analyse exploratoire

Vu la nature de l'information, nous avons fait une analyse exploratoire des données pour établir l'information préliminaire et évaluer que les méthodes devront s'appliquer à la transformation de données avant la réalisation des modèles.

En premier lieu, nous avons créé les statistiques descriptives de variables numériques sans considérer l'année d'entrée et le RUT, montrées dans le tableau 1, qui ne nous intéressent pas pour cette analyse. On note que dans les résultats NEM il manque 60 données, dans les notes de langue, mathématique et pondération 34 et dans les points de classement 134. Dans le cas des points en sciences et histoire, bien qu'il manque 1234 et 3056 données, ils ne sont pas pris en considération, car dans le contexte d'admission universitaire, ces notes sont optionnelles.

D'autre part, les statistiques du tableau 2 montrent que 5353 étudiants sont d'origine nationale et 3822 de sexe féminin ; les étudiants viennent de 21 pays différents, et 5353 sont Chiliens. La filière la plus populaire chez les étudiants interrogés est Obstétrique et Puériculture de la faculté de Sciences médicales et le type de lycée d'origine est principalement particulier subventionné de la commune de Santiago, tandis que la commune de résidence pour la majorité est Maipú.

Tableau 1. Statistiques descriptives de variables catégoriques de la base initiale

	Age d'entrée	Pts nem	Pts len	Pts mat	Pts hyg	Pts cie	Pts rkg	Prom psu	pondération
Count	5456	5396	5422	5422	2400	4222	5322	5422	5231
Mean	19,8	536,1	516,8	509,0	520,3	497,5	557,8	512,9	532,1
Std	3,1	91,2	63,6	63,3	82,4	76,0	113,6	49,3	65,0
Min	16,0	236,0	292,0	259,0	195,0	150,0	236,0	322,0	184,7
25%	18,0	468,0	474,0	468,3	472,8	450,0	471,0	481,0	487,5
50%	19,0	528,0	516,0	512,0	523,0	503,0	538,0	508,5	528,3
75%	20,0	599,0	556,0	550,0	569,3	545,0	634,0	541,5	573,1
Max	57,0	829,0	769,0	793,0	850,0	766,0	850,0	731,5	752,9

Source : élaboration des auteurs.

Finalement, on note que la rétention de première année pour les groupes analysés est de 87,83% $\left(\frac{4792}{5456}\right)$ et celle de seconde année de 80,11% $\left(\frac{3475}{4338}\right)$. Vu la

Tableau 2. Statistiques descriptives de variables catégoriques de la base initiale

	Count	Unique	Top	Freq
Etranger	5456	2	National	5353
Nom 1	5456	1350	GONZALEZ	121
Nom 2	5453	1375	GONZALEZ	116
Prénoms	5456	4024	MARIA JOSE	29
Sexe	5456	2	Féminin	3822
Date de naissance	5456	2734	19-03-1999	8
Pays de naissance	5456	21	Chili	5353
Faculté	5456	5	Faculté de Sciences Médicales	1980
Filière	5456	27	OBSTETRIQUE ET PUERICULTURE	867
Journée	5456	1	Diurne	5456
Condition1	5456	1	01 Etudiante nouvelle	5456
Condition2	5456	1	PREMIER CYCLE	5456
Ret_première année	5456	2	RÉTENTION	4792
Ret_deuxième année	4338	2	RÉTENTION	3475
Commune_résidence	5456	169	Maipú	539
Nom_college	5455	1269	NON DEFINI	62
Type collège	5456	6	PARTICULIER SUBVENTIONNE	3950
Commune collègue	5446	175	SANTIAGO	591

Source : élaboration des auteurs.

temporalité de l'information, on peut réaliser pour les étudiants de 2021 le calcul de la rétention de deuxième année.

Ensuite, on note la distribution des étudiants par groupes, en détachant les variations entre 12% et 44% d'étudiants déserteurs et une variation d'entre 3% et 18% pour les étudiants retenus, variations considérées de groupe en groupe qui s'observent dans le tableau 3.

Tableau 3. Rétention totale

Rétention	2017	2018	2019	2020	2021	Total
DÉSERTION	154	222	130	84	74	664
RÉTENTION	1010	1064	870	804	1044	4792
Total	1164	1286	1000	888	1118	5456

Source : élaboration des auteurs.

D'autre part, en notant la grande différence entre étudiants de sexe féminin et masculin, dans le tableau 4 on voit la distribution des étudiants déserteurs et retenus dans les groupes, et une pseudo-balance en pourcentage dans les deux groupes.

Finalement, la distribution de valeurs nulles tant pour les points NEM, Langue et Mathématique est uniforme dans les diverses filières et maintient les proportions

Tableau 4. Rétention par sexe

Étiquettes de file	2017 (%)	2018 (%)	2019 (%)	2020 (%)	2021 (%)	Total (%)
Féminin	71,31	72,24	67,70	69,82	68,52	70,05
DÉSERTION	13,25	17,33	11,23	7,58	5,35	11,38
RÉTENTION	86,75	82,67	88,77	92,42	94,65	88,62
Masculin	28,69	27,76	32,30	30,18	31,48	29,95
DÉSERTION	13,17	17,09	16,72	13,81	9,38	14,01
RÉTENTION	86,83	82,91	83,28	86,19	90,63	85,99

Source : élaboration des auteurs.

entre le sexe et les étudiants retenus et déserteurs, et ces registres se confirmeront dans les données d'analyse et seront imputés pour la compléter.

4. Transformation de données et modèle

Une fois réalisées les analyses, les données sont transformées, et les points NEM, Langue, Mathématique et Classement sont imputés à travers la mesure par groupe d'entrée et de filière, et ainsi on maintient les profils académiques d'entrée de chaque filière et les estimations ne déformeront pas nos données et ne donneront pas plus d'importance aux covariables associées.

5. Entraînement de modèles

Après l'imputation de données, les variables d'intérêt ont été sélectionnées : condition d'étranger, sexe, âge d'entrée, filière, typo de lycée et conduites académiques d'entrée de l'étudiant correspondants aux pourcentages NEM, Langue, Mathématique et Classement, dans les procédures d'admission ; les données d'entraînements avec covariables et variable de réponse sont séparées pour les groupes 2017, 2018, 2019 et 2020, et celle de test entre covariables et variable (Rétention).

Puis on prépare les modèles de régression logistique et l'arbre de décision avec les données indiquées, créant un *accuracy* de 86% et 100% respectivement sur les données d'entraînement, élevant les bons termes dans l'ajustement du modèle.

6. Résultats

L'évaluation des modèles sur les données d'essai a créé un *accuracy* de 93,29%, un *recall* de 99,81% et une *precision* de 93,45% pour le modèle de régression logistique,

représentés dans la matrice de confusion du figure 1. Quant à l'arbre de décision, il a créé un *accuracy* de 80,59%, un *recall* de 86,3% et une *precision* de 93,46%, représentés dans la matrice de confusion des figures 2 et 3.

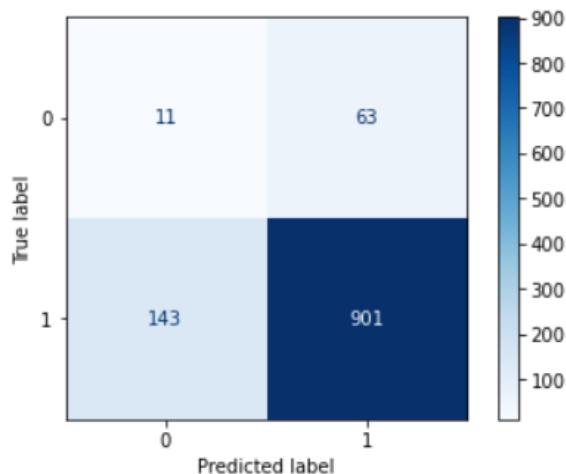


Figure 2. Matrice de confusion du modèle de régression logistique

Source : élaboration des auteurs.

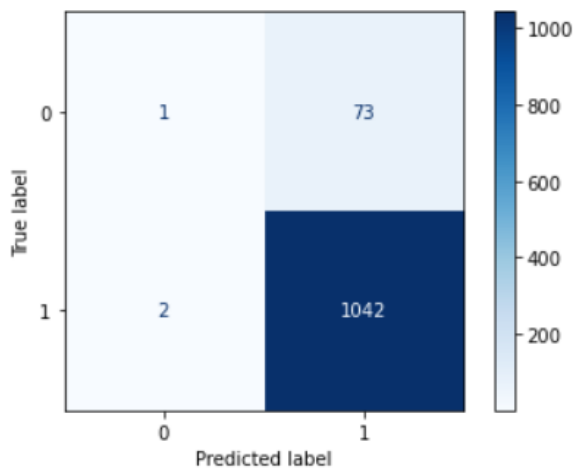


Figure 3. Matrice de confusion de l'arbre de décision

Source : élaboration des auteurs.

De plus, à travers l'estimation de minimums carrés, on observe dans le tableau 5 le sexe et le type de lycée sont les caractéristiques les plus influentes, statistiquement significatives, dans la rétention après la première année, puis viennent les points NEM, puis ceux de Mathématique et au même niveau ceux de Langage et de

Classement. Les caractéristiques liées aux points d'entrée influent beaucoup moins, presque 97%, que le sexe et le type de lycée d'origine des étudiants.

Le modèle absorbe environ 87% de la variabilité des données, ce qui indique un modèle bien ajusté à la réalité de la source d'information qui, en plus des métriques antérieures, *accuracy*, *recall* et *precision*, soutiennent les modèles créés avec un haut niveau de confiance.

Notons qu'avec 95% de confiance, la condition d'étranger d'un étudiant ne diminue pas de manière révélatrice sa rétention, mais avec un coefficient de $-0,0618$, une valeur- p de $0,137$, une confiance de $86,3\%$, la rétention de l'étudiant étranger est bien inférieure à celle de l'étudiant national.

Tableau 5. Résultats de la régression

Dep. Variable :	Ret_première année	R-squared (uncentered) :	0,865
Modèle :	OLS	Adj. R-squared (uncentered) :	0,864
Méthode :	Least Squares	F-statistic :	3071
No. Observations :	4338	AIC :	3021
Df Résiduels :	4329	BIC :	3078

	coef	standard error	t	P > t	[0,025]	[0,975]
Etranger	-0,0618	0,042	-1,487	0,137	-0,143	0,020
Sexe	0,0294	0,012	2,530	0,011	0,007	0,052
Age d'entrée	0,0003	0,001	0,169	0,866	-0,003	0,003
Filière	8,163e-05	0,001	0,112	0,910	-0,001	0,002
Type de lycée	0,0269	0,005	5,719	0,000	0,018	0,036
NEM ajusté	0,0009	0,000	3,370	0,001	0,000	0,001
LEN ajusté	0,0005	8,13e-05	5,650	0,000	0,000	0,001
MAT ajusté	0,0006	8,23e-05	7,657	0,000	0,000	0,001
RKG_ajusté	-0,0005	0,000	-2,326	0,020	-0,001	-7,56e05

Source : élaboration des auteurs.

Conclusion

Les résultats de cette recherche permettent de conclure que le phénomène de la désertion dans l'éducation supérieure est un thème de grand impact, car ses conséquences ne touchent pas seulement l'étudiant, mais aussi la formation du capital humain qui influe directement sur le développement d'une nation.

De même, le phénomène de la désertion universitaire, concept complexe et multidimensionnel, requiert pour son analyse une étude des divers aspects liés aux étudiants, autant leur contexte physique et social que leurs conditions personnelles, leur habilités et leurs motivations.

D'autre part, du point de vue de l'inversion des ressources d'éducation et de finances pour l'amélioration de la rétention des étudiants dans l'enseignement supérieur, référée aux institutions de comportement semblable à l'Université Bernardo O'Higgins, les modèles proposés pourraient être implémentés avec un haut niveau de certitude et de confiance, montrant les foyers d'attention principalement centrés sur l'amélioration de la rétention des étudiants masculins et des étudiants avec origine en établissements d'éducation secondaire publiques et particuliers subventionnés.

Finalement, il faut mentionner que, vu les coefficients offerts par le modèle, la condition d'étranger d'un étudiant pourrait être un facteur significatif et pertinent dans la désertion, sans cependant arriver à des valeurs significatives dans le modèle généré.

References

- Bernal, B., & Díaz, P. (2020). Análisis de la responsabilidad social universitaria: Un estudio comparativo en Latinoamérica. *Revista Activos*, 18(2), 111–135. <https://doi.org/10.15332/25005278/6262>
- Donoso, S., & Schiefelbein, E. (2007). Análisis de los modelos explicativos de retención de estudiantes en la universidad: Una visión desde la desigualdad social. *Estudios Pedagógicos*, 33(1), 7–27. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-07052007000100001>
- Espinoza, O. (2017). Acceso al sistema de educación superior en Chile. El tránsito desde un régimen de elite a uno altamente masificado y desregulado. *Universidades*, 68(74), 7–30. <https://doi.org/10.36888/udual.universidades.2017.74.484>
- Espinoza, O., & González, L. E. (2015). Equidad en el sistema de educación superior de Chile: Acceso, permanencia, desempeño y resultados. In A. Bernasconi (Ed.), *La educación superior en Chile: Transformación, desarrollo y crisis* (pp. 517–579). Ediciones de la Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Fonseca-Grandón, G. R. (2018). Trayectorias de permanencia y abandono de estudios universitarios: Una aproximación desde el currículum y otras variables predictoras. *Educación y Educadores*, 21(2), 239–256. <https://doi.org/10.5294/edu.2018.21.2.4>
- García, R., & García, J. (2021). Análisis característico de los factores de la deserción en educación superior. *Revista Académico-Científica*, 7(3), 21–31. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8525723>
- Gutiérrez, D., Vélez, J. F., & López, J. (2021). Indicadores de deserción universitaria y factores asociados. *EducaT: Educación Virtual, Innovación y Tecnologías*, 2(1), 15–26. <https://hemeroteca.unad.edu.co/index.php/educat/article/view/4738/4538>
- Jiménez, M. C. (2021) *Abandono y permanencia en educación superior: un análisis multinivel para Iberoamérica*. (Mémoire de master non publié). Universidad Nacional de Colombia. <https://repositorio.unal.edu.co/bitstream/handle/unal/80950/1152456022.2021.pdf?sequence=3&isAllowed=y>

- Matheu, A., Pérez, C., Juica, P., Villagra, C., & Cortés, R. (2021). Nivelación propedéutica y rendimiento académico en la Universidad “Bernardo O’Higgins” de Chile. *Educación Médica Superior*, 35(3), 1–17. <http://scielo.sld.cu/pdf/ems/v35n3/1561-2902-ems-35-03-e2999.pdf>
- Matheu, A., Ruff, C., Ruiz, M., Benites, L., & Morong, G. (2018). Prediction model of first-year student desertion at Universidad Bernardo O’Higgins (UBO). *Educacao e Pesquisa*, 44, 1–22. <https://doi.org/10.1590/S1678-4634201844172094>
- Miguel, D. A. (2022). *Ansiedad y depresión asociado a rendimiento académico y deserción estudiantil universitaria durante la pandemia por SARS-CoV-2. Revisión sistemática.* (Thèse non publiée). Universidad César Vallejo.
- Ministerio de Educación. (2019). *Panorama de la educación. Indicadores de la OCDE 2019 (Informe español)*. Secretaría General Técnica. <https://sede.educacion.gob.es/publiven-ta/d/23108/19/00>
- Ministerio de Educación. (2021). *Gratuidad en educación superior: A 5 años del inicio de la política*. <https://lyd.org/wp-content/uploads/2021/06/Presentacio%CC%81n-LyD.pdf>
- Morán, R. C. D., Corzo, E. D. C. A., Ríos, H. P., & Chiluisa, O. R. Q. (2022). Deserción universitaria de los estudiantes de una Universidad peruana. *Universidad y Sociedad*, 14(2), 421–427. <https://cris.continental.edu.pe/es/publications/deserc%C3%B3n-universitaria-de-los-estudiantes-de-una-universidad-per>
- Moreno, L. M. (2021). *Modelo conceptual para abordar el fenómeno de deserción en la educación superior.* (Mémoire de master non publié). Instituto Tecnológico Metropolitano. Facultad Ciencias Económicas y Administrativas.
- Munizaga, F., Rojas-Murphy, A., & Leal, R. (2018). *Variables que influyen en la retención de estudiantes de primer año en un programa de bachillerato chileno.* Congresos CLABES VIII. <https://revistas.utp.ac.pa/index.php/clabes/article/view/1892>
- Naranjo, A. F. N. (2020). Deserción y retención: Retos en la educación superior. *Revista Científica Retos de la Ciencia*, 4(9), 15–23. <https://doi.org/10.53877/rc.4.9.20200701.02>
- OCDE. (2019). *Panorama de la Educación. Indicadores de la OCDE 2019.* Ministerio de Educación y Formación Profesional. https://books.google.cl/books/about/Panorama_de_la_Educación_2019_Indicador.html?id=NOPJDwAAQBAJ&printsec=frontcover&source=kp_read_button&redir_esc=y#v=onepage&q&f=false
- Pereira, A., & Vidal, M. (2021). Deserción estudiantil en la educación superior: Reflexiones sobre la gestión enfocada en la retención o la permanencia. *Educación*, 45(1), 546–561. <https://doi.org/10.15517/revedu.v45i1.40602>
- Ruff, C., Matheu, A., Ruiz, M., Juica, P., & Gómez Marcos, M. (2023). Cost-free education as a new variable of mixed financing policies in Chilean higher education and its impact on student trajectory and social mobility. *Heliyon*, 9(7). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e17415>
- Ruff, C., & Ruiz, M. (2018). Innovative model of management and university quality through results indicators; the KPI’s cross impact matrix of the Universidad Bernardo O’Higgins. *Valahian Journal of Economic Studies*, 9(2), 69–82.
- Ruff, C., Ruiz, M., Matheu, A., Juica, P., Mminchenkova, L., Flores, T., & Abbas, N. (2020). La competitividad económica, desde el impacto de la movilidad internacional de la educación terciaria. *Revista Ibérica de Sistemas e Tecnologias de Informação*, 36, 14–29. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8550427>

- Serna, V. (2022). *El acceso a una educación superior de calidad como derecho fundamental de la persona humana*. (Mémoire de master non publié). Universidad Andina del Cusco. https://repositorio.uandina.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12557/4726/Vivianett_Tesis_maestro_2022.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Simeone, O. (2018). A very brief introduction to machine learning with applications to communication systems. *IEEE Transactions on Cognitive Communications and Networking*, 4(4), 648–664. <https://doi.org/10.1109/TCCN.2018.2881442>
- Tinto, V. (1975). Dropout from higher education: A theoretical synthesis of recent research. *Review of Educational Research*, 45(1), 89–125. <https://doi.org/10.3102/00346543045001089>
- Tinto, V. (1989) Definir la deserción: Una cuestión de perspectiva. *Revista de Educación Superior*, 18(71), 1–9.
- Viale, H. E. (2014). Una aproximación teórica a la deserción estudiantil universitaria. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 8(1), 59–76. <https://doi.org/10.19083/ridu.8.366>

MODÈLE D'ÉLASTICITÉ DE PRIX/DEMANDE DU POINT DE VUE BAYÉSIEEN : LE CAS D'UNE ENTREPRISE DE DÉTAIL CHILIENNE

Price/demand elasticity model from the Bayesian approach : The case of a Chilean retail company

Camilo GONZÁLEZ¹

Banque du Chili – Chili
Université Pontificale Catholique du Chili – Chili
cigonzalez2@uc.cl
<https://orcid.org/0009-0002-5656-6292>

Abstract : This project presents data from a Chilean retail firm to model elasticity from a Bayesian perspective. Elasticity measures the behavior of products based on price and demand. It can be obtained through linear regressions of the logarithm of prices and units sold. The problem arises with discounts, special days, etc. This temporal relationship causes biases in the estimates that the company compensates for by performing a chain of regressions. Bayesian statistics fixes a distribution for the parameters, and then, with plausibility, uses Bayes' rule to obtain a posteriori distribution. The project uses an a priori Normal-Gamma-Inverse to specify the linear regression model. For the application, we obtain the line level elasticities through the classical model and the product elasticities with the Bayesian model, incorporating the line information. Through a t-test we conclude that the average of the chain elasticities does not differ from those obtained by the Bayesian model. Therefore, by complementing the two points of view, we obtain good results that can be used in trade.

Keywords : elasticity, detail, frequentist, inference, normal-gamma-inverse.

Résumé : Ce projet présente les données d'une entreprise chilienne de détail pour modéliser l'élasticité d'un point de vue bayésien. L'élasticité mesure le comportement des produits sur la base des prix et de la demande. Elle peut être obtenue à travers des régressions linéaires du logarithme des prix et les unités vendues. Le problème se pose avec les réductions, les jours spéciaux, etc. Cette relation temporelle provoque des biais dans les estimations que l'entreprise compense en réalisant une chaîne de régressions. La statistique Bayésienne fixe une distribution pour les paramètres, et ensuite, avec la plausibilité, utilise la règle de Bayes

¹ Av. Libertador Bernardo O'Higgins 340, 8331150, Santiago, Chile.

pour obtenir une distribution a posteriori. Le projet utilise une a priori Normal-Gamma-Inverse pour spécifier le modèle de régression linéaire. Pour l'application, on obtient les élasticités au niveau de ligne à travers le modèle classique et les élasticités de produit avec le modèle bayésien, en incorporant l'information de la ligne. A travers un t-test on conclut que la moyenne des élasticités de la chaîne ne diffère pas de celles obtenues par le modèle bayésien. Par conséquent, en complétant les deux points de vue, on obtient de bons résultats qui peuvent être utilisés dans le commerce.

Mots-clés : élasticité, détail, fréquentiste, inférence, normal-gamma-inverse.

JEL classification : C11, M21.

Introduction

Dans le monde de l'entreprise, la stratégie la plus courante pour optimiser les revenus est d'ajuster les prix selon la demande. Les changements de prix peuvent créer un impact direct sur les ventes, et il est de l'intérêt des entreprises de bien les ajuster. De plus, pour les états, c'est une stratégie adoptée pour prédire le comportement du (Marrero et al., 2015), et pour ce faire on utilise une mesure très populaire en économie appelée l'élasticité *prix de la demande*.

Vu la définition de l'élasticité, un des modèles statistiques les plus adéquats est le modèle de régression linéaire classique. Cependant, il n'est pas rare de la voir appliquée dans la perspective de la statistique bayésienne. Dans ce travail, nous nous penchons sur l'application de la régression linéaire bayésienne dans un contexte de vente en utilisant comme information additionnelle les résultats historiques de la régression linéaire classique.

Objectif général

La principale problématique que présentent les modèles statistiques des entreprises est l'absence d'information obtenue par l'expérience du commerce, et donc le principal objectif de cette recherche est de créer un modèle alternatif de régression linéaire, centré sur la statistique bayésienne, qui permette d'incorporer des informations additionnelles au modèle et conclure a posteriori selon l'expérience du commerce (Hoff, 2009).

La problématique abordée est que, au Chili, certaines entreprises de vente réalisent pour tous leurs produits des régressions linéaires pour obtenir leur élasticité, en faisant une chaîne de régressions où l'information obtenue dans l'étape antérieure s'incorpore à la suivante. La chaîne commence dans les départements du magasin, continue avec la ligne et sous-ligne, pour terminer avec le produit final.

Il faut souligner que dans chaque régression sont considérés des prédicteurs tels que les jours fériés, les dates de forte demande, les soldes et une transformation de Fourier pour compenser la structure de série de temps. Le problème de ce processus est qu'il est long, difficile et constant, donc il est intéressant de procéder sur des intervalles plus longs et arriver seulement au niveau des lignes pour les considérer comme information a priori dans la régression bayésienne et obtenir des résultats sur les produits de manière périodique.

L'autre objectif est de compléter le point de vue classique avec l'information a priori du modèle bayésien. Il s'agit d'une investigation sur les différents outils de la statistique bayésienne. Le processus de construction du modèle reposera sur le nettoyage de données, la qualité d'ajustement, l'interprétabilité et la comparaison du modèle. D'autre part, l'idée est de compléter les deux points de vue en utilisant l'information historique obtenue du point de vue classique comme information a priori pour le modèle bayésien.

Objectifs spécifiques

Le premier objectif spécifique de cette étude consiste à présenter et étudier la technique la plus commune de modélisation de l'élasticité du prix de la demande dans les entreprises de vente, en justifiant le modèle de régression linéaire.

Le second objectif spécifique consiste à introduire la statistique bayésienne, en définitions, estimation, robustesse statistique et algorithmes pour l'échantillonnage de distributions afin de terminer le modèle de régression linéaire bayésien pour la modélisation de l'élasticité.

1. Méthodologie

1.1. Élasticité

Dans le monde des sciences économiques, le concept d'élasticité est souvent utilisé pour son utilité et son interprétation. En effet il est nécessaire de comparer les variables de n'importe quel modèle sans se préoccuper des unités de mesure. On arrive ainsi à deux fonctions essentielles pour la modélisation de l'élasticité (Laurinec, 2018 ; Schauburger & Walker, 2020 ; Wickham et al., 2019 ; Yan, 2016) :

$$g(x, y) = \frac{y}{x}, \text{ Fonction moyenne}$$

$$y' = f'(x) = \frac{\Delta y}{\Delta x} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{\Delta y}{\Delta x}, \text{ Fonction marginale}$$

On définit ainsi le concept :

$$\epsilon_{y,x}(x_0) = \frac{x_0}{y_0} \cdot \frac{dy}{dx}(x_0) = \frac{\text{Fonction marginale}}{\text{Fonction moyenne}}$$

et la fonction d'Élasticité *ponctuelle*.

L'élasticité peut donc être présentée comme la raison de changement de la fonction en termes de pourcentages. Quand la valeur absolue de l'élasticité est égale à un, la fonction s'appelle d'élasticité unitaire, si elle est inférieure à un, on l'appelle inélastique et si elle est supérieure à un élastique. Si nous travaillons sur $Q = f(P)$, le concept antérieur s'appelle élasticité prix de la demande.

La demande d'un bien est inélastique quand les changements de prix ont un petit effet sur la quantité demandée. Elle est élastique quand les changements de prix ont un effet significatif sur la demande d'un bien. Les revenus augmentent lorsqu'il y a une élasticité unitaire.

Il faut souligner que les économistes utilisent la variable indépendante sur l'axe vertical y la variable dépendante sur l'axe horizontal, car antérieurement on pensait que dans la relation $P = f(Q)$, si maintenant on utilise $Q = f(P)$, la représentation graphique n'a pas changé.

Sur le marché du détail, on utilise l'élasticité pour chaque produit spécifique, par exemple, pour une chaussure, chaque modèle et chaque couleur aura une élasticité associée. En utilisant l'élasticité, on prend des décisions sur les prix des articles. C'est pour cela que chaque produit a un modèle associé qui se précisera postérieurement.

Une expression équivalente de l'élasticité est la suivante :

$$\epsilon = \frac{x}{y} \cdot \frac{dy}{dx} = \frac{d \log y}{dy} \cdot \frac{dy}{dx} \cdot \frac{dx}{d \log x} \tag{1}$$

Dans les modèles statistiques, une technique très utilisée consiste à prendre le logarithme naturel de la variable réponse car il peut résoudre des problèmes de normalité et hétéroscédasticité, d'où l'importance de la proposition antérieure.

1.2. Modèle statistique pour l'élasticité

L'élasticité est habituellement modélisée avec une régression linéaire, le modèle se présente comme

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} + \epsilon_i = x_i^T \beta + \epsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

On peut aussi l'exprimer de manière matricielle comme

$$y = X\beta + \epsilon$$

où y représente la variable réponse ou à expliquer, X la matrice avec les variables explicatives ou prédictives, β sont les paramètres du modèle et ε les erreurs de mesure de la variable réponse qui correspondent à $\varepsilon \sim \text{Normal}(0, I\sigma^2)$. De plus, le modèle de régression linéaire requiert les hypothèses d'exogénéité faible, linéarité, homocédasticité, indépendance des erreurs, absence de colinéarité et normalité, dans leur sens habituel.

On note que ε représente l'erreur de mesure et ϵ l'élasticité.

L'élasticité est habituellement une fonction décroissante, car elle est très utile pour représenter le prix-demande comme :

$$Q = \alpha P^\beta$$

où Q est la quantité demandée, P le prix d'un bien, α un paramètre de déplacement et β un paramètre constant pour contrôler l'affaiblissement de la fonction. Maintenant, on présente la fonction comme :

$$Y_j = \alpha X_j^\beta$$

Si on applique un logarithme naturel et $\log \alpha = \beta_0$ on obtient :

$$\log Y_j = \beta_0 + \beta_1 X_j$$

Ainsi, la proposition (1) montre que le paramètre β_1 est l'élasticité. Ce type de régressions est dominé par les modèles log-log.

1.3. Statistique bayésienne

1.3.1. Différences dans les paradigmes

Si on considère le point de vue fréquentiste, la probabilité qu'un événement E se produise est

$$P(E) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n_E}{n}$$

où n_E sont les succès de n tentatives. Par ailleurs, le point de vue bayésien de la probabilité $P(E)$ reflète les croyances a priori, et ainsi on peut assigner n'importe quelle distribution consistante.

Parlant des paramètres, les deux paradigmes sont considérés fixes (bien qu'ils aient été créés par un processus stochastique). Cependant, du point de vue fréquentiste, on n'assigne pas de probabilités au paramètre et on estime d'autre part que le paradigme bayésien assigne une probabilité au paramètre ou une distribution.

1.3.2. Règle de Bayes

La règle de Bayes dit que :

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)}$$

Comme l'objectif est d'avoir une distribution pour les paramètres θ à partir d'observations y , la distribution conjointe est définie comme :

$$p(\theta, y) = p(\theta)p(y|\theta)$$

où $p(\theta)$ est la distribution a priori et $p(y|\theta)$ la fonction de vraisemblance, en utilisant la règle de Bayes on conclut que la distribution a posteriori est :

$$p(\theta, y) \propto p(\theta)p(y|\theta)$$

1.3.3. Distributions de prédiction

Comme inférence sur ce qui n'a pas été observé il faut définir certaines distributions. Tout d'abord en connaissant les données observées y mais sans les considérer encore, on définit la distribution marginale de y comme distribution *prédictive* a priori, c'est-à-dire :

$$p(y) = \int p(y, \theta)d\theta = \int p(\theta)p(y|\theta)d\theta$$

Maintenant, si \tilde{y} est une nouvelle observation potentielle, on définit la distribution *prédictive a posteriori* comme :

$$p(\tilde{y}|y) = \int p(\tilde{y}|\theta)p(\theta|y)d\theta$$

La distribution prédictive a posteriori est donc une mesure des prédictions conditionnelles sur la posteriori de θ .

1.3.4. Estimation ponctuelle et intervallaire

Dans la statistique bayésienne, lorsqu'on mesure l'incertitude de manière différente, les paramètres suivent une distribution a priori et posteriori. Les estimateurs ponctuels les plus courants pour les paramètres sont la moyenne, la médiane et le mode calculés avec la distribution a posteriori.

La moyenne a posteriori est donnée par :

$$\hat{\theta} = E(\theta|y) = \int \theta p(\theta|y)d\theta = c \cdot \int \theta p(y|\theta)p(\theta)d\theta$$

Le problème de la moyenne est que parfois il est très compliqué de résoudre l'intégrale analytique, cependant, il existe des méthodes présentées plus loin, appelées MCMC, qui résolvent le problème.

Le mode a posteriori est donné par la valeur maximisée par densité a posteriori,

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} p(\theta | y) = \arg \max_{\theta} p(y | \theta) p(\theta)$$

L'expression antérieure ne requiert pas d'intégration et son calcul est donc plus simple.

Une autre manière très populaire est d'utiliser les intervalles de crédibilité, ou dans leur version plus générale régions de crédibilité. On définit une *région de crédibilité* avec la probabilité $1 - \alpha$ pour θ si $P(\theta \in C | y) = 1 - \alpha$. La définition antérieure montre qu'un intervalle ou une région contient au moins une probabilité $(1 - \alpha)$ de la densité a posteriori, il y a donc une probabilité $(1 - \alpha)$ que le véritable paramètre se trouve dans cette région.

1.3.5. Algorithmes d'échantillonnage MCMC

Les méthodes MCMC (Monte Carlo Markov Chains) permettent surtout d'obtenir des échantillons de n'importe quelle distribution, ici de la distribution a posteriori, et d'obtenir des estimations. L'objectif de la méthode MCMC est de créer des échantillons de $p(\theta | y)$ en itérant à travers un noyau de transition ; étant itérative, cette méthode donnera un échantillon qui passera par un filtre consistant à extraire régulièrement une valeur de l'échantillon et ainsi construire un échantillon indépendant, de plus petite taille que l'original.

1.3.6. Algorithmes de Metropolis-Hasting

Cet algorithme permet d'obtenir des échantillons de la distribution a posteriori des paramètres $p(\theta | y)$ en ayant seulement une distribution proportionnelle à celle-ci, on économise donc le calcul de la constante de normalisation.

Une chaîne de Markov est un processus stochastique avec manque de mémoire, c'est-à-dire que la distribution de probabilité d'une valeur future d'une variable aléatoire dépend uniquement de sa valeur présente, indépendante des valeurs antérieures. La distribution proposée doit présenter cette caractéristique, ainsi l'algorithme crée une chaîne de Markov. De plus, l'algorithme doit converger à la distribution a posteriori, la chaîne doit donc être irréductible. La distribution proposée doit aussi créer des chaînes de Markov apériodiques et récurrentes.

(Théorème Ergódico) Si $\{x^{(1)}, x^{(2)}, \dots\}$ est une chaîne de Markov irréductible, apériodique et récurrente, il y a une seule distribution de probabilité π et donc si $s \rightarrow \infty$,

- $P(x^{(s)} \in A) \rightarrow \pi(A)$ pour n'importe quel ensemble A .
- $\frac{1}{s} \sum g(x^{(s)}) \int g(x)\pi(x)dx$.

La distribution π est appelée distribution stationnaire de la chaîne de Markov et si $x^{(s)} \sim \pi$ y $x^{(s+1)}$ est généré par une chaîne de Markov qui commence en $x^{(s)}$, alors $P(x^{(s+1)} \in A) = \pi(A)$, c'est-à-dire que la distribution inconditionnelle de $x^{(s)}$ est π . Une fois que l'échantillonnage est établi à partir d'une distribution stationnaire, il le sera toujours.

Finalement, on peut démontrer que la distribution π est la distribution a posteriori des paramètres et grâce à cela l'algorithme Metropolis-Hasting fonctionne.

1.3.7. Algorithmes d'échantillonnage de Gibbs

Cet algorithme sert lorsque l'on a un vecteur de paramètres de haute dimensionnalité. On veut avoir un échantillon de $p(\theta | y)$, mais on obtiendra des échantillons pour $p(\theta_1 | \dots), \dots, p(\theta_s | \dots)$ où $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_s)$; ces densités s'appellent conditionnelles complètes, et ainsi on a un échantillonnage des posteriors marginaux $p(\theta_1 | y), \dots, p(\theta_s | y)$.

1.3.8. Sélection de modèles

Si l'on a M_1, \dots, M_K modèles avec leurs paramètres associés $\theta_1, \dots, \theta_K$, on peut voir la posteriori conditionnant par un modèle :

$$p(\theta_j | y, M_j) = \frac{p(y | \theta_j, M_j)p(\theta_j | M_j)}{p(y | M_j)}$$

où la constante de normalisation est la vraisemblance marginale.

Pour la sélection de modèle on assigne une distribution a priori $p(M_j)$ associée à chaque modèle M_j , ainsi on peut comparer à travers :

$$p(M_j | y) = \frac{p(y | M_j)p(M_j)}{p(y)} \propto p(y | M_j)p(M_j)$$

Puis on préfère le modèle M_j au M_s si la raison a posteriori :

$$\frac{p(M_j | y)}{p(M_s | y)} = \frac{p(M_j)}{p(M_s)} \cdot \frac{p(y | M_j)}{p(y | M_s)} > 1$$

Quand on a des prioris $p(M_1) = p(M_K) = \frac{1}{K}$, on peut simplifier la raison a posteriori au facteur de Bayes :

$$BF_{js} = \frac{p(y | M_j)}{p(y | M_s)}$$

Si $p(\theta_j | M_j) \propto c_j$, $p(\theta_s | M_s) \propto c_s$, c'est-à-dire des prioris inhabituels, le facteur de Bayes ne serait pas défini de manière unique et il ne pourra pas être utilisé à moins que le paramètre θ soit le même sous les modèles considérés.

Il peut être très difficile de calculer des constantes de normalisation, et dans ce cas la vraisemblance marginale $p(y | M_j)$. Une alternative consiste à utiliser une approximation de Laplace en y et ainsi obtenir :

$$-2p(y | M_j) \approx -2\log(p(y | \hat{\theta}, M_j)) + \log(n)p_j$$

où $\hat{\theta}$ est estimé avec le mode a posteriori et p_j la dimension du vecteur de paramètres θ_j ainsi si $l(\theta)$ est la log vraisemblance et $\hat{\theta}$ l'estimateur de maximum vraisemblance, on définit le critère d'information bayésienne (BIC) comme :

$$BIC = -2l(\hat{\theta}) + \log(n)p$$

1.4. Régression linéaire bayésienne

Pour la régression linéaire bayésienne le modèle est spécifié ainsi :

$$\begin{aligned} y &| \beta, \sigma^2 \\ &\sim \text{Normal}(X\beta, \sigma^2 I) \\ (\beta, \sigma^2) & \\ &\sim \pi(\beta, \sigma^2) \end{aligned}$$

où $\pi(\beta, \sigma^2)$ est la distribution a priori conjointe de β y σ^2 .

Une a priori très connue est la Normal-Gamma Inverse qui distribue de la même manière que la posteriori.

$$\begin{aligned} \beta | \sigma^2 &\sim \text{Normal}(m, \sigma^2 M) \\ \sigma^2 &\sim \text{IG}(a, b) \\ \beta, \sigma^2 &\sim \text{NIG}(m, M, a, b) \end{aligned}$$

Dans cet a priori, on a m comme hyperparamètre pour la moyenne, M comme hyperparamètre pour la matrice de covariance et a, b comme hyperparamètres de la Gamma.

D'autre part, on a les distributions suivantes :

$$\sigma^2 | \beta \sim IG\left(a + \frac{p}{2}, b + \frac{1}{2}(\beta - m)^T M^T (\beta - m)\right)$$

$$\beta \sim t_p\left(2a, m, \frac{b}{a} M\right)$$

Parfois, lorsqu'il n'y a pas d'information sur les paramètres pour définir une distribution, Zellner propose un cas particulier de la Normale-Gamma Inverse, une a priori non informative :

$$\beta | \sigma^2 \sim Normal(m, \sigma^2 (gX^T X)^{-1})$$

où $m = (m_1, 0, \dots, 0)^T$, avec m_1 l'a priori pour l'intercept et $g > 0$. On peut définir g comme, $g = \frac{1}{n}$ pour assigner la même information à chaque observation, $g = \frac{1}{k^2}$ qui se base sur le critère d'inflation de risque de Foster et George (nous n'approfondirons pas davantage) $g = \frac{1}{\max\{n, k^2\}}$ et une combinaison des deux propositions.

Finalement, on a le cas particulier de la Normale-Gamma Inverse totalement non informative et inappropriée, c'est-à-dire qu'on ne peut pas la normaliser et donc elle n'est pas intégrée à 1. Dans ces cas-là il faut faire attention à ce que la distribution a posteriori soit correcte, et alors elle s'applique :

$$p(\beta, \sigma^2) \sim \frac{1}{\sigma^2}$$

En utilisant cet a priori avec β indépendant de σ^2 on peut exprimer $p(\beta) \sim 1$ et $p(\sigma^2) \sim \frac{1}{\sigma^2}$.

Toute l'inférence réalisée du point de vue bayésien est basée sur la distribution a posteriori ; pour la régression linéaire bayésienne con a priori Normal-Gamma Inverse on a la posteriori,

$$\beta, \sigma^2 | y \sim NIG(\tilde{m}, \tilde{M}, \tilde{a}, \tilde{b})$$

où :

$$\tilde{M} = (X^T M + M^{-1})^{-1} \quad \tilde{m} = \tilde{M} (M^{-1} m + X^T y)$$

$$\tilde{a} = a + \frac{n}{2}$$

$$\tilde{b} = b + \frac{1}{2}(y^T y + m^T M^{-1} m - \tilde{m}^T M \tilde{m})$$

De plus, la distribution conditionnelle a posteriori de β donne $\beta | \sigma^2 \sim \text{Normal}(\tilde{m}, \sigma^2 \tilde{M})$ et la conditionnelle $\beta | y \sim \text{Normal}(2\tilde{a}, \tilde{m}, \tilde{b} / \tilde{a}\tilde{M})$. Par ailleurs, on a la moyenne a posteriori $\hat{\beta}_B = \tilde{m}$ (Agresti, 2015 ; Fahrmeir et al., 2013).

$$\beta | \cdot \sim \text{Normal}(\mu_\beta, \Sigma_\beta)$$

où :

$$\Sigma_\beta = \left(\frac{1}{\sigma^2} X^T X + \frac{1}{\sigma^2} M^{-1} \right)^{-1} \quad \mu_\beta = \left(\frac{1}{\sigma^2} X^T y + \frac{1}{\sigma^2} M^{-1} m \right)$$

$$\sigma^2 | \cdot \sim \text{IG}(a', b')$$

2. Application des résultats

D'abord viennent les données issues de produits du petit commerce, puis à un niveau plus général, ce sont celles de chaque secteur du magasin, puis les lignes décomposées en sous-lignes, ensuite les différentes marques et finalement les produits individuels.

Pour appliquer la solution de la problématique décrite dans la section des objectifs, nous avons utilisé les données d'une entreprise de vente au détail du Chili, dans un secteur spécifique. Les données indiquent l'élasticité qui correspond au coefficient β_1 dans la régression et à la variance estimée du paramètre à un niveau de département ou secteur. Cette information utilise pour l'a priori la spécification Normal-Gamma Inverse :

$$\beta | \sigma^2 \sim \text{Normal} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ \beta_e \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 10^{10} & 0 \\ 0 & \alpha \sigma_e^2 \end{pmatrix} \sigma^2 \right)$$

$$\sigma^2 \sim \text{IG}(10^{10}, 10^{10})$$

$$\beta, \sigma^2 \sim \text{NIG} \left(\begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \beta_e \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 10^{10} & 0 \\ 0 & 10^{10} \end{pmatrix}, 10^{10}, 10^{10} \right)$$

Dans les expressions antérieures β_e et σ_e^2 sont les estimations obtenues pour le niveau de ligne. Pour les hyperparamètres a et b on part de n'importe quelle valeur initiale, car elles n'influencent pas l'estimation. Dans la matrice M on peut décider combien de poids donner à l'a priori ou à la vraisemblance. On choisit 10^{10} pour l'intercept, c'est-à-dire que c'est une a priori non informative. C'est $\alpha \sigma_e^2$ pour l'élasticité, où l'on a utilisé $\alpha = -5$ comme constante de compensation. Cette valeur

peut être modifiée pour optimiser une mesure de prédiction souhaitée, comme le MAPE. Cependant, dans ce cas, on a essayé d'avoir un bon résultat pour un *t*-test.

D'autre part, il y a des données au niveau de produit avec la chaîne complète de modèles, qui permettent de faire une comparaison des résultats, c'est-à-dire, les élasticités de la chaîne complète, celles du point de vue bayésien utilisant a priori l'élasticité au niveau de ligne et les données au niveau de produit, et finalement les élasticités utilisant une régression classique des produits (tableau 1).

Tableau 1. Résumé des élasticités

Modèle	Min.	1er quartil	Moyenne	Moyenne	3er quartil	Max.
Chaîne	-37,95	-1,19	-0,68	-0,93	-0,23	0
Bayes	-452,42	-0,70	0,29	-0,02	1,62	339,02
Classique	-359,96	-0,02	0,35	-0,03	1,07	248,16

Source : élaboration de l'auteur.

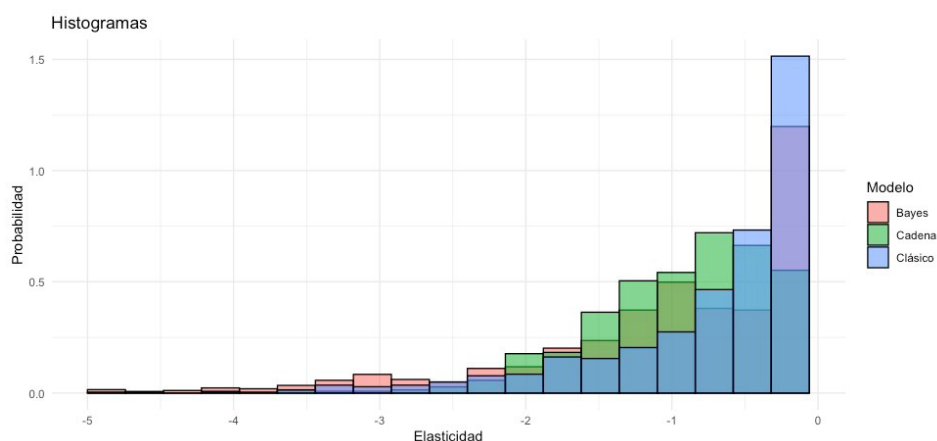


Figure 1. Histogrammes intervalle

Source : élaboration de l'auteur.

Dans la figure 1 se trouvent les trois histogrammes avec les données complètes, mais seul l'intervalle [0,5] apparait.

Dans la figure 2 se trouvent les trois densités.

Dans les figures antérieures, on note qu'avec la régression bayésienne on obtient une densité plus semblable à la chaîne de modèles. Cependant, dans les élasticités de la chaîne valeurs positives les valeurs inférieures à -15 se considèrent comme bizarres. Pour faire une meilleure comparaison, on fera le même traitement. Ensuite, on obtient les histogrammes de la figure 3 et les densités de la figure 4.

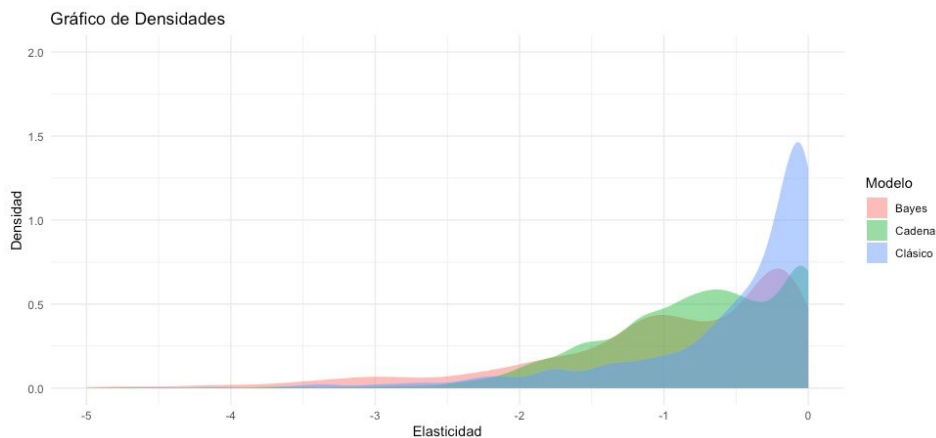


Figure 2. Densités intervalle

Source : élaboration de l'auteur.

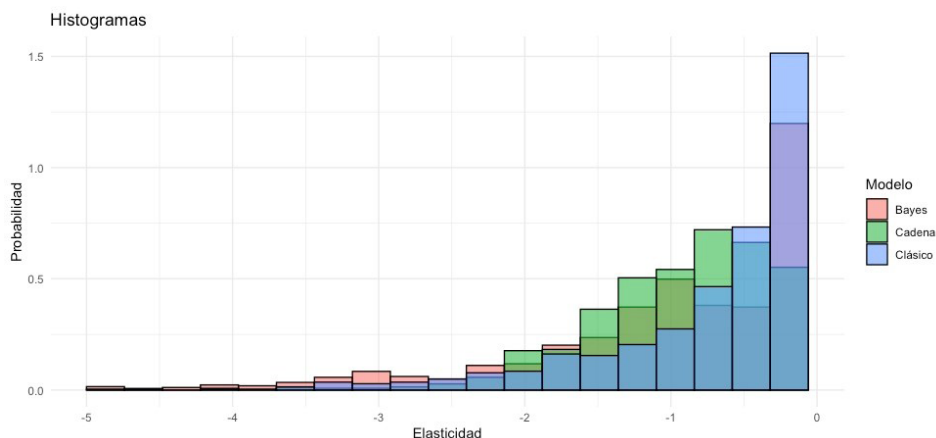


Figure 3. Histogrammes recoupés

Source : élaboration de l'auteur.

Bien que la densité des élasticités bayésiennes ne ressemble plus comme avant à celle des élasticités de la chaîne, les moyennes sont assez proches, avec une différence de $-0,08$. Un test de Student est utilisé pour les variances inégales (Ruxton, 2006).

Ainsi, on obtient une différence de moyennes de $-0,04$, une statistique $t' = -0,81$ et une valeur- p de $0,42$, donc utiliser une confiance de 95% ne donne pas d'évidence suffisante pour rejeter l'hypothèse nulle. La régression classique appliquée de manière directe obtient une valeur- p pratiquant 0 .

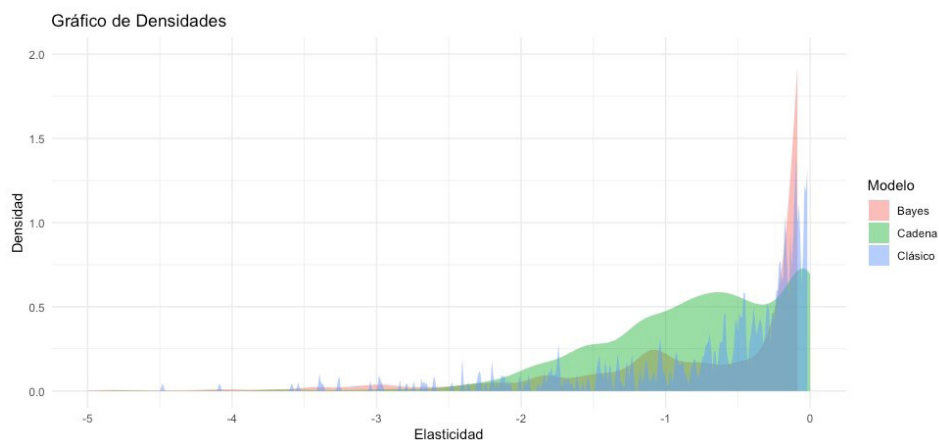


Figure 4. Densités recoupées

Source : élaboration de l'auteur.

On a utilisé le MAE (Willmott & Matsuura, 2005) comme mesure d'erreur et postérieurement les MAPE et MAAPE (Kim & Kim, 2016). Pour la définition des mesures, celles-ci ne sont pas comparables entre elles, donc on les utilise seulement pour comparer les résultats des élasticités des deux modèles séparément (tableau 2 et tableau 3).

En utilisant $\alpha = -5$ on obtient :

Tableau 2. Mesures de prédiction $\alpha = -5$

Modèle	MAE	MAPE	MAAPE
Bayes	1,34	4,32	0,78
Classique	0,93		0,67

Source : élaboration de l'auteur.

En utilisant $\alpha = 0,1$ on obtient :

Tableau 3. Mesures de prédiction $\alpha = 0,1$

Modèle	MAE	MAPE	MAAPE
Bayes	0,72	$6,24 \cdot 10^{11}$	0,74
Classique	0,93	$2,64 \cdot 10^{10}$	0,67

Source : élaboration de l'auteur.

Il apparait donc que selon la mesure utilisée, on peut rencontrer une erreur plus ou moins grande, mais en variant α ces mesures peuvent diminuer ou augmenter.

Conclusion

Dans cette recherche nous avons assumé que les élasticités de la chaîne complète étaient les valeurs réelles, ce qui n'est pas nécessairement vrai, donc il est impossible de conclure que dans les résultats obtenus du point de vue bayésien, cela se reflète avec les mesures d'erreur MAE et MAAPE et le t -test montre le contraste des résultats. Par ailleurs, la régression linéaire bayésienne peut contrôler le risque à assumer en fixant les prix des produits ; cela est dû au fait que selon l'a priori choisie les élasticités peuvent varier dans un intervalle $[f(\alpha), 0]$, où f est une fonction qui dépend de α . Il faut souligner qu'un grand avantage du modèle développé est qu'il permet d'obtenir des élasticités de produits avec peu de données et même une seule donnée ou des résultats qui dans le modèle classique sont simplement impossibles à estimer.

En conclusion, en joignant les deux points de vue, les résultats obtenus sont assez bons car ils contrôlent les paramètres obtenus, à condition d'utiliser ceux des résultats pour le commerce.

References

- Agresti, A. (2015). *Foundations of linear and generalized linear models*. John Wiley & Sons.
- Fahrmeir, L., Kneib, T., Lang, S., & Marx, B. (2013). *Regression: Models, methods and applications*. Springer-Verlag. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-34333-9>
- Hoff, P. D. (2009). *A first course in Bayesian statistical methods*. Springer Science + Business Media.
- Kim, S., & Kim, H. (2016). A new metric of absolute percentage error for intermittent demand forecasts. *International Journal of Forecasting*, 32(3), 669–679. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2015.12.003>
- Laurinec, P. (2018). TSrepr R package: Time series representations. *The Journal of Open Source Software*, 3(23), 577. <https://doi.org/10.21105/joss.00577>
- Marrero, F., Font, E., & Lazcano, C. (2015). Reflexiones sobre el concepto de elasticidad y su interpretación matemática y económica. *Revista de Ciencia, Tecnología e Innovación*, 2(2), 105–115.
- Ruxton, G. D. (2006). The unequal variance t -test is an underused alternative to Student's t -test and the Mann-Whitney U test. *Behavioral Ecology*, 17(4), 688–690. <https://doi.org/10.1093/beheco/ark016>
- Schauberger, P., & Walker, A. (2020). *openxlsx: Read, Write and Edit xlsx files*. <https://CRAN.R-project.org/package=openxlsx>
- Wickham, H., Averick, M., Bryan, J., Chang, W., McGowan, L.D., François, R., Grolemund, G., Hayes, A., Henry, L., Hester, J., Kuhn, M., Pedersen, T. L., Miller, E., Bache, S. M., Müller,

- K., Ooms, J., Robinson, D., Seidel, D. P., Spinu, V., ..., Yutani, H. (2019). Welcome to the tidyverse. *The Journal of Open Source Software*, 4(43), 1686. <https://doi.org/10.21105/joss.01686>
- Willmott, C., & Matsuura, M. (2005). Advantages of the mean absolute error (MAE) over the root mean square error (RMSE) in assessing average model performance. *Climate Research*, 30, 79–82. <https://www.int-res.com/articles/cr2005/30/c030p079.pdf>
- Yan, Y. (2016). *MLmetrics: Machine learning evaluation metrics*. <https://CRAN.R-project.org/package=MLmetrics>

MODÈLE DE CARACTÉRISATION DE LA SITUATION DE QUALITÉ DES UNIVERSITÉS CHILIENNES À PARTIR D'INDICATEURS FINANCIERS ET DE GESTION

**Model for characterizing the quality situation of Chilean
universities based on financial and management indicators**

Claudio RUFF¹

Université Bernardo O'Higgins – Chili
Centre de Recherche Institutionnelle
cruff@ubo.cl
<https://orcid.org/0000-0003-1954-0800>

Marcelo RUIZ²

Université Bernardo O'Higgins – Chili
Centre de Recherche Institutionnelle
mruiz@ubo.cl
<https://orcid.org/0000-0003-1865-7839>

Luis BENITES³

Université Nationale de Trujillo – Pérou
lbenitesg@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-3263-7837>

Abstract : One of the most significant indicators of the effectiveness of quality assurance systems is the accreditation process of higher education institutions, as these processes consider a variety of essential elements when certifying the quality of the processes carried out in training institutions. In this context, the present research aims to generate a model of characterization, evolution and projection of the accreditation situation of Chilean universities that are attached to the Higher Education Information System (SIES). For them, a methodology of quantitative exploratory correlational and predictive approach is used that considers 56 different Chilean higher education institutions, catalogued as universities ;

¹ Viel Avenue 1497, 8370993, Santiago, Chile.

² Viel Avenue 1497, 8370993, Santiago, Chile.

³ Diego de Almagro street, 344, Trujillo, Perú.

and their respective indicators published between 2017 and 2021 by the Higher Education Information System (SIES) that allowed the generation of the model based on the evolution of the consolidated indicators, which yielded the information of value concerning the fields of greatest relevance in the results of the accreditation process. In this way, the research seeks to become a model that contributes to the strategic planning of universities to achieve higher quality in their processes and, consequently, a greater number of years of accreditation.

Keywords : university accreditation, quality system in higher education, financial and management indicators.

Résumé : L'un des indicateurs les plus significatifs de l'effectivité de systèmes d'assurance de qualité est le processus d'accréditation des institutions d'enseignement supérieur, car il considère une variété d'éléments essentiels au moment d'accréditer la qualité des systèmes de formation utilisés dans ces institutions. Dans ce contexte, cette recherche vise à créer un modèle de caractérisation, évolution et projection de la situation d'accréditation des universités chiliennes rattachées au Système d'Information de l'Enseignement Supérieur (SIES). Nous employons une méthodologie de type quantitatif exploratoire corrélational et prédictif qui considère 56 institutions d'enseignement supérieur chiliennes, cataloguées comme universités, et leurs indicateurs publiés entre 2017 et 2021 par le SIES, afin de créer un modèle basé sur l'évolution des indicateurs consolidés et d'établir une information de référence sur les secteurs les plus pertinents dans les résultats du processus d'accréditation. Ainsi, cette recherche se présente comme un modèle contribuant à la planification stratégique des universités pour atteindre une meilleure qualité et davantage d'années d'accréditation.

Mots-clés : accréditation universitaire, système de qualité dans l'enseignement supérieur, indicateurs financiers et de gestion.

JEL classification : C02, I23.

Introduction

Malgré les changements complexes et vertigineux affectant la société dans toutes ses dimensions, le consensus perpétuant le rôle des institutions d'enseignement supérieur dans des secteurs aussi fondamentaux pour le progrès d'une nation que la formation et le développement des personnes est un thème qui prévaut dans le temps (Castellanos et al., 2020). Cela est dû au fait que si cette vision s'est perfectionnée, en incorporant des éléments liés à l'innovation, la recherche et l'entrepreneuriat (Gallifa & Sangrà, 2021), les universités sont des institutions dont la mission est de cultiver les sciences, humanités, arts et technologies, et aussi créer, préserver et transmettre la connaissance et former des diplômés et des professionnels (García-Peñalvo, 2020).

Ajoutons à cela que les universités doivent contribuer au développement de la culture et la satisfaction des intérêts et besoins du pays et de ses régions (Ruiz-Corbella & López-Gómez, 2019). Elles le font par l'enseignement et la recherche, la stimulation de la création artistique, l'innovation et la connexion avec le milieu. De même, dans le secteur universitaire, la formation de diplômés et de professionnels se caractérise par une recherche de la vérité et le développement d'une pensée autonome et critique, sur la base de la connaissance fondamentale des disciplines (Comisión Nacional de Acreditación-Chile, 2022).

Face à ces défis, la réflexion va vers l'analyse des aspects d'évaluation de l'accomplissement de ces tâches, ainsi que la discussion et l'interrogation sur un système capable d'assurer la qualité des maisons d'étude et l'accomplissement de leurs objectifs. C'est ainsi que naît le système d'accréditation institutionnelle qui, selon un modèle défini par la loi, rend obligatoire cette certification et détermine son caractère intégral, considérant l'évaluation de tous ses sièges, fonctions et niveaux de programmes de l'institution, ainsi que des filières et programmes de 2^o et 3^o sélectionnés pour la révision, par l'évaluation d'un échantillonnage délibérément choisi (Comisión Nacional de Acreditación-Chile, 2022)

Ainsi, selon l'article 17^o de la loi N.º 20.129, "Les institutions d'éducation supérieure devront s'accréditer sur la qualité d'enseignement et les résultats du processus de formation ; gestion stratégique et ressources institutionnelles ; assurance interne de qualité et lien avec le milieu. De plus, les institutions d'éducation supérieure pourront accréditer la recherche, la création et/ou l'innovation" (Comisión Nacional de Acreditación-Chile, 2022).

Par conséquent, avec la participation de la Direction d'Analyse Institutionnelle de l'Université Bernardo O'Higgins dans le processus d'accréditation 2022, diverses analyses, comparaisons et évolution d'indicateurs de l'institution ont été faites, dans le contexte national et international, pour établir la Fiche Institutionnelle de Données (FID) et le Rapport d'Accréditation Institutionnelle (IAI), ainsi que leurs annexes.

Sur cette base et considérant l'objectif stratégique institutionnel de l'Université Bernardo O'Higgins, qui cherche l'Accréditation Institutionnelle pour cinq ans, il est essentiel de caractériser et modéliser les indicateurs les plus importants et qui prédisent le mieux la situation et la période d'accréditation qu'obtiendront les universités chiliennes évaluées et autoévaluées en se présentant devant la Commission Nationale d'Accréditation.

Cette recherche vise donc à générer un modèle de caractérisation, évolution et projection de la situation d'accréditation des universités chiliennes rattachées au Système d'Information de l'Enseignement Supérieur (SIES). En se basant sur la consolidation des indicateurs institutionnels publiés par le SIES en 2012–2021, nous avons établi un modèle de caractérisation de la situation d'accréditation des universités et de la période, à partir de l'évolution des indicateurs consolidés

ayant apporté l'information de valeur pour les secteurs essentiels dans le processus d'accréditation.

Finalement, soulignons que cette étude vise à contribuer et devenir un modèle pour que les institutions d'enseignement supérieur construisent leurs planifications stratégiques sur trois ou cinq ans, en se centrant sur les indicateurs primordiaux pour obtenir un plus grand nombre d'années d'accréditation attribués par la commission.

1. L'accréditation institutionnelle et son rapport avec les processus d'assurance de qualité dans l'enseignement supérieur

Evaluer la qualité des services d'enseignement supérieur est un travail complexe, vu les fonctions et la finalité du système éducatif (Sverdlick, 2019). Ceci dû à la multi-dimensionnalité des éléments dynamiques et évolutifs conformant le modèle éducatif d'une institution et les standards établis par le modèle de gestion de qualité et ceux d'accréditation institutionnelle (Ruff et al., 2021).

Les normes suivantes font partie du système d'évaluation des processus d'accréditation comme le montre la figure 1.

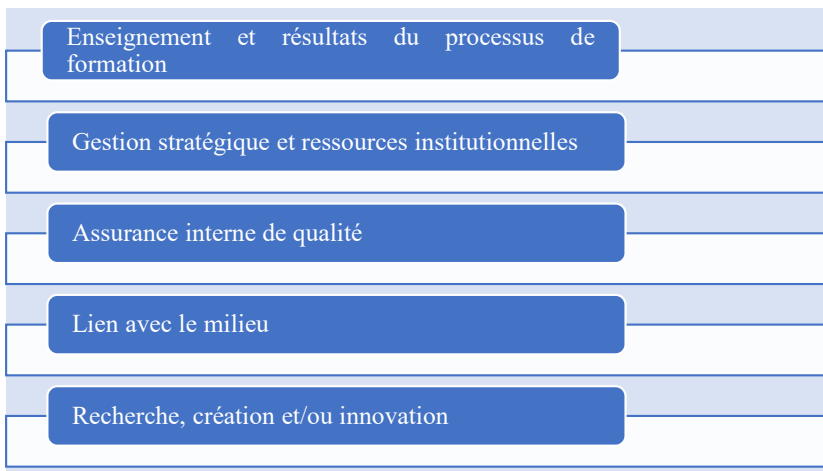


Figure 1. Dimensions évaluatives d'accréditation institutionnelle

Source : élaboration des auteurs avec des données de Comisión Nacional de Acreditación, 2022.

A ce sujet, il est important de souligner que s'il existe des études sur les dimensions de plus grande répercussion sur les processus de certification de la qualité des universités chiliennes, celles-ci ne considèrent pas, en matière statistique, les

indicateurs quantitatifs des institutions. La bibliographie met en évidence à ce sujet, comme dimensions essentielles exerçant un impact significatif dans le processus d'accréditation : Enseignement, Résultats d'apprentissage, Corps académique, Recherche, Infrastructure et ressources financières.

Dans la même optique, selon Martínez et Sjöberg (2020), après avoir appliqué un modèle de régression linéaire multiple, on note que trois variables expliquent les années d'accréditation des universités chiliennes : N° de journée académique complète équivalente, résultats d'apprentissage, corps académique.

D'autre part, des auteurs comme Fleet et al. (2014) concluent de leurs études faites avec des méthodes de régression comme instrument heuristique pour détacher les éléments indiquant la qualité institutionnelle, que les dimensions manifestes sont : Gestion de l'information, qualité académique, sélectivité des étudiants.

La sélectivité des étudiants est la dimension la plus pertinente pour les années d'accréditation de l'institution d'enseignement supérieur, expliquant à 77% la variation de celle-ci. Ces auteurs, pour la dimension de qualité académique, ne considèrent pas les Journées Complètes Equivalentes (JCE) d'investissement académique, mais la quantité de professeurs dans les différents niveaux. Cela pourrait créer un biais dans les résultats, vu la grande rotation d'enseignants pour la période d'étude. Rotation existant aussi aujourd'hui, et donc la JCE est très utile comme indicateur officiel utilisé par les systèmes d'information de l'enseignement supérieur et fixé depuis 2016 par la Superintendance de l'enseignement supérieur (SES)⁴. Nous considérons cette définition dans ce travail.

Finalement, nous nous référons aux recherches de Fernández et Ramos (2020), présentant des résultats statistiquement significatifs pour le succès initial et l'introduction précoce des institutions dans les processus d'accréditation institutionnelle, qui prédisent le succès postérieur. D'autre part, notons l'importance de la structure organisationnelle des universités pour faire face aux certifications de qualité, vu qu'en 2008–2009 une seule université du Conseil des Recteurs (CRUCH)⁵ avait

⁴ La Surintendance de l'enseignement supérieur (SES) est un organisme public créé par la loi n° 21.091 sur l'enseignement supérieur, dont l'objectif est de superviser et de contrôler le respect des dispositions légales et réglementaires régissant les universités, les instituts professionnels et les centres de formation technique au Chili, et de veiller à ce qu'ils utilisent leurs ressources aux fins auxquelles elles sont destinées, conformément à la loi et à leurs statuts. L'objectif de cet organe de contrôle est de contribuer à l'amélioration de la qualité de l'enseignement supérieur en collaborant, avec les autres organes du Système d'assurance qualité de l'enseignement supérieur, à l'amélioration de la transparence et de la confiance des personnes et des citoyens dans le système, tout en préservant la confiance de la société dans les différents établissements d'enseignement supérieur du pays.

⁵ Le Conseil des Recteurs des universités chiliennes (CRUCH) a été créé le 14 août 1954, conformément aux dispositions de la loi n° 11.575, article 36, lettre c, qui définit le CRUCH comme un organe de coordination du travail universitaire de la nation. Il a également pour mission d'améliorer les performances et la qualité de l'enseignement universitaire par un travail proactif. Le CRUCH regroupe les universités d'État et certaines universités privées.

un vice-rectorat directement associé à ces procédures. Même situation pour les universités privées, dont aucune n'avait un vice-rectorat avec cette association ; mais on observe une évolution considérable en 2019, quand 8 d'entre elles y sont affectées, ce qui montre l'importance de la gestion de la qualité universitaire.

Les résultats de l'analyse de la totalité des organigrammes 2019 ont un haut niveau de correspondance avec ceux de l'exercice comparatif 2008–2009 et 2019. Alors que les universités d'état concentrent les unités de qualité au niveau du staff de Rectorat (61%) et de dépendance de Vice-rectorat (27,8%), les institutions privées du CRUCH les distribuent de façon plus homogène entre staff de Rectorat (44,4%), unité de Vice-rectorat (22,2%) et autre dépendance (33,3%). Les universités privées n'appartenant pas au CRUCH, les concentrent au niveau de Vice-rectorat (47,6%) et staff de Rectorat (42,9%) (Fernández & Ramos, 2020).

2. Méthodologie

L'objectif de ce travail est de caractère quantitatif, avec des aspects exploratoires, de relation et prédictifs, considérant un échantillonnage de 56 institutions d'enseignement supérieur chiliennes, cataloguées comme universités, et leurs indicateurs respectifs publiés entre 2017 et 2021 par le SIES. En principe, la base d'analyse s'étend de 2012 à 2021, mais en raison du changement dans l'opérativité de certaines institutions, les IES avec information en vigueur en 2021 ont été considérées.

Les indicateurs viennent du document annuel sur les institutions publié par le SIES et le Conseil National d'Enseignement (CNED). On y trouve l'information suivante :

1. Type d'université (Privée ou CRUCH).
2. Nom de l'institution.
3. Accréditation.
4. Années d'accréditation.
5. Secteurs obligatoires d'accréditation.
6. Secteurs optionnels d'accréditation.
7. Actifs courants.
8. Actifs non courants.
9. Total actifs.
10. Passif courant.
11. Passif non courant.
12. Patrimoine total.
13. Total passifs et patrimoine.
14. Revenus de l'opération.
15. Coûts et frais de l'opération.

16. Autres gains ou pertes.
17. Résultat financier.
18. Résultat de l'exercice.
19. Inscription premier cycle.
20. Rétention première année.
21. Rétention deuxième année.
22. Moyenne NEM.
23. Moyenne PSU.
24. Diplômés deuxième cycle.
25. Indice de durée.
26. Inscription troisième cycle.
27. Diplômés troisième cycle.
28. N° JCE doctorat.
29. N° JCE Master.
30. N° JCE Spécialité médicale et odontologique.
31. N° JCE Professionnels et diplômés.
32. N° JCE Techniciens.
33. N° JCE Sans diplôme ou titre.
34. Total JCE.
35. Etudiants / JCE.
36. % JCE avec Doctorat.
37. % JCE avec Master.
38. % JCE avec Spécialité médicale et odontologique.
39. % Diplômés 3° cycle.
40. % JCE avec titre professionnel et licenciés.
41. % JCE avec titre technique.
42. % JCE sans diplôme ou titre.
43. m² construits.
44. m² construits pondérés.
45. N° de volumens de bibliothèque.
46. N° de laboratoires.
47. m² construits laboratoires et ateliers.
48. N° d'ordinateurs.
49. m² construits par étudiant.
50. Volumes par étudiant.
51. Ordinateurs par étudiant.
52. m² construits bibliothèque.
53. m² espaces verts et détente

3. Analyse exploratoire

Il est évident que les universités du Conseil des Recteurs ont plus d'années dans leurs périodes d'accréditation, ce qui montre l'intérêt de l'organisme pour la solidité des cycles de qualité de leurs institutions comme le montre le tableau 1.

Tableau 1. Moyenne d'années d'accréditation par type d'universités

Moyenne d'années d'accréditation	2017	2018	2019	2020	2021	Total
Universités Cruch	5,00	5,04	5,11	5,14	5,25	5,11
Universités Privées	3,35	3,35	3,24	3,30	3,55	3,36
Total	4,21	4,23	4,29	4,38	4,54	4,33

Source : élaboration des auteurs avec des données du SIES.

La rétention de première année, d'autre part, révèle une intéressante ségrégation entre les périodes d'accréditation des institutions d'enseignement supérieur, ce qui suggère une analyse pour vérifier si c'est un prédicteur significatif dans les périodes d'accréditation (figure 2).

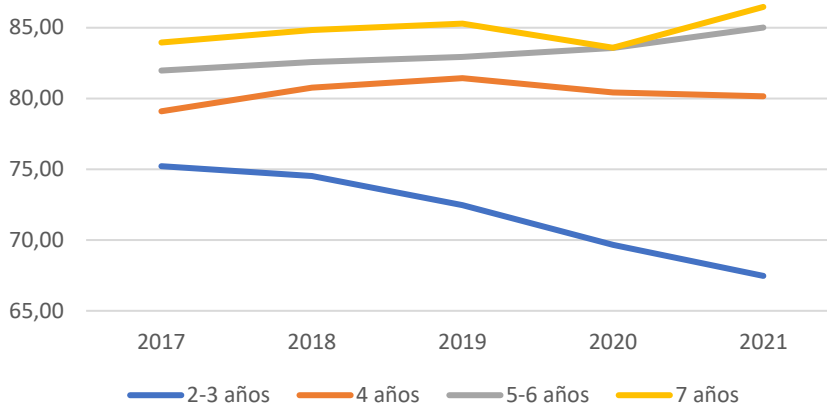


Figure 2. Rétention 1° année par portion

Source : élaboration des auteurs.

Quant à la quantité d'étudiants en JCE, elle révèle une relation inverse aux années d'accréditation des institutions d'enseignement supérieur, rappelant qu'à mesure que l'indicateur diminue, on note un meilleur investissement académique de l'institution à l'égard des étudiants. La quantité d'étudiants en JCE doctorat présente

une incidence encore plus grande, vu que la brèche pour les institutions avec 4 ans d'accréditation est beaucoup plus grande pour celles en ayant 5, 6 et 7 ans de, ce qui suggère que l'engagement académique total des docteurs à l'égard de leurs étudiants, est plus important dans les processus d'accréditation que l'engagement JCE total de l'institution (figure 3).

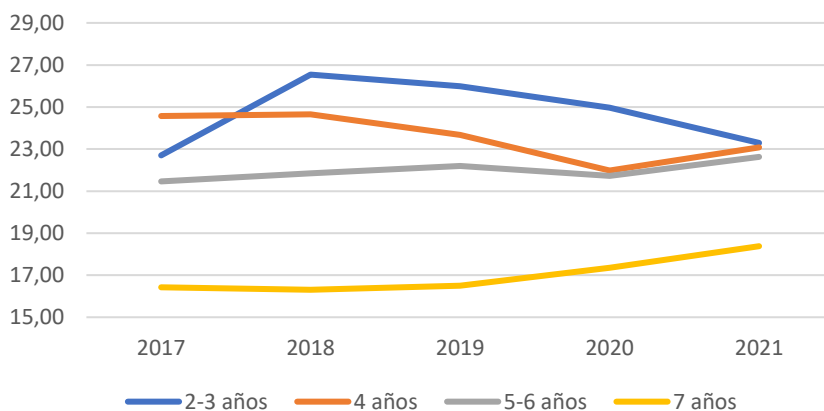


Figure 3. Etudiants/JCE

Source : élaboration des auteurs avec des données du SIES.

Les mètres carrés construits par étudiant ne sont pas révélateurs, vu que les universités de deux et trois ans d'accréditation ont de meilleurs indicateurs que les institutions de quatre, cinq et six ans ; il ne s'agit donc pas d'un indicateur essentiel au moment d'accréditer les institutions. Mais il est très important de signaler que les universités d'excellence (7 ans d'accréditation institutionnelle) présentent un indicateur plus élevé que les autres, ce qui montre que pour être une université cataloguée dans cet indicateur il faut destiner une grande quantité de ressources aux espaces construits pour les bons résultats des étudiants (tableau 2).

Tableau 2. Mètres carrés construits par étudiant

Moyenne de m ² construits par étudiant	2-3 années	4 années	5-6 années	7 années	Total general
2017	9,48	7,75	9,35	13,69	9,22
2018	8,73	7,66	9,27	14,06	9,21
2019	10,36	8,07	8,91	13,97	9,07
2020	9,88	8,41	8,77	12,94	9,32
2021	8,28	8,81	9,26	13,24	10,07
Total général	9,42	8,14	9,11	13,52	9,37

Source : élaboration des auteurs avec des données du SIES.

4. Méthodologie statistique

Pour l'analyse statistique, nous évaluerons l'ajustement d'un modèle de régression linéaire multiple, qui permet de créer un modèle linéaire où la valeur de la variable dépendante ou réponse (Y , ici, les années d'accréditation d'une institution) se détermine à partir d'un ensemble de variables indépendantes appelées prédicteurs x_1, x_2, x_3, \dots . Les modèles de régression multiple peuvent s'employer pour prédire la valeur de la variable dépendante ou pour évaluer l'influence des prédicteurs sur elle (cela doit s'analyser avec précaution pour ne pas malinterpréter le rapport cause-effet).

Les modèles linéaires multiples suivent cette formule :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_j x_j + \epsilon$$

où ϵ est les résidus et β les coefficients estimés de l'effet marginal entre chaque x et y .

Pour aborder l'objectif de cette recherche, nous avons utilisé la méthodologie de sélection *stepwise* pour créer un modèle final avec des prédicteurs significatifs et ordonnés selon l'importance ou influence dans la modélisation de la variable dépendante.

Pour la construction du modèle de régression, 48 institutions sont prises en compte, avec information du SIES entre les années 2017 et 2021. Des 56 institutions mentionnées au début, nous en avons sélectionné certaines en fonction de la période d'analyse, en éliminant celles toujours en cours de fermeture et celles dont l'information est incomplète pour la période indiquée. Ainsi, l'échantillonnage de modélisation présente cette distribution, selon les années d'accréditation et la période d'analyse (tableau 3).

Tableau 3. Années d'accréditation

Années d'accréditation	2017	2018	2019	2020	2021	Total
0	4	5	5	4	3	21
2	1					1
3	6	5	4	5	4	24
4	14	14	14	14	14	70
5	15	15	15	15	16	76
6	5	6	7	6	7	31
7	3	3	3	4	4	17

Source : élaboration des auteurs avec des données du SIES.

D'autre part, nous avons sélectionné des indicateurs, selon leur importance dans le contexte actuel d'enseignement supérieur et les processus d'accréditation, en les pondérant par quantité d'étudiants ou JCE totaux, pour créer une base d'analyse

indépendante de la taille de l'institution, et ainsi aboutir à des conclusions fiables et certaines pour les prédictions, indicateurs financiers, infrastructure et attribution de diplômes.

Les variables d'analyse pour la construction du modèle sont :

1. Type d'institution.
2. Années d'accréditation.
3. Total des actifs pondérés.
4. Résultat de l'exercice pondéré.
5. Rétention de première année.
6. Rétention de deuxième année.
7. Moyenne NEM.
8. Moyenne PSU.
9. Diplômés deuxième cycle pondérés.
10. Index de durée.
11. Diplômés troisième cycle pondérés.
12. Étudiants par Journée Complète Equivalente Doctorat (JCED)
13. Étudiants par Journée Complète Equivalente Master (JCEM)
14. Étudiants par Journée Complète Equivalente (JCE) total.
15. Mètres carrés construits par étudiant.
16. Volumes de bibliothèque par étudiant.
17. Production scientifique (WOS) pondérée en JCE total.

5. Résultats et discussion

Dans la figure 4 on voit les évidences face aux hypothèses de normalité des prédicteurs avant modélisation.

Dans la figure 5 sont spécifiées les corrélations dans les variables d'intérêt et groupées selon un H-Cluster, ce qui montre trois groupes de variables corrélacionnées, ce qui pourrait suggérer la création d'un nouvel indicateur par une autre technique différente de celle-ci.

Vu la nature de l'information, nous proposons deux modèles de régression linéaire, considérant la variable d'années d'accréditation comme variable dépendante et 15 prédicteurs de la liste antérieure, en laissant hors du modèle la production scientifique.

Donc, le modèle linéaire créé que l'on voit dans la figure 6 est :

$$Y = -11,7460348 \\ + 0,0092005 \cdot \text{PSU} \\ + 0,0505050 \cdot \text{Rétention de première année}$$

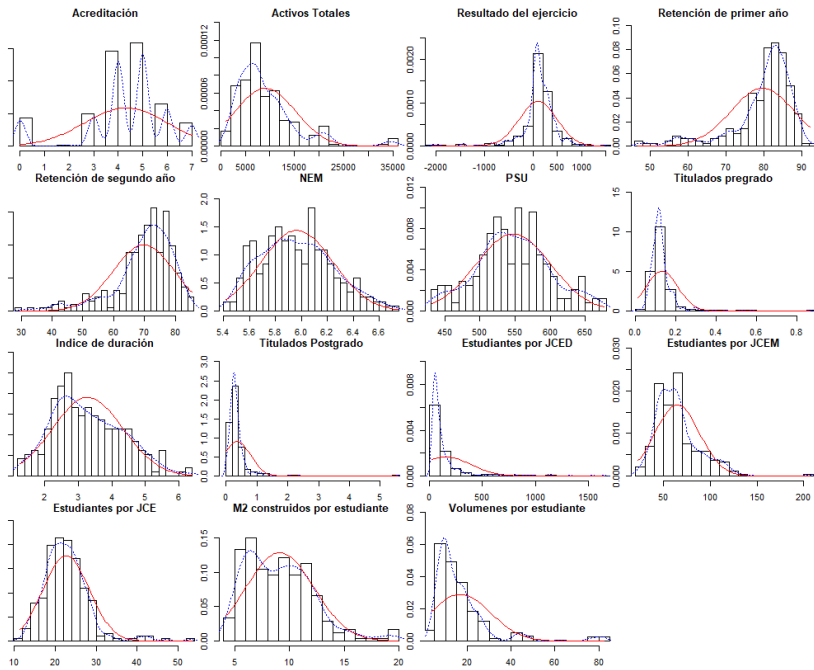


Figure 4. Prédicteurs avant modélisation

Source : élaboration des auteurs avec des données du SIES.

$$\begin{aligned}
 &+ 0,3465328 \cdot \text{Type d'institution} \\
 &+ 0,0003973 \cdot \text{Résultat de l'exercice} \\
 &- 0,0017222 \cdot \text{Étudiant en JCED} \\
 &+ 1,1819833 \cdot \text{NEM} \\
 &+ 0,0063893 \cdot \text{Étudiants en JCEM} \\
 &- 0,0453909 \cdot \text{Mètres carrés construits par étudiant}
 \end{aligned}$$

Ainsi, on peut vérifier que le modèle, ajusté selon l'échantillonnage choisi, indique que les prédicteurs mentionnés sont significatifs pour prédire le nombre d'années d'accréditation d'une institution d'enseignement supérieur, en absorbant 76.97% de la variance totale des données.

De plus, nous vérifions que pour cet échantillonnage, les prédicteurs de PSU, Rétention de première année, Type d'institution, Résultat de l'exercice, NEM et JCED affectent positivement la quantité d'années d'accréditation obtenus par l'institution. Les variables de JCEM et mètres carrés construits par étudiant affectent négativement.

D'autre part, en joignant la variable de production scientifique à l'ensemble des prédicteurs, la modélisation des années d'accréditation change substantiellement,

Variable	Abréviation	Catégorie
Années d'accréditation	V1	1
Actifs totaux pondérés	V2	1
Rétention de premier année	V4	1
Rétention de deuxième année	V5	1
NEM	V6	1
PSU	V7	1
Mètres carrés construits par étudiant	V14	1
Volumes de bibliothèque par étudiant	V15	1
Diplômés 2° cycle pondéré	V8	2
Index de durée	V9	2
Résultat de l'exercice pondéré	V3	3
Diplômés 3° cycle pondéré	V10	3
Étudiants en JCED	V11	3
Étudiants en JCEM	V12	3
Étudiants en JCED	V13	3

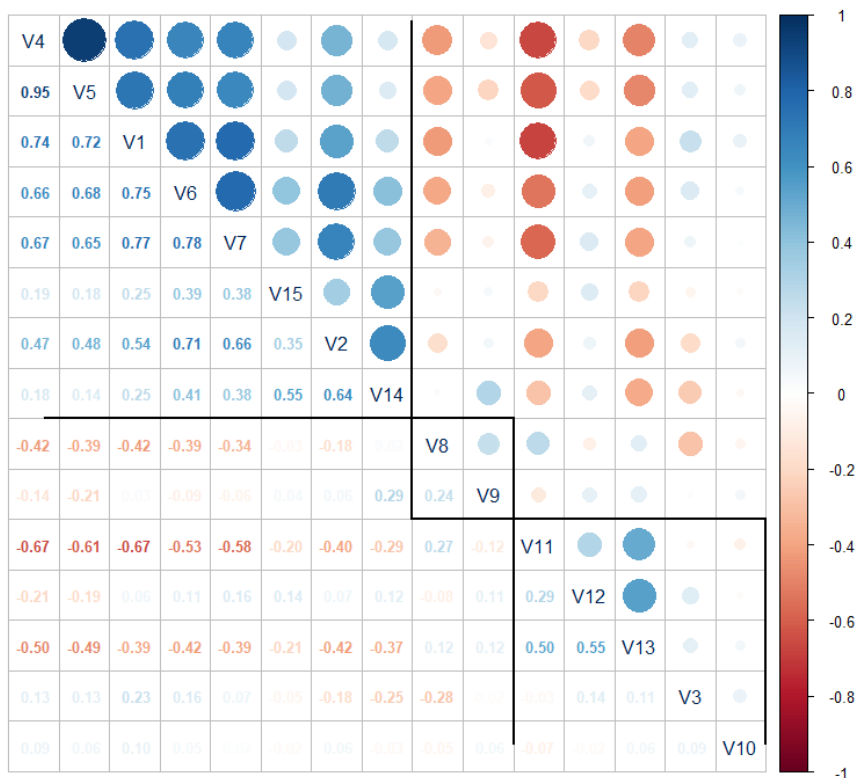


Figure 5. Corrélation de variables

Source : élaboration des auteurs avec des données du SIES.


```

Call:
lm(formula = acreditacion ~ PSU + ret_1 + tipo_inst + res_est +
    est_JCED + NEM + est_JCEM + mconstr_est, data = DF_mod)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-3.2320 -0.4858  0.0519  0.5361  2.2885

Coefficients:
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    -11.7460348   1.5267179  -7.694 0.0000000000000412 ***
PSU              0.0092005   0.0018945   4.856 0.000002204598795 ***
ret_1            0.0505050   0.0108617   4.650 0.000005590327115 ***
tipo_instUniversidades Cruch  0.3465328   0.1492037   2.323   0.021074 *
res_est          0.0003973   0.0001543   2.576   0.010627 *
est_JCED        -0.0017222   0.0003654  -4.714 0.000004207115048 ***
NEM              1.1819833   0.3480744   3.396   0.000806 ***
est_JCEM         0.0063893   0.0029799   2.144   0.033069 *
mconstr_est     -0.0453909   0.0221855  -2.046   0.041892 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.8299 on 231 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7697,    Adjusted R-squared:  0.7618
F-statistic: 96.52 on 8 and 231 DF,  p-value: < 0.00000000000000022

```

Figure 6. Validation statistique tests d'hypothèse

Source : élaboration des auteurs avec des données du SIES.

comme on le voit dans la figure 7, considérant comme significatifs 5 des 16 prédictors inclus dans la modélisation et absorbant 78,11% de la variance totale de l'information, c'est-à-dire plus d'un pour cent au-dessus du modèle antérieur.

A partir de là, le modèle créé est :

$$\begin{aligned}
 Y = & -4,8509164 \\
 & + 0,0098339 \cdot \text{PSU} \\
 & + 0,0491900 \cdot \text{Rétention de première année} \\
 & + 0,0190918 \cdot \text{Production scientifique WOS} \\
 & - 0,0013979 \cdot \text{Étudiants en JCED} \\
 & - 0,0751174 \cdot \text{Mètres carrés construits par étudiant}
 \end{aligned}$$

Notons que les variables de PSU, Rétention de première année, Production scientifique WOS et étudiants en JCED affectent positivement la quantité d'années d'accréditation obtenus par l'institution, tandis que les variables de JCEM et mètres carrés construits par étudiant les affectent négativement.

Finalement, nous arrivons à un troisième modèle, avec le même ensemble de prédictors que l'antérieur, mais concentré sur les indicateurs 2021 des institutions d'enseignement supérieur. Dans la figure 8 nous vérifions que le modèle créé est :

$$\begin{aligned}
 Y = & -7,3621722 \\
 & + 1,1125310 \cdot \text{NEM}
 \end{aligned}$$

```

Call:
lm(formula = acreditacion ~ PSU + ret_1 + inv_WOS + est_JCED +
    mconstr_est, data = DF2_mod)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-2.98881 -0.46041  0.02655  0.54720  1.99138

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -4.8509164   0.9012490  -5.382 0.00000017830963777 ***
PSU           0.0098339   0.0015515   6.338 0.00000000118176281 ***
ret_1         0.0491900   0.0096832   5.080 0.00000077154852086 ***
inv_WOS       0.0190918   0.0022678   8.419 0.00000000000000383 ***
est_JCED     -0.0013979   0.0003086  -4.529 0.00000943035433046 ***
mconstr_est  -0.0751174   0.0195435  -3.844 0.000156 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.8041 on 234 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7811,    Adjusted R-squared:  0.7764
F-statistic: 167 on 5 and 234 DF,  p-value: < 0.00000000000000022

```

Figure 7. Validation statistique tests d'hypothèse

Source : élaboration des auteurs avec des données du SIES.

$$\begin{aligned}
 & - 0,0010891 \cdot \text{Résultat de l'exercice} \\
 & + 0,0633455 \cdot \text{Rétention de deuxième année} \\
 & + 0,0147117 \cdot \text{Production scientifique WOS}
 \end{aligned}$$

```

Call:
lm(formula = acreditacion ~ NEM + res_est + ret_2 + inv_WOS,
    data = DF3_mod)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-2.1596 -0.4049 -0.0386  0.4204  1.9059

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -7.3621722   4.1470613  -1.775 0.082931 .
NEM           1.1125310   0.8142790   1.366 0.178955
res_est      -0.0010891   0.0003356  -3.245 0.002277 **
ret_2         0.0633455   0.0172433   3.674 0.000658 ***
inv_WOS       0.0147117   0.0047117   3.122 0.003204 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.7883 on 43 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7734,    Adjusted R-squared:  0.7523
F-statistic: 36.69 on 4 and 43 DF,  p-value: 0.0000000000002423

```

Figure 8. Validation statistique tests d'hypothèse

Source : élaboration des auteurs avec des données du SIES.

Modèle qui absorbe 77,34% de la variance totale de l'information, donc utile pour la prédiction des années d'accréditation d'une institution d'enseignement supérieur.

Il faut signaler que les coefficients décrits dans les modèles antérieurs ne sont pas directement interprétables sur la magnitude dans laquelle ils affectent l'accréditation des institutions. Ceci étant dû au fait que les valeurs nettes de ces prédicteurs ont été convertis pour ne pas être dépendants de la taille de l'institution, basés sur la quantité d'étudiants ou l'investissement académique total de chaque université.

Conclusion

Considérant l'échantillonnage représentatif des institutions d'enseignement chiliennes, avec un grand nombre de prédicteurs, les modèles créés montrent de manière significative que :

- Les étudiants en JCED affectent positivement la situation d'accréditation des institutions d'enseignement supérieur, en rappelant que bas est cet indicateur, mieux est cataloguée une institution, avec un grand investissement horaire des enseignants de haut niveau formatif.
- Lorsque l'on introduit la production scientifique comme prédicteur, la quantité d'étudiants en JCED continue d'être un prédicteur important pour la modélisation, notant sa solide influence dans les processus d'accréditation des universités. En même temps, en l'introduisant dans la modélisation, les étudiants en JCEM cessent d'être un prédicteur significatif.
- Quand les prédicteurs sont considérés seulement dans le panorama 2021, on note que dans le modèle, lorsque les points PSU/PDT sont remplacés par les points NEM, donc pour l'entrée des étudiants, la situation d'accréditation se dévie, vers les institutions d'enseignement supérieur avec le plus grand intérêt pour l'admission des étudiants avec des résultats favorables dans l'enseignement secondaire, plus que sur l'examen pour le processus d'admission.

On voit ainsi que dans le panorama général, les institutions d'enseignement supérieur doivent maintenir leur concentration et leur destination de ressources financières sur la qualité académique, en privilégiant les professeurs et chercheurs de plus haut niveau de formation et en stimulant leur production scientifique individuelle, pas seulement collective, en se rappelant qu'il s'agit d'un prédicteur très significatif dans le processus de sélection de modèles et qui a été considéré conjointement à l'investissement JCE total de l'institution. Il n'est donc pas suffisant qu'une institution produise un grand volume de publications scientifiques, il faut aussi que son corps enseignant publie de productions individuelles de haut niveau.

Il faut aussi considérer le fait que le type d'institution (privée ou CRUCH) n'est significatif que dans le processus de construction du premier modèle bénéficiant aux universités CRUCH ; lorsque l'on ajoute la production scientifique aux prédicteurs, cela se déplace complètement vu que la différence entre l'indice de production des universités privées est très inférieur aux universités CRUCH. Cela pourrait résulter de leur ancienneté et révèle aussi que le Conseil des Recteurs se concentre sur le fait que la production scientifique est un indicateur essentiel pour améliorer la qualité de l'enseignement supérieur du pays.

References

- Castellanos, R., Sorhegui, R., Vergara, A., & Macias, T. (2020). *Universidad en la Sociedad del conocimiento (University in the Knowledge Society)*. VIII Congreso Científico Internacional "Tecnología, Universidad y Sociedad", pp. 531–540. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3866310>
- Comisión Nacional de Acreditación-Chile (2022). *Criterios y estándares de calidad para la acreditación institucional y de programas*. <https://www.cnachile.cl/noticias/SiteAssets/Paginas/Forms/AllItems/INTRODUCCI%c3%93N%20A%20LOS%20CRITERIOS%20Y%20EST%c3%81NDARES%20DE%20CALIDAD%20DE%20LA%20EDUCACI%c3%93N.pdf>
- Fernández, E., & Ramos, C. (2020). Acreditación y desarrollo de capacidades organizacionales en las universidades Chilenas. *Revista Calidad en la Educación*, 53, 219–251. <https://doi.org/10.31619/caedu.n53.854>
- Fleet, N., Pedraja, L., & Rodriguez, E. (2014). Acreditación institucional y factores de la calidad universitaria en Chile. *Interciencia. Revista de Ciencia y Tecnología de las Américas*, 39(7), 450–457. <https://www.interciencia.net/wp-content/uploads/2017/11/450-FLEET-82.pdf>
- Gallifa, J., & Sangrà, A. (Eds.). (2021). *Transformar la universidad: Desafíos, oportunidades y propuestas desde una mirada global*. Editorial UOC.
- García-Peñalvo, F. J. (2020). La sociedad del conocimiento y sus implicaciones en la formación universitaria docente. In G. Toledo (Ed.), *Políticas, Universidad e Innovación: Retos y perspectivas* (pp. 133–155). Bosch.
- Martínez, E., & Sjöberg, Ó. (2020). Determinación de variables y dimensiones claves para el aseguramiento de la calidad y su impacto en la acreditación de universidades chilenas. *Espacios*, 41(11). <https://www.revistaespacios.com/a20v41n11/a20v41n11p20.pdf>
- Ruff, C., Ruiz, M., Matheu, A., Juica, P., & Anabalón, G. (2021). Efectividad de la gestión en las universidades, desde modelos de percepción de calidad de estudiantes: El modelo de la Universidad Bernardo O'Higgins. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 31, 259–279. <https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconomia.4336>

- Ruiz-Corbella, M., & López-Gómez, E. (2019). La misión de la universidad en el siglo XXI: Comprender su origen para proyectar su futuro. *Revista de la Educación Superior*, 48(189), 1–19. <https://www.scielo.org.mx/pdf/resu/v48n189/0185-2760-resu-48-189-1.pdf>
- Sverdlick, I. (2019). Inclusión educativa y derecho a la educación: La disputa de los sentidos. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 27(26), 1–24. <https://doi.org/10.14507/epaa.27.3197>

CONCURRENCE DANS LA DISTRIBUTION AU DÉTAIL DE COMBUSTIBLES LIQUIDES : EXPLORATION DE LA DIMENSION SPATIALE

Competition in the retail distribution of liquid fuels : Exploring the spatial dimension

Pedro CASTILLO¹

Université du Chili – Chili
Programme de Master en Économie Appliquée
pcastillonunez@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0004-2079-8344>

Abstract : This work aims to study the level of spatial competition among the existing gas stations in the retail distribution market of liquid fuels, based on the comparative analysis of their geospatial positioning and their influence and price variations in the national market. In the case of Chile, the industry is characterized by a high concentration in the number of suppliers and vertical integration with the wholesale distribution, transportation and storage segments, which makes the competitive analysis important. In addition, there is a great differentiation of products in terms of geographical location, which makes spatial analysis essential. Thus, we first analyzed the impact of the number of nearby stations, the same network, and a rival or independent network. The results are configured according to two approaches. The first one concludes that the numerical results are consistent in the price dynamics and territorial positioning of the stations, as it appears that independent stations have a negative effect on the price level within a 20-minute radius, with an average network-action of 0.19%. Likewise, there is a greater impact on the distribution of 93-octane gasoline and diesel than on 97-octane gasoline, as the diesel and 93-octane segments are the most competitive in the industry, and in the context where independent stations participate the most. In the second model, the results show the dominant role of the Copec company : this network has the greatest negative influence on the price level of its rivals. As in the first model, the results vary by fuel type, with the role of the 97-octane gasoline networks being the most important. Results are heterogeneous at the regional level, higher in densely populated geographic areas compared to southern areas and far from major urban centers.

Keywords : retail fuel distribution, linear regression analysis, geospatial dimension, marketing.

¹ Diagonal Paraguay 257, 8330015, Santiago, Région métropolitaine, Chile.

Résumé : Ce travail vise à étudier le niveau de concurrence spatiale entre les stations-services existant sur le marché de distribution au détail des combustibles liquides, à partir de l'analyse comparée de leur positionnement géospatial et de leur influence et variations de prix sur le marché national. Dans le cas du Chili, l'industrie se caractérise par sa forte concentration en nombre de fournisseurs et intégration verticale avec les segments de distribution de gros, transport et stockage, d'où l'importance de l'analyse en matière de concurrence. De plus, il existe une grande différenciation des produits en termes de localisation géographique, ce qui rend l'analyse spatiale essentielle. Ainsi, nous avons analysé en premier lieu l'impact du nombre de stations proches, du même réseau, et d'un réseau rival ou indépendants. Les résultats sont configurés selon deux approches. La première conclut que les résultats numériques sont consistants dans la dynamique des prix et le positionnement territorial des stations, car il apparaît que les stations indépendantes ont un effet négatif sur le niveau de prix dans un rayon de 20 minutes, avec un réseau-action moyen de 0,19%. De même, on note un impact supérieur sur la distribution d'essence de 93 octanes et le Diesel que de l'essence de 97 octanes, car les segments de Diesel et 93 octanes sont les plus compétitifs de l'industrie, et dans le contexte où les stations indépendantes participent le plus. Dans la deuxième, les résultats montrent le rôle dominant de l'entreprise Copec : ce réseau est celui de plus grande influence négative sur le niveau des prix de ses rivales. Comme dans le premier modèle, les résultats varient par type de combustible, le rôle des réseaux d'essence de 97 octanes étant le plus important. Les résultats sont hétérogènes au niveau régional, plus élevés dans les zones géographiques densément peuplées par rapport aux zones australes et éloignées des principaux centres urbains.

Mots-clés : distribution au détail des combustibles, analyse de régression linéaire, dimension géospatiale, marketing.

JEL classification : Q31, Q32.

Introduction

En 2011, l'entreprise Shell tenta d'acquérir Terpel, le quatrième agent du marché national, acquisition qui visait à augmenter sa participation dans les points de vente nationaux, contrôlant avec Copec (entreprise leader sur le marché) 73% du total national. Cette opération fut rejetée par le Tribunal de Défense de la Libre Concurrence (TDLC), pour attenter directement à la concurrence du secteur, en particulier dans les territoires où le nouveau réseau Shell dépasserait les seuils de concentration définis par le Parquet National Economique dans son Guide sur les Opérations de Concentration.

L'existence et le comportement des grandes entreprises dans la distribution des combustibles au Chili susciterent l'intérêt pour l'étude du degré de concurrence existant dans le secteur ; en effet, il se produit un phénomène que beaucoup d'observateurs considèrent contradictoire : la forte concentration de marché caractérisant

les stations-service (Copec, Shell et Petrobras maintiennent 90% des stations) n'est pas forcément synonyme de manque de concurrence.

Le marché local dépend de l'existence, ou absence, de barrières d'entrée et du degré de substitution des produits commercialisés. Ce travail vise donc à étudier le degré de concurrence dans le segment de distribution de combustibles liquides au Chili, se penchant sur le rôle des stations n'appartenant pas à de grandes chaînes, *indépendantes*, « sans drapeau » ou « avec drapeau blanc » et l'impact de la localisation d'un réseau précis sur ses rivales.

L'analyse de la concurrence dans le secteur peut être abordée de manières variées, comme le montre la littérature nationale et internationale. Parmi les approches empiriques habituellement utilisées se trouvent l'étude de l'asymétrie dans l'ajustement des prix, l'impact du pouvoir de marché sur la concurrence, l'entrée et sortie des entreprises et le rôle de firmes de moindre taille dans le comportement des grandes chaînes. Cette recherche, d'une part, se centre sur ce dernier point, et d'autre part, utilise les notions de réseaux, théorie de graphiques et analyse de clusters pour identifier les effets attribuables à la concurrence entre grandes marques, vues comme une seule entité.

Notre motivation principale est d'apporter une nouvelle étude de la concurrence dans un secteur de hauts niveaux de concentration. Cette recherche est pionnière dans la construction de mesure de distances dans le temps pour les utiliser dans l'analyse spatiale, complétée par des variables caractéristiques des stations et de leur localisation. De plus, elle permet d'inclure l'analyse de réseaux et l'utilisation d'éléments cartographiques dans la recherche empirique en économie, pour inspirer des travaux futurs et apporter un point de vue pouvant s'appliquer aux divers marchés caractérisés par une structure similaire à celle des carburants.

La littérature existante est vaste et se base sur diverses techniques économétriques, soulignant l'usage de modèles structuraux et en forme réduite. Dans le cas du Chili, les études se centrent sur la caractérisation de l'industrie, du point de vue des agents qui la composent et de leur organisation, et l'analyse empirique en matière de concurrence. Considérant les caractéristiques de notre recherche, l'attention se concentre sur cette deuxième catégorie. Cette analyse se penche sur les asymétries entre la flambée des prix et leur baisse très lente, théorie qui indique que lorsque le prix du marché de gros monte, cela se traduit rapidement par une augmentation du prix au détail, tandis que lorsque le prix de gros baisse, l'ajustement des prix décidé par les distributeurs est plus lent (Balmaceda & Soruco, 2005, 2008). Les auteurs étudiant ce thème pour le Chili ont utilisé l'information disponible sur les prix de gros et au détail. Les conclusions des travaux révèlent une asymétrie sur l'ajustement des prix, qui s'accroît entre les stations appartenant aux grandes chaînes et celles avec les marges les plus hautes.

D'autres auteurs ont réalisé une analyse similaire, mais distinguant les essences de 97 y 93 octanes, où la première est de meilleure qualité et plus chère (Cerpa,

2013). L'étude indique qu'il n'y a pas d'asymétrie d'ajustement dans l'essence de 93, mais le problème existe dans celle de plus haut indice d'octane, en raison de coûts plus élevés de recherche du segment que consomme ce type d'essence. De plus, des caractéristiques des stations, comme les boutiques, toilettes ou modes de paiement, favorisent la flambée des prix et leur baisse lente, et d'autres diminuent la concurrence dans le secteur.

D'autres études portent sur l'impact des impôts sur la définition des prix aux consommateurs (Agostini, 2012) et dans leur dispersion (Galdames, 2009), trouvant des taux de transfert supérieurs à 100% – impôt appliqué aux consommateurs à 1 : 1 – et une dispersion des prix inférieure quand il existe une fréquence d'usage majeure et des coûts de recherche plus élevés. D'autres, comme Gómez-Lobo et al. (2006) se penchent sur les déterminants des marges de chaque station, qui diffèrent entre les stations d'une même compagnie y les rivales, trouvant un effet d'échelle associé à la taille du marché où se situe la station. L'auteur indique aussi que la présence de rivales indépendantes diminue les marges dans les stations de marque, une des hypothèses à la base de notre travail.

Au niveau international, la recherche est plus profonde et variée, avec des études sur les sujets mentionnés, ainsi que l'application de nouvelles méthodologies économétriques et des éléments venant d'autres disciplines, comme le géoréférencement et autres notions de concurrence spatiale.

Avec le géoréférencement, Jiménez et Perdiguero étudient l'impact des stations indépendantes sur la concurrence dans les Iles Canaries, Espagne, trouvant que la présence d'une station de ce type dans un rayon de 0,5 milles (0,8 kilomètres) réduit les prix au détail et améliore la rapidité d'ajustement des prix des stations de marque (Jiménez & Perdiguero, 2012). Suivant des méthodologies similaires, Van Meerbeeck (2003) et Pennerstorfer (2009) concluent que la présence de stations indépendantes favorise la concurrence, surtout dans l'impact sur les prix au détail. Les prix au détail diminuent en raison des prix inférieurs qu'offrent les stations indépendantes, qui oblige les stations de marque à suivre et tenter de différencier leur produit. Pennerstorfer (2009) signale ce facteur, qu'il mesure par le biais de services additionnels à la provision de combustible, avec un mécanisme qui réduit la concurrence en prix, permettant aux stations de marque d'offrir une image de meilleur qualité. Quant à Bello Pintado et Contín-Pilart (2010), par une équation de prix similaire à celle de ce travail, ils tentent d'expliquer le niveau des prix par des facteurs de localisation (distance des rivaux, zone géographique, entre autres) et facteurs de différenciation, parmi lesquels les services additionnels mentionnés, concluant que dans les secteurs des stations indépendantes les prix sont nettement inférieurs. Mais ils observent aussi qu'à mesure que le nombre de stations indépendantes proches (rayon de 2 kilomètres) augmente, les prix le font aussi, et donc la seule présence de stations indépendantes ne garantit pas des prix inférieurs pour les consommateurs.

Houde (2012) utilise aussi la localisation dans sa recherche sur l'impact des fusions sur le marché des essences canadiennes, estimant un modèle de concurrence spatiale. L'information dont il dispose, comme la localisation des clients, lui permet d'estimer un modèle de demande structurale qui ajoute les déplacements des consommateurs dans les variables à considérer pour la décision d'achat. Il conclut que le type de rue où se trouve la station sa direction influence la sélection, ce qui permet de considérer le déplacement nécessaire (distance effective) plus que la distance géographique entre deux points comme le facteur déterminant de la localisation de stations.

Sur d'autres points comme la dispersion des prix et leur flambée suivie d'une baisse lente, la littérature internationale est variée ; il faut détacher les travaux de Borenstein et al. (1997) et Hofstetter et Tovar (2008) qui concordent avec les textes nationaux, confirmant l'ajustement lent des prix pour les diminutions de coûts, l'homogénéité des prix dans les secteurs (conforme à un scénario de concurrence, mais aussi collusif), le comportement moins compétitif des stations de marque par rapport aux indépendantes et la répercussion des augmentations sur les consommateurs.

Ce travail adopte certaines des informations exposées antérieurement. L'analyse se centre sur la localisation des stations, mais les mesures de distance utilisées sont par exemple le temps de déplacement effectif (calculées par Google Maps) d'un point à l'autre, et non la distance géographique. Ces mesures permettent de mieux évaluer la décision des consommateurs, qui optent pour une station ou l'autre selon le déplacement effectif jusqu'à elle. Le temps de déplacement nécessaire est plus précis que la distance géographique, qui ne considère pas la direction des rues ni d'autres éléments qui rendent difficile le déplacement direct entre deux points.

1. Méthodologie

Ceci est le premier travail qui établit des mesures de temps entre toutes les stations-service géo-référencées, utilisant la variation géographique et de propriété dans les données pour le Chili. La première partie de l'analyse se base sur une géo-référenciation de la totalité des stations puis mesure l'impact de la concurrence au niveau individuel, surtout pour les stations indépendantes et utilisant les prix comme principal outil de concurrence, tandis que la deuxième approximation vise à évaluer l'effet sur les prix de la proximité des concurrents, au niveau communal et régional.

L'estimation est faite selon la méthode de régression linéaire avec des données de panel et des observations au niveau hebdomadaire pour les différentes stations-service. De plus, les estimations couvrent le sous-échantillons des communes. L'analyse faite ici se base sur des micro-données de la Commission Nationale d'Énergie (CNE) et des informations de caractérisation communale et régionale

de sources diverses, comme l'Institut National de Statistiques et la Banque Centrale du Chili. La source principale vient de la CNE, avec des informations au niveau des stations pour chaque actualisation de prix. La période d'étude va de 2012 au premier semestre 2016, avec information résumée au niveau hebdomadaire pour chaque station, car en général, les prix se définissent les jeudis pour le reste de la semaine. Certaines variables de la CNE sont les prix de distribution au détail, le prix de gros, la marque de la station, sa localisation géoréférencée et les services additionnels qu'elle offre – alternatives de modes de paiement, toilettes, boutiques, etc. (tableau 1).

Tableau 1. Stations-services par marque et année

Marque	2012	2013	2014	2015	2016
Copec	608	621	628	638	641
Shell	398	497	459	468	470
Petrobras	255	258	272	278	279
Terpel	80	0	0	0	0
Indépendantes	154	188	245	261	258
Total	1495	1564	1604	1645	1648
Semaines	52	52	52	52	29

Source : Commission Nationale d'Énergie (CNE) – Chili.

En complément de l'information de la CNE ont été ajoutées les caractéristiques des communes et/ou régions de chaque station. Ainsi, pour chaque station, l'impôt payé par type de combustible, l'Indice des Prix au Consommateur (IPC), l'Indice des Coûts de Transport (ICT), la population au niveau communal et régional, le Parque Véhiculaire Automobile par région, la valeur moyenne du dollar hebdomadaire et le Produit Intérieur Brut (PIB) au niveau régional.

La principale variable d'intérêt dans le travail est le niveau des prix de chaque station et leur réponse à la présence de stations indépendantes, et le comportement des rivales. Les types de combustibles considérés sont l'essence de 93 et 97 octanes, ainsi que le Diesel. Malgré le considérable niveau de ventes, on omet dans l'analyse l'essence de 95 octanes, car dans la pratique elle s'obtient par un mélange de celles de 93 et 97 octanes, le volume de ventes étant nécessaire pour estimer son coût unitaire par litre. Considérant cela, on observe que les stations indépendantes sont, en moyenne, meilleur marché que celles appartenant à un réseau, jusqu'à 16 et 18 pesos de moins, selon le type de combustible analysé. De plus, on observe que, indépendamment de l'appartenance à un réseau, les marges, estimées comme la différence entre le prix de vente et le prix d'achat à l'ENAP, sont supérieures pour l'essence de 97 octanes, ce qui va avec la pertinence des coûts de recherche indiqués dans la bibliographie. On note aussi que les stations indépendantes présentent des marges inférieures dans tous les combustibles étudiés.

1.1. Modèle

Le modèle vise à estimer l'impact des stations proches dans la détermination du prix de vente au détail pour chaque station. L'effet analysé est divisé en deux parties : d'abord le rôle de chaque station rivale dans la détermination du prix des autres, au niveau individuel, et considérant les rayons indiqués dans la section antérieure, ensuite l'impact sur les prix d'un réseau rival, considérant l'ensemble des stations.

1.2. Première approximation

La première approche se penche sur l'impact du nombre de stations rivales, NR , propres, NP , ou indépendantes, NB , sur le prix de chaque combustible j , dans la station de service i durant la semaine t . Pour mesurer cet impact, NR , NP y NB est pris en compte dans plusieurs rayons de temps d . La régression estimée dans cette première étape est la suivante :

$$\ln(p_{ijt}) = \rho \ln(c_{ijt}) + \lambda' X_{ijt} + \sum_d^D (\alpha_d NR_{itd} + \beta_d NP_{itd} + \gamma_d NB_{itd}) + \epsilon_{ijt}$$

Le vecteur X_{ijt} inclut des caractéristiques de la station et de la commune ou région, parmi lesquelles les services additionnels de la station, l'infrastructure et les variables de l'industrie automobile de la région, indiquées plus haut. Dans le vecteur des caractéristiques X_{ijt} se trouve une variable dichotomique, D_{blanca} , 1 si la station n'a pas de marque et 0 dans le cas contraire (Copec, Shell, Petrobras ou Terpel). Finalement, c_{ijt} représente le prix de gros auquel la station i acquiert le litre de combustible j pour la période t . La majorité des variables distinctives de chaque marque ne changent pas dans le temps, à l'inverse à la propriété de la station, surtout après l'épisode Shell-Terpel.

Le paramètre peut s'interpréter comme l'élasticité entre les prix de gros et de détail ou comme le coefficient de transfert, fluctuant entre 0 et 1. Lorsqu'il s'approche de 1, cela veut dire que les changements de prix que fixe l'ENAP se répercutent totalement sur les consommateurs, montrant un pouvoir de marché des firmes inférieur, et s'il s'approche de 0, le transfert est inférieur et les entreprises ont un pouvoir de marché, ce qui va de pair avec une demande plus inélastique. Considérant les caractéristiques de chaque marché et ses consommateurs, ce paramètre devrait être inférieur pour l'essence de 97 octanes, moyen pour celle de 93 octanes et supérieur pour le Diesel, car dans ce segment les marges sont inférieures, et vu le volume de consommation, les consommateurs vont chercher un prix plus bas. Quant aux paramètres λ , ils devraient être liés de manière positive aux services additionnels de chaque station, ce qui différencie le produit et permet d'obtenir une marge supérieure, sauf pour le paramètre associé à D_{blanca} , qui devrait être négatif, car les stations indépendantes offrent des prix plus bas.

Pour les paramètres associés aux distances, les signes devraient être négatifs pour α_d , γ_d et positifs ou nuls pour β_d . Plus il y a d'entreprises rivales dans le rayon, plus la concurrence devrait être dure, et donc les prix plus bas. C'est la même chose pour les stations indépendantes, qui ont leurs prix comme principal outil de concurrence avec les points de vente d'une marque. Quant à β_d , l'impact pourrait être positif si les stations agissent comme une seule entreprise, mais cela s'atténue considérant les formes de propriété dominante (consignataires et locataires).

L'identification des paramètres se base principalement sur la variation de coupe transversale entre stations, car les caractéristiques de chaque station perdurent dans le temps. La principale source de variation temporelle vient de la fusion Shell-Terpel, qui modifie le nom des stations acquises, passant à Shell ou à une autre marque, dépendant des mesures annoncées dans le jugement du TDLC.

Les estimations seront faites à travers des Minimums Carrés Ordinaires, considérant l'échantillon comme un panel, ce qui permet d'inclure les effets fixes par station ou communes. Elles sont faites pour tout l'échantillonnage, par marque et par type de combustible, espérant que les résultats varient en fonction d'elles. Par exemple, considérant la participation sur le marché de Copec, on attend que l'impact des stations rivales et indépendantes soit inférieur à Petrobras, réseau de moindre couverture. Les résultats devraient aussi être hétérogènes entre combustibles, l'impact étant plus grand sur les combustibles meilleur marché.

1.3. Deuxième approximation

La deuxième approximation tente de capturer l'effet des stations d'une marque rivale, dans leur ensemble, sur les prix de chaque station-service. L'équation générale à estimer est :

$$\ln(p_{ijt}) = \rho \ln(c_{ijt}) + \lambda' X_{ijt} + \sum_m^M \alpha_m DIST_{imt} + \sum_d^D \gamma_d NB_{itd} + \epsilon_{ijt}$$

La variable dépendante se maintient, de même que les caractéristiques comprises dans le vecteur X_{ijt} et le prix de gros, c_{ijt} . La principale différence est l'inclusion de la variable $DIST_{imt}$, qui représente la distance de la station i au réseau rival m dans la période t , mesure qui correspond à la distance entre centroïdes (1), distance au centroïde (2) et distance de Hausdorff entre réseaux (3). $DIST_{imt}$ peut aussi représenter le quotient entre la distance au réseau et le nombre de stations qui le composent, comme indiqué plus haut. On estimera la régression antérieure en considérant les mesures de distance au niveau communal et régional. Pour la première approximation, on maintient la variable NB_{itd} , qui inclut l'impact des stations indépendantes proches, qui ne fonctionnent pas comme un réseau.

Afin de maximiser le nombre d'observations, on considérera seulement les distances de Copec, Shell et Petrobras, en omettant Terpel qui n'est inclus que dans les premières semaines de l'étude. Pour les distances entre centroïdes et Hausdorff, on obtient une valeur pour chaque région (commune), et celle-ci est égale pour chaque station du réseau dans cette unité géographique, tandis que les distances au centroïde, communal ou régional, varient entre stations du même réseau. Ainsi, l'identification des deux premiers cas est donnée par la variation de coupe transversale dans les distances entre régions ou communes et par la variation temporelle produite par la nouvelle configuration des réseaux après la fusion Shell-Terpel. Dans le cas de la distance du centroïde, l'identification est semblable, présentant une variation transversale majeure, car maintenant la distance varie dans chaque station du réseau. Pour les stations indépendantes, la distance n'est pas mesurée entre centroïdes ni de Hausdorff, mais on mesure la distance du centroïde pour les stations de marque. Cette variable se considère seulement pour l'estimation (2) pour toutes les stations. Il semble que plus la distance entre réseaux diminue, moins se réduit l'écart de prix pour stimuler la concurrence, et dans ce cas le paramètre α_m devrait être positif. Si α_m est négatif, cela veut dire que la proximité de la rivale fait augmenter le prix, ce qui révèle une faible concurrence entre les deux marques.

Les estimations couvriront tout l'échantillonnage, distinguant entre types de combustibles et marques, en espérant des résultats hétérogènes. Comme dans le cas antérieur, l'impact des distances devrait être inférieur pour Copec, et supérieur pour l'essence de 93 octanes et le Diesel. De même, dans les stations Shell et Petrobras, la distance de Copec affecte davantage que pour le contraire.

De plus, pour considérer la détermination du TDLC dans la fusion Shell-Terpel, les estimations sont faites dans les communes où se sont produits des changements exogènes dans la configuration des réseaux. L'exercice vise à identifier des différences dans l'impact des distances, en particulier au réseau Shell. De même que dans la première approximation, on contrôle les effets fixes au niveau communal et par station, en ajoutant une estimation avec des effets fixes par marque.

1.4. Impact non linéaire

Considérant l'impact non linéaire possibles des stations proches, dans la fixation des prix de chaque station, pour chaque approximation, sont inclus des estimations retirant le nombre de stations proches, incluant une variable dichotomique selon la présence de 1, 2, 3, 4 ou 5 stations dans un rayon de 0 à 5 minutes. Ces nouveaux paramètres montrent l'impact sur les prix du fait d'avoir, par exemple, 2 ou 3 stations proches, sans restreindre cette valeur de manière linéaire. L'inclusion de ces variables *dummy* au lieu du nombre de stations permet d'observer l'impact moyen de chaque quantité de stations indépendantes sur les prix des points de

vente de marque, distinguant entre impact croissant et décroissant dans le nombre d'indépendantes proches. Il faut donc espérer que l'impact soit croissant, mais avec des taux décroissants, car l'effet du passage de 2 stations proches à 1 devrait être supérieur à celui du passage de 3 à 4, toujours positif, vu qu'une plus grande densité de stations suppose un niveau de concurrence majeur.

Les nouvelles équations à estimer seront les suivantes :

– Première approximation :

$$\ln(p_{ijt}) = \rho \ln(c_{ijt}) + \lambda' X_{ijt} + \sum_d^D (\alpha_d NR_{itd} + \beta_d NP_{itd}) + \sum_{i=1}^5 (\gamma_{di} D_i) + \epsilon_{ijt}$$

– Deuxième approximation :

$$\ln(p_{ijt}) = \rho \ln(c_{ijt}) + \lambda' X_{ijt} + \sum_m^M \alpha_m DIST_{imt} + \sum_{i=1}^5 (\gamma_{di} D_i) + \epsilon_{ijt}$$

où au lieu de NB_{itd} , qui représentait le nombre absolu de stations indépendantes dans différents rayons, on introduit des variables dichotomiques selon qu'il y ait de 1 à 5 stations indépendantes proches (D_1, \dots, D_5).

2. Résultats

Les résultats par type de combustible, pour toutes les stations et marques, montrent que la concurrence, de rivales ou de stations indépendantes, est supérieure pour les combustibles de demande plus élastique. Il y a plusieurs raisons pour cela, entre autres l'incitation à l'achat d'essence de 93 octanes et au Diesel, et une plus grande présence relative des stations indépendantes dans la réserve de ces combustibles. Pour l'essence de 93 octanes, l'effet des stations indépendantes à cinq minutes augmente de jusqu'à $-0,23\%$, et celui des rivales diminue de $-0,05\%$ à $-0,02\%$, montrant que ce segment est moins compétitif que le reste de l'échantillonnage. Pour l'essence de 97 octanes on rencontre un effet inférieur des stations indépendantes, tant en magnitude qu'en couverture géographique, tandis que la présence de rivales proches présente un impact positif de $0,04\%$, d'où une moindre concurrence pour ce type de combustible sur le graphique. L'effet positif des stations rivales se dissipe au-delà de 5 minutes.

Quant au Diesel, les stations indépendantes proches ont un impact plus grand que pour l'essence de 97 octanes, mais inférieur à celle de 93, atteignant un effet de $0,2\%$ dans les premières 5 minutes, allant jusqu'à 15 minutes de distance. Pour ce combustible on observe un impact négatif des stations rivales de marque, en particulier celles entre 0 et 5 minutes où le prix diminue de $0,02\%$. Impact significatif, et plus encore considérant que le nombre de rivales de marque est supérieur

à celui d'indépendantes, l'effet par station est 10 fois inférieur à celui d'une station indépendante. De même que pour les autres combustibles et l'échantillonnage complet, les stations propres ont un effet ambigu, négatif dans les proches (jusqu'à 5 minutes) et négatif à mesure que le rayon augmente.

2.1. Résultats de la première approximation

2.1.1. Résultats par marque

Les stations « sans drapeau » n'ont pas de stations propres. Pour elles, l'impact est plus grand que pour les stations indépendantes, sur tout l'échantillonnage, tant en magnitude qu'en portée géographique, ce qui montre l'effet positif en concurrence des stations indépendantes, amplifié dans ce segment qui rivalise à travers du prix. Les stations de marque entre 0 et 5 minutes affectent aussi négativement le prix des indépendantes autour de 0,2%, effet significatif jusqu'à 20 minutes. Pour Copec, le réseau le plus grand, les stations indépendantes ont un impact négatif, mais moindre que pour l'échantillonnage complet. La présence de grandes rivales affecte positivement les prix, ce qui indique que les stations de marque ne présentent pas un risque compétitif au niveau des prix pour Copec. Il est probable que la concurrence avec les autres grandes chaînes se produise au niveau de l'attention et des services complémentaires. Les stations Copec affectent négativement les prix jusqu'à 5 minutes de distance, car les services additionnels étant similaires, le prix peut importer (tableau 2).

Pour Petrobras et Shell, les réseaux les plus petits, les résultats sont différents. Pour Petrobras, les stations indépendantes à 5 minutes ont un impact de -0,23%,

Tableau 2. Première approximation, résultats nationaux selon la marque

	(1) Copec	(2) Copec	(3) Shell	(4) Shell	(5) Petrobras	(6) Petrobras
NB_5	-0,00181***	-0,00191***	-0,00144***	-0,00192***	-0,00237***	-0,00246***
NB_10		-0,00011		-0,000974***		-0,000118
NR_5	0,000482***	0,000406***	0,000104*	0,000340***	-0,000399***	-0,000464***
NR_10		0,0000382		0,0000747**		-0,000633***
NP_5	-0,00106***	-0,00113***	-0,000948***	-0,000995***	0,000856***	0,00204***
NP_10		0,000110**		-0,000542***		0,00157***
L. enap	0,470***	0,470***	0,467***	0,466***	0,483***	0,484***
N	354858	354858	247209	247209	150740	150740
Contrôles	Si	Si	Si	Si	Si	Si
r2_a	0,962	0,962	0,961	0,961	0,962	0,962

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Estimations concernant tout l'échantillonnage. Effets fixes par commune et cluster commune-date.

Source : élaboration de l'auteur.

pour Shell il monte à 0,14%, et pour Copec à 0,18%. Les Shell sont en moyenne un peu plus chères, d'où un moindre impact des indépendantes. Les rivales influent davantage sur Petrobras pour la distance, affectant négativement jusqu'à 20 minutes, mais l'impact est moins fort que pour les indépendantes. Les autres Petrobras augmentent constamment les prix, avec une politique de prix institutionnel. Pour Shell, les stations indépendantes et propres ont un impact négatif, mais dans une moindre proportion, arrivant à -0,1%.

Pour Terpel, l'échantillonnage est réduit, on note un impact négatif des autres marques, mais pas des stations indépendantes. Lorsque Terpel existait comme réseau, les indépendantes étaient 40% de moins que dans le reste de l'échantillonnage, un impact inférieur n'est donc pas surprenant. Quant aux coefficients de transfert (coefficient de lenap, logarithme du prix de gros), les résultats suivent la théorie, supérieurs pour le Diesel (0,66) et l'essence de 93 octanes (0,45) à celle de 97 (0,30), segment de demande plus inélastique.

2.1.2. Absence de linéarité en première approximation

Suivant l'hypothèse, les estimations au niveau national montrent que la présence de 1 à 4 stations indépendantes diminue les prix des combustibles. Lorsqu'il y a une station indépendante dans les 5 minutes, les prix sont en moyenne 0,24% plus bas, effet qui monte à 0,37%, 0,43% et 0,25% s'il y a 2, 3 ou 4 stations indépendantes à cette distance, respectivement. Logiquement, plus il y a de stations indépendantes, plus l'impact sur les prix est fort, valeur qui augmente à un taux décroissant. Dans les communes sous l'effet du TDLC, l'impact d'1 station indépendante est moindre, mais quand il s'agit de 2 ou 3, il augmente sur l'échantillonnage complet, ce qui peut résulter du fait que dans ces communes la proportion de marques est supérieure, et donc pour que l'impact soit compétitif, il faut qu'il y ait aussi une plus grande concurrence entre elles.

Lorsqu'on distingue par types de combustible et marques, on observe que pour Copec la présence de 1 ou 2 stations indépendantes affecte les prix à 0,22%, passant à 0,43% quand il y en a 3. Pour Shell, l'impact d'1 ou 3 stations proches est similaire, atteignant 0,25%. Et pour Petrobras, les résultats sont plus hétérogènes, passant de -0,25% pour 1 station indépendante à -0,7% pour 4. Si l'on analyse par type de combustible, l'impact est de nouveau plus fort pour le Diesel et l'essence de 93 octanes, les deux parvenant à leur maximum quand il y a 5 distributeurs indépendants autour (tableau 3). C'est la même chose pour l'essence de 97 octanes, l'augmentation en pourcentage du passage de 1 à 5 stations étant particulièrement notable.

Si nous considérons l'hétérogénéité que présente la distribution des stations-services dans le pays, l'impact varie selon les zones géographiques. Le tableau 4 montre les résultats par macro-zones géographiques. L'impact des stations indépendantes est supérieur à celui des grandes rivales, ainsi que l'effet compétitif entre

Tableau 3. Première approximation, résultats nationaux selon les marques et combustibles

	(1) Copec	(2) Shell	(3) Petrobras	(4) Gas 93	(5) Gas 97	(6) Diesel
NR_5	0,000497***	0,000160**	-0,000385***	-0,000167***	0,000461***	-0,000313***
NP_5	-0,00107***	-0,000960***	0,000850***	-0,000129*	-0,000685***	-0,000466***
D1	-0,00222***	-0,00241***	-0,00258***	-0,00273***	-0,00148***	-0,00246***
D2	-0,00229***	-0,00251***	-0,00697***	-0,00363***	-0,00373***	-0,00349***
D3	-0,00437***	-0,00252***	-0,00347***	-0,00501***	-0,00147**	-0,00418***
D4	0	-0,00457***	-0,00697***	-0,00405***	0,00569***	-0,00244***
D5	0	0,00266	0	-0,0110***	0,0486***	-0,0112***
L. enap	0,470***	0,467***	0,484***	0,448***	0,302***	0,665***
N	354858	247209	150740	296030	256115	302254
r2_a	0,962	0,961	0,962	0,914	0,804	0,966

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Source : élaboration de l'auteur.

ces dernières. La zone de plus grand impact d'une station indépendante est la zone australe, suivie par le centre et le Nord.

Les résultats dans la zone centrale et Sud sont légèrement supérieurs aux résultats nationaux, atteignant le maximum pour 5 stations proches dans la zone centrale. Finalement, on note que le coefficient de transfert est au minimum dans la zone Nord, ce qui indique une moindre concurrence.

Considérant la disparité entre un réseau et un autre, les résultats ont été estimés pour des réseaux qui diffèrent significativement dans leur composition. Prenant en compte le nombre de stations-service par kilomètre carré, la Région de Aysén est celle de plus faible densité, avec une station pour 5166 kilomètres carrés, tandis

Tableau 4. Première approximation, résultats par macro-zone géographique

	(1) Nord	(2) Centre	(3) Sud	(4) Australe
NR_5	-0,000531***	0,000111**	0,0000498	-0,000867*
NP_5	0,000688***	-0,000424***	0,000768***	0,00721***
D1	-0,00231***	-0,00234***	0,00159***	-0,00627***
D2	-0,00313*	-0,00450***	-0,00482***	0
D3	0	-0,00356***	0,00064	0
D4	0	0,00225***	0	0
D5	0	0,00805***	0	0
L. enap	0,301***	0,555***	0,545***	0,482***
N	96465	610527	126087	21320
r2_a	0,927	0,971	0,976	0,95

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Source : élaboration de l'auteur.

que la Région de Valparaíso est celle de plus haute densité², avec une station pour 90 kilomètres carrés. Les différences sont importantes, montrant un impact très élevé à Valparaíso et un nul, et même positif, à Aysén, vu l'éloignement et la faible concentration. On note aussi des effets disparates entre les régions, montrant l'effet positif d'une station indépendante dans la IV^o région, ce qui s'explique par la faible concentration de stations et la rare présence d'indépendantes. Les effets majeurs s'observent dans les régions de plus forte densité, comme Valparaíso, Bío-Bío et la Région métropolitaine.

2.2. Résultat de la deuxième approximation

2.2.1. Résultats au niveau national

Ces estimations sont faites avec toutes les variables de contrôle contemplées dans le vecteur X. Cela inclut des effets fixes et clusters communaux, et des variables caractéristiques de chaque station qui ne changent pas dans le temps et jouent un rôle semblable à l'inclusion d'effets fixes. Chaque régression est faite considérant une mesure distincte de la distance, 12 régressions au total, qui à leur tour sont estimées pour chaque marque (Copec, Shell et Petrobras) et chaque type de combustible

Tableau 5. Deuxième approximation, résultats nationaux avec distance de communes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DC_C	0,000377***	0,000376***				
DC_S	0,0000151	0,0000149				
DC_P	0,000189*	0,000188*				
DaC_C			0,000210*	0,000209*		
DaC_S			-0,000029	-0,0000297		
DaC_P			0,0000295	0,0000274		
DH_C					0,000227***	0,000227***
DH_S					-0,000153***	-0,000154***
DH_P					0,000113*	0,000113*
NB_5	-0,000852	-0,000903	-0,00116	-0,00124	-0,00104	-0,00112
NB_10		-0,00015		-0,000219		-0,000231
L. Enap	0,527***	0,527***	0,530***	0,530***	0,520***	0,519***
N	418423	418423	452187	452187	514055	514055
r2_a	0,952	0,952	0,952	0,952	0,951	0,951
Contrôles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

On considère les effets fixes par commune et cluster commune-date.

Source : élaboration de l'auteur

² La Région métropolitaine présente la plus grande densité, mais la V^o Région est considérée car elle a une distribution plus hétérogène des stations, incluant des zones urbaines et rurales et les autoroutes.

(Diesel y essences de 93 et 97 octanes). La distance du réseau Terpel n'est pas prise en compte, car elle n'existe que pendant les premières semaines de l'expérience.

Le tableau 5 montre les résultats au niveau national avec mesures de distance au niveau communal. *DC* correspond à la distance entre centroïdes, *DaC* est la distance du centroïde et de Hausdorff.

Pour toutes les stations, la distance au réseau Copec est significative pour toutes les mesures, sauf la distance entre les centroïdes régionaux. L'impact des autres réseaux est variable, Petrobras étant significatif pour la mesure de la distance entre centroïdes communaux et Hausdorff communal et régional. L'importance est moindre dans ces cas, 90% et 95% de confiance, respectivement. En moyenne, le coefficient de transfert est de 0,52, relativement bas et dénotant une industrie peu compétitive. Dans les estimations avec mesures communales, les stations indépendantes proches ne sont pas significatives, ce qui implique que la concurrence entre réseaux pourrait être plus forte que l'impact des stations indépendantes proches. Quand on considère les mesures de distance régionales, l'importance des SB augmente, mais elle est inférieure à la première approximation.

Quand le contrôle est fait par la taille du réseau rival, l'impact des paramètres associés à Copec et les autres réseaux augmente, mais l'importance statistique est moindre, ce qui peut indiquer une plus grande dispersion produite par la distribution hétérogène des stations au niveau régional ou communal, concentrées dans quelques-unes, la distance à Copec étant l'élément important. Notons que l'impact du réseau, divisant la distance par le nombre de stations, se multiplie jusqu'à 10

Tableau 6. Deuxième approximation, résultats nationaux – quotient, distance et nombre de stations

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NDC_C	0,00169**	0,00168**				
NDC_S	-0,000237	-0,000238				
NDC_P	0,00037	0,000366				
NDaC_C			0,00118**	0,00118**		
NDaC_S			-0,000057	-0,0000606		
NDaC_P			0,000124	0,000119		
NDH_C					0,000497*	0,000498*
NDH_S					-0,000567*	-0,000568*
NDH_P					0,000177	0,000176
NB_5	-0,000913	-0,000972	-0,00109	-0,00117	-0,00101	-0,00109
NB_10		-0,000175		-0,000234		-0,000258
L. Enap	0,527***	0,526***	0,529***	0,529***	0,520***	0,520***
N	404664	404664	436863	436863	481501	481501
r2_a	0,952	0,952	0,952	0,952	0,951	0,951
Contrôles	Si	Si	Si	Si	Si	Si

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Source : élaboration de l'auteur.

pour Copec, résultat logique pour la marque avec le plus de points de vente, car les mesures de distance habituelles sous-estiment la taille du réseau, réduisant leur valeur à la position du centroïde.

La tableau 6 présente les résultats au niveau communal. La lettre *N* au début des variables dénote que les mesures de distance représentent le quotient entre la distance au réseau et son nombre de stations. Par exemple, est la distance au centroïde du réseau rival divisé par son nombre de stations.

On note que la distance au réseau Shell a un impact négatif lorsque l'on considère la distance de Hausdorff régional, effet qui cesse d'être notable lorsque l'on divise par *N*. De même que dans la première approximation, les résultats pour cette marque sont contre intuitifs.

2.2.2. Résultats par type de combustible

En observant les estimations pour chaque type de combustible, on attend des résultats différents, vu les caractéristiques de la demande. Pour l'essence de 93 octanes, les distances absolues vers les réseaux rivaux n'ont pas d'impact significatif sur les prix de chaque station, mais elles se notent pour les stations indépendantes proches, jusqu'à cinq minutes. Sur tout le réseau, les résultats se maintiennent, sans grande augmentation en magnitude. Pour ce combustible, le coefficient de transfert est proche de 0,44, le segment est donc plus compétitif que pour l'ensemble de l'industrie.

Dans le cas de l'essence de 97 octanes, qui a les plus grandes marges et où la demande est plus inélastique, on observe les signes espérés pour la distance à Copec et Petrobras, mais pas pour Shell, où le signe reste négatif. Pour la magnitude des paramètres, ce type de combustible produit un effet qui duplique le cas national, significatif à 99%. Pour Copec, chaque minute d'éloignement a un impact de 0,03% sur le prix de l'essence, concordante avec l'hypothèse du modèle. Cette valeur tourne autour de 0,08% pour la distance entre centroïdes communaux et 0,005% pour la distance entre centroïdes régionaux, ce qui est un bon signe pour le modèle, où les distances au niveau communal, inférieures, devraient être plus significatives que les régionales. Le coefficient de transfert dans l'essence de 97 octanes est de 0,30 en moyenne, indiquant un plus grand pouvoir de marché. Incluant la taille du réseau, les mesures régionales diminuent, tandis que les mesures communales, en particulier pour le réseau Copec, augmentent leur impact.

L'impact de la distance sur le réseau Copec, mesurée comme le quotient entre la distance entre centroïdes communaux et le nombre de stations Copec dans la commune, est de 0,3%, multipliant par quatre l'impact sans considérer le nombre de stations. Cette amplification de l'effet est transversale à toutes les mesures de distance communales. Pour Petrobras, considérant le nombre de stations des entreprises, le coefficient associé à la distance vers elles diminue, car, en moyenne, les

distances absolues diminuent en moindre proportion, vu que Petrobras est le plus petit réseau. Pour Shell, l'impact reste négatif et dans quelques cas insignifiant. Soulignons que, pour ce type de combustibles, les résultats soulignent que les stations indépendantes proches n'ont pas d'impact statistiquement significatif sur les prix, ce qui, vu les résultats de la première approximation, peut résulter de la plus grande importance de la concurrence entre les grandes marques de ce segment. Une grande fraction des stations indépendantes n'a pas d'essence de 97 octanes ni de services additionnels priorisés par les consommateurs de ce combustible, ce qui explique son impact mineur.

Pour le Diesel, les mesures de distance absolues n'ont pas d'impact significatif, sauf les distances aux centroïdes régionaux de Copec et Shell, mais comme pour l'essence de 93 octanes, les stations indépendantes proches ont un impact négatif et sont statistiquement significatives sur les prix, dans toutes les formulations. Pour les estimations considérant le nombre de stations, les résultats se maintiennent, indiquant que pour ce segment le réseau rival n'a pas d'impact, contrairement aux stations indépendantes. Le coefficient de transfert pour le Diesel atteint 0,66, indiquant qu'il est le segment où les firmes exercent moins de pouvoir de marché et où la demande est plus élastique.

2.2.3. Résultats par marque

Ces estimations considèrent les distances aux réseaux rivaux, incorporant toutes les variables de contrôle indiquées antérieurement et le nombre de stations indépendantes qui les entourent. Dans le cas de Copec, les distances absolues ne sont pas très importantes, sauf la distance au réseau Petrobras au niveau régional, variable ayant un effet négatif. De plus, les résultats indiquent que pour les stations Copec, au niveau national, la configuration du réseau rival dans son secteur importe peu. Cela est logique, considérant sa taille et sa catégorie de lieder dans tout le pays. Dans ces mêmes formulations, on observe que les stations indépendantes ont peu d'importance, effet qui devient significatif dans les combustibles meilleur marché, mais si l'on considère toute la fraction Copec, ce n'est pas le cas. Considérant la taille des réseaux rivaux, les résultats ne changent pas non plus.

Pour Petrobras, les résultats sont hétérogènes dans les différentes estimations. D'une part, la distance au réseau Shell a un impact positif, mesuré à travers la distance au centroïde communal et entre centroïdes, aussi communaux. La distance à Copec ne semble pas significative, sauf lorsqu'on mesure la distance au centroïde régional, où l'effet est négatif. Les stations indépendantes ont un impact négatif et significatif à 90% lorsqu'on incorpore les distances aux réseaux régionaux, ce qui indique que pour Petrobras, la concurrence proche est plus notable. En incluant les firmes rivales, les résultats se maintiennent en importance mais augmentent en magnitude. La distance au centroïde communal de Shell impactent à 0,01%

les prix des stations Petrobras, mais en divisant par N cet impact est de 0,05% par minute de distance. Comme pour les mesures absolues, la quantité de stations indépendantes à cinq minutes est significative pour les distances entre réseaux au niveau régional.

Pour le dernier réseau, Shell, les résultats sont semblables à Copec, sans valeurs significatives des distances aux réseaux rivaux quand on considère les minutes qui les séparent, ni des stations indépendantes proches. En divisant par la taille des réseaux, les résultats s'améliorent pour quelques mesures : on observe un impact de 0,01% de la distance vers Petrobras, ainsi que des distances aux centroïdes de Copec et Petrobras, de nouveau (tableau 7). De même que pour Copec, l'impact des stations indépendantes est nul pour ces formulations.

Tableau 7. Deuxième approximation, résultats nationaux avec mesures de distance communale

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DC_C	0,000374***					
DC_S	0,0000164					
DC_P	0,000187*					
DaC_C		0,000208*				
DaC_S		-0,0000275				
DaC_P		0,0000243				
DH_C			0,000230***			
DH_S			-0,000149***			
DH_P			0,000111*			
NDC_C				0,00166**		
NDC_S				-0,000234		
NDC_P				0,000358		
NDaC_C					0,00117**	
NDaC_S					-0,0000483	
NDaC_P					0,00011	
NDH_C						0,000496*
NDH_S						-0,000560*
NDH_P						0,000174
D1	-0,00101	-0,00144	-0,00131	-0,000951	-0,00133	-0,00115
D2	-0,00342	-0,00474*	-0,00364*	-0,00334	-0,00446	-0,00349
D3	-0,00405*	-0,00409	-0,00367	-0,00378	-0,00347	-0,00364
D4	-0,000184	0,00017	-0,000508	-0,000923	-0,00000159	-0,000663
D5	0,00431	0,00388	0,00466	-0,000421	0,000609	0,000693
L, enap	0,527***	0,530***	0,520***	0,527***	0,530***	0,520***
N	418423	452187	514055	404664	436863	481501
r2_a	0,952	0,952	0,951	0,952	0,952	0,951
clustvar	commune	commune	commune	commune	commune	commune

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Source : élaboration de l'auteur

De même que dans les estimations considérant le nombre absolu de stations indépendantes présentées dans le reste de cette section, on observe que l'impact compétitif des stations indépendantes se dissipe en considérant la concurrence entre réseaux comme déterminant des prix fixés par les firmes plus grandes, ce qui est illustré par les mesures communales de distance entre réseaux calculées au niveau régional. Prenant en compte la zone géographique, on observe aussi un coefficient de transfert inférieur dans la zone Nord et un effet individuel nul des stations indépendantes, sauf dans la zone Sud. Les conclusions ne varient pas non plus pour des régions en particulier.

Conclusion

Cette recherche a visé à analyser empiriquement la concurrence spatiale sur le marché au détail de combustibles liquides au Chili, secteur offrant des produits homogènes, hautement concentré et intégré verticalement, où les déplacements et coûts de recherche des consommateurs jouent un rôle important dans la sélection du fournisseur. L'idée est de déterminer l'impact des stations proches, indépendamment ou dans leur ensemble. C'est le premier travail pour établir des distances en temps entre toutes les stations-service géo-référencées, utilisant la variation géographique et de propriété dans les données. Les principales variables étaient le nombre de stations proches, distinguant entre les rivales indépendantes, rivales d'autre marque et stations du même réseau, avec les mesures de distance entre réseaux. Deux modèles pour cela, le premier considérant la quantité de stations proches à diverses distances de temps, le second incorporant les distances entre réseaux.

Les résultats confirment l'impact positif de concurrence en prix des stations indépendantes, ce qui est hétérogène dans les différents combustibles et selon les marques. La dominance de Copec se confirme dans le secteur distributeur, moins affectée par la concurrence, tandis que pour Shell et Petrobras elle diffère légèrement, montrant un moindre impact dans la première. Le modèle nous permet aussi de confirmer l'asymétrie compétitive entre combustibles, confirmant que le segment de combustibles moins chers est plus compétitif, ce qui s'explique par les caractéristiques de la demande et la plus grande relevance des stations indépendantes dans le segment. Ces résultats se maintiennent si l'on considère la présence discrète de stations indépendantes, avec un impact supérieur quand on passe d'une à cinq stations, valeurs augmentant à un taux décroissant, confirmant les hypothèses. On trouve une hétérogénéité selon les zones géographique et entre régions, ce qui s'explique surtout par la concentration de stations, l'effet augmentant à mesure que le marché est plus concentré.

La deuxième approximation a présenté des résultats différents en fonction des mesures de distances utilisées, mais consistants avec la prévision. Le rôle dominant de Copec se confirme, réseau affectant davantage les décisions de prix de la concurrence et moins affecté par celle-ci. Pour Petrobras et Shell l'effet est ambigu, dans certaines mesures de distance l'impact est comme escompté – plus grande est la distance, plus les prix augmentent – mais dans d'autres il n'a pas d'importance statistique, ce qui montre la nécessité de calculer plus précisément les mesures de distance.

Quant au rôle des stations indépendantes, pour la deuxième approximation, on observe que leur effet compétitif continue de diminuer, au moins quand la zone géographique considérée est la commune. Dans les mesures de distance entre réseaux au niveau régional, les stations indépendantes influent en termes de compétition. Cela indique que le réseau rival, dans son ensemble, est plus déterminant au niveau des prix que la présence de stations proches, sans distinction de réseau. En autres termes, pour les stations Shell, l'ensemble de Copec qui les entourent importe plus que les grandes rivales dans des rayons déterminés. Il en est de même pour Petrobras.

Concernant l'hétérogénéité au niveau des combustibles, les modèles sont consistants, apportant des conclusions similaires ; l'impact des stations indépendantes est supérieur dans les segments de demande plus élastique (essence de 93 octanes et Diesel), tandis que les grandes marques se notent plus dans la concurrence de l'essence de 97 octanes, comme le montrent les deux estimations.

References

- Agostini, C. (2012). Incidencia tributaria en el mercado de las gasolineras en Chile. *Revista de Análisis Económico*, 27(2), 53–73. <https://www.rae-ear.org/index.php/rae/article/view/363/527>
- Balmaceda, F., & Soruco, P. (2005). Asimetrías en la respuesta de los precios de la gasolina en Chile. *Documento de Trabajo, Universidad de Chile*, 217. <https://www.cea-uchile.cl/wp-content/uploads/doctrab/ASOCFILE120060522095959.pdf>
- Balmaceda, F., & Soruco, P. (2008). Asymmetric dynamic pricing in a local gasoline retail market. *The Journal of Industrial Economics*, 56(3), 629–653. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6451.2008.00349.x>
- Bello Pintado, A., & Contín-Pilart, I. (2010). Influencia de los factores de localización en la fijación de los precios de los carburantes de automoción en España. *Cuadernos Económicos de ICE*, 79, 45–67. <https://revistasice.com/index.php/CICE/article/view/5983/5983>
- Borenstein, S., Cameron, A. C., & Gilbert, R. (1997). Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 305–339. <https://doi.org/10.1162/003355397555118>
- Cerpa, J. (2013). *Análisis de sobrevivencia de precios en el mercado de combustible chileno*. (Mémoire de master non publié). Georgetown University y Universidad Alberto Hurtado.

- Galdames, J. E. (2009). *Dispersión y fijación de precios en el mercado de combustibles líquidos en Chile: Análisis bajo información imperfecta*. (Mémoire de master non publié). Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Gómez-Lobo, A., Jiménez, J. L., & Perdiguero-García, J. (2006). *Una aproximación estructural al comportamiento del segmento minorista de gasolina en la ciudad de Santiago de Chile*. Departamento de Economía de la Universidad de Chile. <https://econ.uchile.cl/es/seminario/una-aproximacion-estructural-al-comportamiento-del-segmento-minorista>
- Hofstetter, M., & Tovar, J. (2008). *Asymmetric price adjustments under ever-increasing costs-evidence from the retail gasoline market in Colombia*. Universidad de los Andes. <https://repositorio.uniandes.edu.co/bitstream/handle/1992/8079/dcede2008-21.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Houde, J. F. (2012). Spatial differentiation and vertical mergers in retail markets for gasoline. *The American Economic Review*, 102(5), 2147–2182. <https://doi.org/10.1257/aer.102.5.2147>
- Jiménez, J. L., & Perdiguero, J. (2012). Does rigidity of prices hide collusion? *Review of Industrial Organization*, 41(3), 223–248. <https://www.jstor.org/stable/43550401>
- Pennerstorfer, D. (2009). Spatial price competition in retail gasoline markets: Evidence from Austria. *The Annals of Regional Science*, 43(1), 133–158. <https://doi.org/10.1007/s00168-007-0206-7>
- Van Meerbeeck, W. (2003). Competition and local market condition on the Belgian retail gasoline market. *The Economist*, 151(4), 369–388. <https://doi.org/10.1023/B:ECOT.0000006590.66223.9a>

PRÉPARATION ESTIMÉE ET VULNÉRABILITÉ DES PAYS FACE À LA PANDÉMIE DE COVID-19 : ELABORATION ET APPROBATION DE L'INDEX GLOBAL

Estimating countries preparedness and vulnerability for the COVID-19 pandemic : Elaboration and approbation of overall index

Lidiya S. PARSHINTSEVA¹

Université d'État de Gestion – Russie

lparshintseva@yandex.ru

<https://orcid.org/0000-0002-2256-7070>

Abstract : Due to the outbreak of the COVID-19 pandemic and its social-economic consequences, the estimation role of preparedness and vulnerability has risen significantly. This paper complements existing investigations in the field of international comparisons and multidimensional rankings, presenting the results of a complex evaluation of the national level of preparedness and vulnerability in terms of pandemics based on the multidimensional index proposed by the authors. The main objective of the proposed research was to estimate the national level of preparedness and vulnerability for the pandemic from a complex point of view. An overall multidimensional index was calculated and used for complying countries' ranking based on the elaborated methodology. The proposed index allowed the authors to conclude that there is a significant difference in the overall level of preparedness for a pandemic and disproportion between certain system elements for each country. Analysis of existing databases, open sources, and reports highlighted the necessity to extend the existing list of indicators to evaluate the level of vulnerability. The expediency of using the proposed index is proved by the statistical correlation analysis between subindexes and the level of morbidity and mortality due to the COVID-19. The proposed overall index is used for multidimensional grouping and cluster analysis to estimate the economic consequences of the pandemic. The results of the cluster analysis allowed creating four groups of the countries, namely : (1) highly vulnerable countries with a low level of preparedness ; (2) countries with a low level of preparedness and vulnerability ; (3) coun-

¹ 109542, Ryazanskii prospekt 99, Moscou, Russie.

tries with a high level of preparedness and vulnerability ; (4) countries with a low level of vulnerability and a high level of preparedness. The comparative analysis of economical outcomes (such as annual change of GDP in 2020–2019 to average annual GDP change for 2019–2017), unemployment rate change, and inflation change presented in the research highlighted disproportions of the pandemic influence by country's groups.

Keywords : pandemic preparedness, vulnerability, pandemic resistance, countries rating, multidimensional index.

Résumé : La pandémie de COVID-19 et ses conséquences socio-économiques ont provoqué une augmentation notable du rôle de l'estimation de la préparation et la vulnérabilité des pays. Cela s'ajoute aux investigations existantes dans le cadre des ont internationales et des classements multidimensionnels, et présente des résultats d'évaluation complexe au niveau national de la préparation et la vulnérabilité face à la pandémie, à partir des index multidimensionnels proposés par les auteurs. L'objectif de cette recherche était d'estimer le niveau de préparation national et la vulnérabilité d'un point de vue complexe. Un index multidimensionnel global a été calculé et utilisé pour donner un classement des pays à partir de cette méthodologie. L'index a permis aux auteurs de conclure qu'il y a une différence importante dans le niveau de préparation face à une pandémie et une disproportion entre certains éléments du système pour chaque pays. L'analyse des données, les sources et les rapports ont souligné le besoin d'étendre la liste des indicateurs pour évaluer le niveau de vulnérabilité. L'opportunité d'utiliser cet index est prouvée par l'analyse corrélative statistique entre les sous-index et le niveau de morbidité et mortalité due au COVID-19. L'index est utilisé pour former des groupes multidimensionnels et le partitionnement de données permet d'estimer les conséquences économiques de la pandémie. Les résultats du partitionnement de données ont permis de former quatre groupes de pays : (1) très vulnérables avec faible niveau de préparation ; (2) vulnérables avec faible niveau de préparation ; (3) vulnérables avec haut niveau de préparation ; (4) peu vulnérables avec haut niveau de préparation. L'analyse comparative des conséquences économiques (changement annuel PIB en 2020–2019 par rapport à PIB en 2019–2017), taux de chômage et changement de l'inflation ont montré des disproportions de l'influence de la pandémie par groupes de pays.

Mots-clés : préparation à la pandémie, vulnérabilité, résistance à la pandémie, évaluation des pays, index multidimensionnel.

JEL classification : C1, F0, I0.

Introduction

En 2020, la plupart des pays ont connu des conséquences sans précédents de la pandémie de COVID-19, qui ont testé l'endurance de l'économie globale et nationale. Les systèmes les plus affectés ont été ceux de la santé, l'éducation et les industries dont le fonctionnement était lié aux échanges internationaux et à la chaîne de valeur

globale. Aujourd'hui, les experts ont du mal à mesurer la profondeur et la durée de la crise économique mais s'accordent sur le fait que les tendances négatives affectent le niveau de croissance économique (Bretscher et al., 2020 ; International Monetary Fund, 2020 ; Irawan & Alamsyah, 2021) et le niveau général de bien-être (Mahler et al., 2020 ; UN DESA, 2020).

Des études récentes de McMichael (2004), Reynolds et Seeger (2005), Kruk et Freedman (2008), Jones et al. (2008), Morse et al. (2012), Oppenheim et al. (2019), Kieny et al. (2016), et d'autres, ont avisé l'humanité sur les effets d'une pandémie, et soulignent le besoin d'évaluations quantitatives des critères de préparation et vulnérabilité nationales. Les conséquences du COVID-19 et leurs aspects individuels sont présentées en détail par Ali (2020), Amer et al. (2020), James (2020), Gilbert et al. (2020), Mei et Hu (2020), McCarthy (2020), Pueyo (2020), Remuzzi et Remuzzi (2020), etc.

Chaudhry et al. (2020) présente les conséquences intéressantes de l'impact de mesures gouvernementales anti-COVID et autres facteurs socio-économiques sur la mortalité due au COVID-19. Les chercheurs offrent une stratégie pour des actions du gouvernement limitant l'essor de la pandémie et réduisant les cas. Cela montre l'influence de l'âge et l'obésité de la population sur le niveau de mortalité due to COVID-19.

De plus, la majorité des scientifiques associent le taux de mortalité avec des maladies chroniques (Alyammahi et al., 2021 ; Laires et al., 2021) ; en particulier, de nombreux travaux étudient le rôle du diabète dans la gravité de la maladie (Grasselli et al., 2020 ; Holman et al., 2020 ; Riddle, 2020). Parmi les facteurs augmentant la morbidité de la population par coronavirus se trouvent les maladies respiratoires (Bhadra et al., 2021 ; Carozzi et al., 2020 ; Hamidi et al., 2020) et l'hygiène (Boisson et al., 2016 ; Desye, 2021 ; Fung & Cairncross, 2006 ; Howard et al., 2020 ; Rabie & Curtis, 2006).

Certains des travaux (Tantrakarnapa et al., 2022 ; Yechezkel et al., 2021 ; Zemtsov & Baburin, 2020) se penchent sur le rôle de la mobilité de la population globale comme facteur d'augmentation de la morbidité et mortalité pendant la pandémie COVID-19.

Plusieurs organisations internationales, comme l'Organisation mondiale de la santé (OMS), l'Organisation de coopération et développement économiques (OCDE), les Nations Unies (ONU), le Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD), le Nuclear Threat Initiative (NTI), le Johns Hopkins Center for Health Security (JHU), la Economist Intelligence Unit (EIU) et d'autres, ont également consacré de nombreux rapports à l'évaluation de la résilience des pays face à l'impact de la pandémie.

L'analyse comparative des indices internationaux existant et des systèmes d'indicateurs dans ce secteur a permis aux auteurs de conclure qu'il est encore difficile de faire une évaluation de la préparation et vulnérabilité nationales face à la pandémie

et de mener une analyse comparative dans le pays. Par exemple, le Global Health Security Index, publié d'abord en 2019 and et visant à préparer le pays pour des épidémies et pandémies, repose sur une combinaison de statistiques officielles et d'évaluations d'experts (Bell & Nuzzo, 2021). Mais si l'information sur le sujet est présentée en détail, les résultats obtenus sont considérés comme subjectifs, ce qui limite l'analyse. De plus, cet index ne présente que le contexte de la santé publique et ne couvre pas les problèmes d'évaluation du développement numérique de la société qui, selon les auteurs, est essentiel à un certain niveau de préparation face à la pandémie, car les instruments numériques permettent une distanciation de la population et atténuent les conséquences des restrictions dues à la propagation du COVID-19.

Pour caractériser le niveau de préparation et de vulnérabilité des pays, le PNUD propose l'utilisation de 15 indicateurs répartis en 4 groupes :

- système de santé ;
- possibilité d'échanges ;
- population vivant en-dessous du taux de pauvreté de revenus ;
- vulnérabilité de l'économie à court terme (Kovacevic & Jahic, 2020).

Il faut noter que la liste d'indicateurs du PNUD reflétant la préparation du système de communication et télécommunication n'inclut pas ceux qui évaluent les connaissances numériques de la population (comme l'usage d'internet pour payer les factures ou faire des achats), nécessaires pour maintenir une vie normale en temps de restrictions.

La discussion porte aussi sur le système proposé par le PNUD. D'abord, il n'y a pas de données actualisées sur le niveau de pauvreté de la plupart des pays. L'estimation de la vulnérabilité économique à travers le prisme de la provenance de touristes est aussi discutable. Basé sur ce contexte, les pays les moins développés avec un secteur de tourisme restreint sont moins vulnérables économiquement à la pandémie que ceux avec beaucoup d'échanges touristiques. Les auteurs démentent que ce soit une conclusion douteuse.

De plus, le système d'indicateurs sur la préparation et la vulnérabilité du pays présenté par le PNUD souligne seulement le système de santé, la technologie et l'économie ; il ne reflète pas la probabilité d'être infecté. Il est aussi nécessaire de mesurer la vulnérabilité du pays d'un point de vue économique mais aussi pour l'extension de l'infection. Il pourrait être utile, par exemple, pour la prise de décisions dans la prévention de la pandémie en réduisant les facteurs contribuant à son extension.

Ces recherches apportent seulement des données sans classements ni évaluation de la préparation et vulnérabilité de chaque pays. Les auteurs pensent que ce genre d'évaluation et la compilation d'un classement et la distribution des pays par groupes est une tâche méthodologique et analytique essentielle de cette recherche.

De plus, considérant la vitesse de propagation du coronavirus (surtout dans les pays de haut niveau de mobilité de population), il faut se pencher sur le rôle d'autres facteurs affectant la vulnérabilité nationale à la pandémie (comme la densité de population et le nombre relatif de touristes venant de l'extérieur).

1. Matériel et méthodes

Cette recherche vise à développer une méthodologie pour estimer la préparation et la vulnérabilité des pays face à la pandémie de COVID-19 basé sur un index global multidimensionnel.

Pour cela, nous formulons les objectifs suivants, qui déterminent la logique et la structure de l'étude :

- élaboration d'un système d'indicateurs pour évaluer la préparation et vulnérabilité des pays face au COVID-19 ;
- analyse de la préparation et vulnérabilité des pays face au COVID-19 à partir de cette méthodologie ;
- développement et évaluation d'une méthodologie pour grouper les pays en termes de préparation et vulnérabilité ;
- étude des modèles économiques dans ces groupes.

Pour mener une évaluation complexe de la préparation et vulnérabilité des pays et créer un classement multidimensionnel, nous proposons d'établir une moyenne multidimensionnelle avec les valeurs normalisées des indicateurs individuels, aussi utilisé dans des études antérieures (Ruff et al., 2020).

La liste des indicateurs a été formée à partir du système PNUD (Kovacevic & Jahic, 2020), avec certains changements, considérant le contrôle logique et les résultats de recherches antérieures. Selon les auteurs, le système d'indicateurs pour évaluer la vulnérabilité des pays face à la pandémie devrait aussi inclure des indicateurs liés aux transports publics. Cependant, en raison du manque de données sur ce sujet pour la plupart des pays, les calculs ont été faits sans cet indicateur.

Chaque estimation (index global) a été calculé en plusieurs étapes :

1. Tous les indicateurs ont été classés en trois parties : indicateurs caractérisant la préparation du système de santé, indicateurs mesurant la préparation du système de télécommunication, et indicateurs mesurant la vulnérabilité du pays (du point de vue du risque d'infection). Les deux premiers forment le sous-index de préparation et le troisième le sous-index de vulnérabilité. En général, ces deux sous-index forment un index global qui peut être utilisé pour une évaluation compréhensive de la résilience du pays face à la pandémie.

2. A un second niveau, une première analyse descriptive des données a été faite pour chaque indicateur ; la direction de l'influence sur la position du pays dans le classement (positive ou négative) a été déterminée. Le tableau 1 présente une information détaillée.

Tableau 1. Indicateurs de l'index multidimensionnel

Index	Sous-index	Groupe indicateur	Indicateurs	Influence sur le classement du pays	
Index global (Iov)	Préparation sous-index (Ip)	Préparation du système de santé	Physiciens : Nombre de médecins, généralistes et spécialistes, par groupe de 10,000 personnes	Positive	
			Infirmières et sage-femmes : Nombre d'infirmières, sage-femmes, infirmières, sage-femmes suppléantes, infirmières, sage-femmes et autre personnel associé, comme aides-dentistes, infirmières de premiers soins, par groupe de 10 000 personnes		
			Lits d'hôpitaux : nombre de lits disponibles, par groupe de 10 000 personnes		
			Dépenses de santé actuelles : matériel de santé et services, comme pourcentage du PIB (en excluant les dépenses comme bâtiments, machines, technologie d'information, et stocks de vaccins pour urgences ou épidémies)		
		Préparation de télécommunication		Sous-inscriptions téléphones mobiles : nombre pour le service de téléphone, par groupe de 100 personnes	Positive
				Haut débit de sous-inscriptions : Sous-inscriptions fixées à accès haut-débit à l'Internet (TCP/IP connexion) à vitesse descendante équivalente ou supérieure à 256 kbit/s, par groupe de 100 personnes (inclut les sous-inscriptions résidentielles et pour les organisations)	
				Débit international en Mbit/s	
				Ont utilisé l'Internet pour payer les factures et faire des achats online l'année passée (% âge 15+)	
	Sous-index vulnérabilité (Iv)	Vulnérabilité indicateurs		Estimations sur l'hygiène (% urbain)	Positive
				Prévalence modérée ou sévère de l'insécurité d'alimentation sur la population (%)	Négative
Densité de population (personnes par km ²)					
Tourisme international, arrivées per capita					

Source : élaboration de l'auteur.

3. Index de préparation, vulnérabilité, et index global calculés ainsi :

$$I_{ov} = \frac{I_p + I_v}{2} \quad (1)$$

où : I_{ov} – l'index global ; I_p – préparation sous-index ; I_v – vulnérabilité sous-index.

$$I_p = \frac{I_{HS} + I_T}{2} \quad (2)$$

où : I_{HS} – sous-index de préparation du système de santé ; I_T – sous-index de préparation du système de télécommunication.

Chaque sous-index est calculé comme une simple moyenne d'indicateurs correspondants :

$$I_v = \frac{\sum_{i=1}^n x'_{vi}}{n} \quad (3)$$

où x'_{vi} – valeur normalisée d'indicateurs de vulnérabilité.

$$I_{HS} = \frac{\sum_{i=1}^n x'_{HSi}}{n} \quad (4)$$

où x'_{HSi} – valeur normalisée des indicateurs caractérisant la préparation du système de santé.

$$I_T = \frac{\sum_{i=1}^n x'_{Ti}}{n} \quad (5)$$

où x'_{Ti} – valeur normalisée des indicateurs caractérisant la préparation du système de télécommunication.

Il a été proposé de calculer les valeur normalisées (x'_i) ainsi :

- Pour les indicateurs affectant positivement :

$$\frac{x_i - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} \quad (6)$$

- Pour les indicateurs affectant négativement :

$$\frac{x_{\max} - x_i}{x_{\max} - x_{\min}} \quad (7)$$

où : x_i – valeur individuelle de chaque indicateur pour chaque pays ; x_{\min} – valeur minimum de l'indicateur correspondant ; x_{\max} – valeur maximum de l'indicateur correspondant.

Il a été suggéré que plus la valeur de l'index est proche de 1, plus la valeur du classement est élevée.

Le besoin de construire une moyenne multidimensionnelle à partir de la valeur normalisée est expliqué par un haut degré de variation dans les indicateurs sélectionnés, et par conséquent, l'impossibilité d'appliquer des méthodes paramétriques à la population étudiée. Le coefficient de variation dans les pays en terme de nombre de médecins pour groupe de 10 000 de population était de 80,5%, d'infirmières et sage-femmes – 92,8%, de lieu par habitant – 82,4%, de coûts de frais de santé – 165,6%. Les valeurs du nombre de souscriptions aux téléphones portables dans tous les pays allaient de 33,6 unités pour 100 personnes en République d'Afrique Centrale à 200,6 pour 100 personnes dans les Emirats arabes unis ; les valeurs du nombre de souscriptions à internet allaient de 0,0004 unités pour 100 personnes au Tchad à 46,9 pour 100 personnes en Suisse ; les valeurs de l'Internet international de 1,120 Mbit/s en Libye à 32 973 495 Mbit/s en Inde, et le niveau d'Internet utilisé pour payer les factures et achats online de 1% en Ethiopie à 89% en Norvège.

Il y a aussi une forte variation dans la vulnérabilité des indicateurs d'un pays à l'autre. Par exemple, en densité : en Namibie, 3 personnes par km², et à Singapour – 7953 par km². Le coefficient de variation pour l'indicateur considéré était 344,3%, et l'écart quartile de 55 personnes.

Le secteur du tourisme est moins développé dans des pays comme le Bangladesh, le Congo, le Pakistan, le Tchad, le Burkina Faso, l'Ethiopie, la Guinée, le Niger, Sierra Leone, avec moins de 1 touriste international pour 100 habitants. Le plus haut nombre de touristes internationaux pour 100 habitants est observé en France (316 personnes), Grèce (317), Singapour (335), Chypre (344), Autriche (359), Lettonie (436), Estonie (460), Danemark (566), Hongrie (628), Bahreïn (674), Malte (700) et Croatie (1476) (World Tourism Organization, 2021).

Haïti, Madagascar, Tchad, Libye, Rwanda, Zimbabwe, Zambie, République d'Afrique centrale, Lesotho, Mozambique et Venezuela sont les plus affectés par l'insécurité alimentaire modérée ou sévère que connaît la population. Plus de 30% de la population n'a pas accès à une nourriture adéquate. Et dans un tiers des pays étudiés, moins de 2,5% y avait accès (Food and Agriculture Organization, 2021).

L'accès de la population à l'hygiène dans les pays analysés allait de 17% au Niger, Malawi et Rwanda, à 100% en Suède, Suisse, Luxembourg et Koweït (World Health Organization, 2021).

En menant cette recherche, les auteurs ont utilisé des méthodes scientifiques générales, des méthodes d'analyses mathématiques et statistiques, surtout d'analyse

descriptive et de distribution, analyse de corrélation groupes et statistiques, méthodes de construction de moyennes multidimensionnelles et analyse de données.

2. Résultats

Les auteurs ont calculé une estimation de l'index pour 135 pays. Les calculs sont basés sur les données de l'UN, OCDE et World Fund (WF). Les résultats de l'index global et sous-index pour 20 pays leaders et 20 pays faibles sont présentés en figure 1.

Parmi les 20 pays leaders pour la préparation, 14 sont leaders dans le système de santé et télécommunication. Il s'agit des USA, la Norvège, l'Allemagne, la Belgique, la Suisse, le Luxembourg, la Finlande, la Suède, le Danemark, la France, l'Australie, la Corée, les Pays-Bas et la Nouvelle Zélande.

La valeur maximum de l'index de préparation est assez basse $-0,653$ (avec un maximum théorique de 1 et un minimum -0). Cette observation permet de conclure qu'il y a une différence significative du niveau de préparation. De plus, il y a une disproportion entre certains éléments du système pour chaque pays. Par exemple, le leader en préparation pour la télécommunication, les Emirats arabes, est en 60^e place pour le système de santé et 28^e dans le classement global.

Sur 20 pays leaders, seulement 11 ont des niveaux élevés de préparation et vulnérabilité. Parmi eux les USA, la Norvège, la Suisse, le Luxembourg, la Suède, le Royaume-Uni, la Belgique, la Corée, la Finlande, l'Australie et la Nouvelle Zélande.

Remarquons que parmi les pays de bas niveau dans l'index global, deux ont de très hauts niveaux de préparation, Singapour et Malte. Malgré cela, le haut niveau de vulnérabilité à la pandémie ne leur a pas permis d'être dans les plus hautes places du classement global. Malte était dans les leaders en santé et télécommunication, et Singapour seulement en télécommunications et communications.

Les pays de plus bas niveau de l'index de préparation sont préoccupants (surtout pour le système de santé et les télécommunications et communications) et de haut niveau pour la vulnérabilité épidémiologique. Il s'agit de Guinée, Sierra Leone, Madagascar, Tchad, Niger, Ethiopie, Afghanistan, Rwanda, Togo, Tanzanie, Burkina Faso, Liberia, Mozambique, Haïti, Ouganda, Malawi, Bangladesh Congo, Lesotho et République d'Afrique Centrale.

La haute efficacité et la signification statistique de l'index comme instrument de mesure universel a été prouvée par l'analyse statistique de la corrélation entre les valeurs de préparation du sous-index système de santé et taux de mortalité dû au COVID-19, et aussi entre le sous-index de vulnérabilité et le taux de morbidité COVID-19. La figure 2 présente la visualisation de la corrélation entre ces indicateurs.

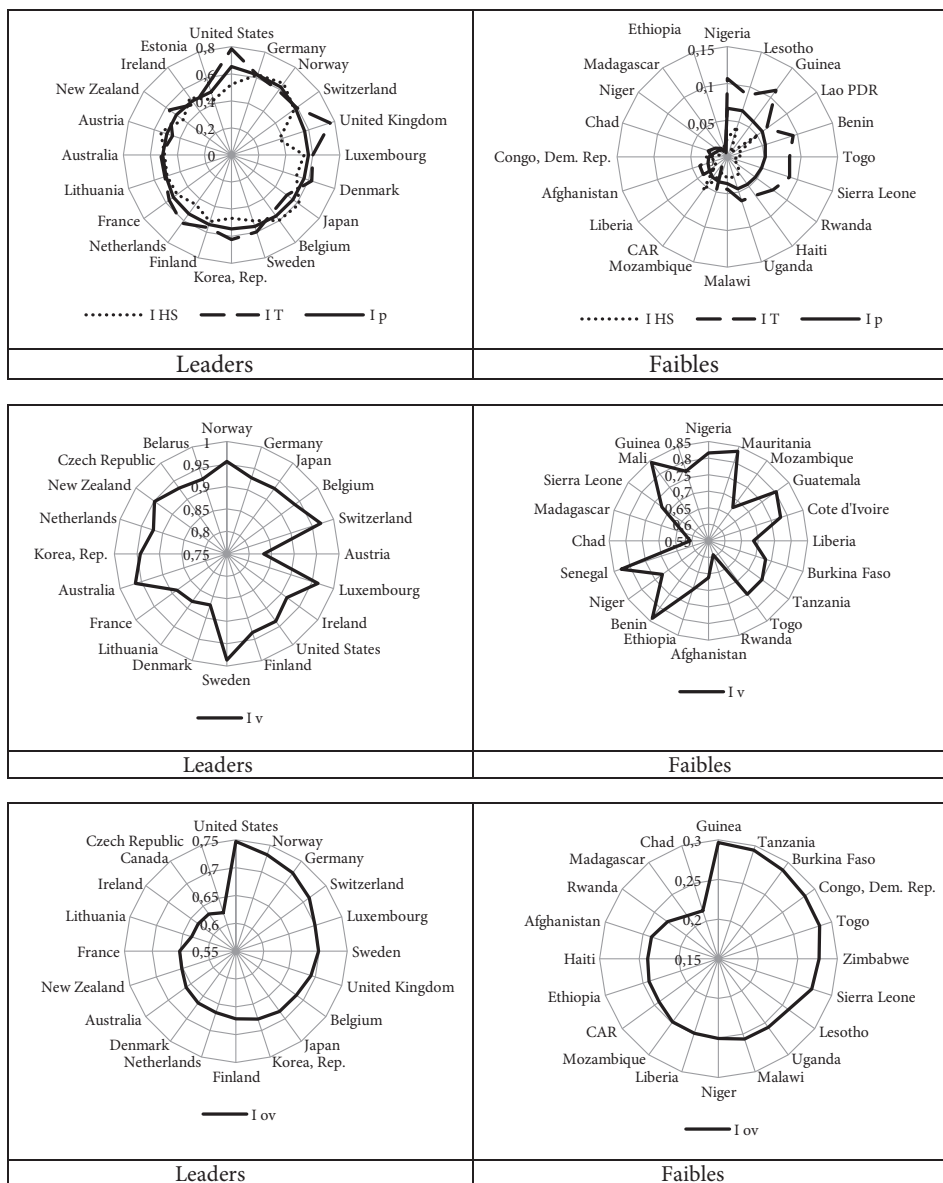


Figure 1. Index global et ses sous-index

Note: I_v – sous-index de vulnérabilité, I_p – sous-index de préparation, I_{HS} – sous-index pour le système de santé, I_T – sous-index pour le système de télécommunication, I_{ov} – index global.

Source : élaboration de l’auteur.

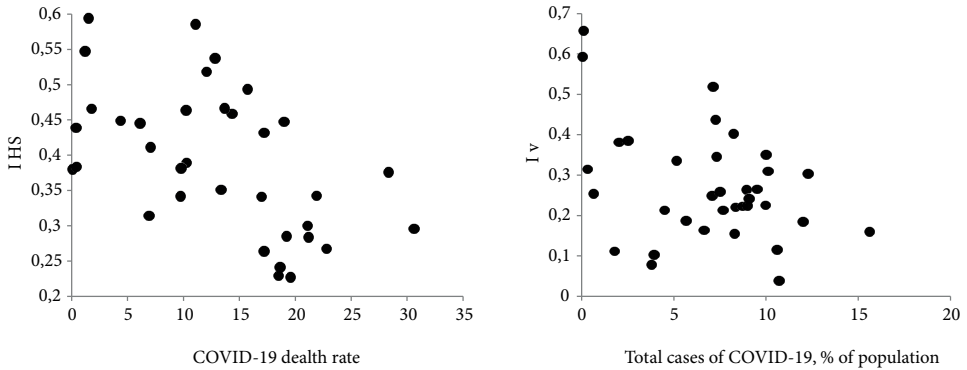


Figure 2. Évaluation de la relation entre sous-index et indicateurs de morbidité et mortalité liées au coronavirus

Note: I_v – sous-index de vulnérabilité, I_{HS} – sous-index pour le système de santé

Source : élaboration de l'auteur.

Pour éliminer les différences dans la collection et publication des statistiques de morbidité et mortalité dues au COVID-19, l'analyse de corrélation a été calculée pour 35 pays – membres de l'OCDE, selon le de Spearman. Dans le premier cas, la valeur du coefficient de corrélation était de 0,591, dans le second $-0,496$, ce qui confirme la correction de l'évaluation de la préparation et vulnérabilité des pays face à la pandémie sur l'exemple des données du COVID-19. L'hypothèse d'absence de corrélation entre les données analysées est rejetée au niveau de signification $\alpha = 0,05$.

Comme suggéré plus haut, l'une des manières d'appliquer l'index est de l'utiliser pour un groupement multidimensionnel, alors que l'implémentation du partitionnement de données semble irréalisable, en particulier considérant que la distribution d'indicateurs de préparation et vulnérabilité pour une pandémie dans des pays s'éloigne des caractéristiques de haute variation (Figs A, B, C).

La distribution d'indicateurs s'éloigne de la loi de distribution normale à un niveau important de $\alpha = 0,05$ (sauf pour les souscriptions de téléphone mobile où la valeur du teste Shapiro-Wilk (W) est 0,9818, p -valeur = 0,0682 (valeurs allant de 0,2165 pour $p = 0,0000$ pour la densité de population à 0,9782 pour $p = 0,0293$).

Le groupement multidimensionnel des pays est basé sur une analyse comparative de quartile par valeurs de vulnérabilité et préparation face à la pandémie. Ainsi, quatre groupes ont été identifiés :

- pays très vulnérables avec faible niveau de préparation (groupe No. 1) ;
- pays avec faible niveau de préparation et vulnérabilité (groupe No. 2) ;
- pays avec haut niveau de préparation et vulnérabilité (groupe No. 3) ;

- pays avec faible niveau de vulnérabilité et haut niveau de préparation (groupe No. 4).

Le niveau moyen des indicateurs analysés par groupe est présenté dans le tableau 2.

Le groupe No. 1 comprend des pays très vulnérables à la pandémie avec un faible niveau de préparation : tous les indicateurs correspondent aux pires valeurs (sauf pour deux indicateurs de vulnérabilité – densité de population et arrivées touristiques internationales par habitant). Il s'agit surtout de pays africains : Est de l'Afrique – 5 pays, Ouest – 11 pays, Nord – 3 pays, Centre – 4 pays, et Sud – 8 pays. De plus, le premier groupe inclut les pays d'Asie (6 pays du Sud, 3 pays du Sud-Est, 2 pays du Centre), Amérique centrale (4 pays) et Amérique du Sud (1 pays), et Moyen-Orient (1 pays).

Le groupe No. 2 comprend des pays moins vulnérables à la pandémie avec un faible niveau de préparation. Il inclut des pays d'Afrique (2 pays dans l'Ouest, le Nord et le Centre, 1 dans le Sud), Amérique (3 pays dans l'Amérique centrale et du Sud, 1 en Amérique du Nord), Asie (1 pays dans le Centre et le Sud-Est), le Moyen-Orient (2 pays), et l'Europe de l'Est (1 pays).

Le groupe No. 3 comprend des pays avec un haut niveau de vulnérabilité à la pandémie et préparation. Il inclut surtout des pays d'Europe (3 pays d'Europe de l'Est, centrale et du Sud, et 1 d'Europe du Nord), Asie (2 pays de l'Ouest, 4 pays du Sud-Est, et 1 pays de l'Est et centrale), et 1 pays d'Amérique du Sud.

Le groupe No. 4 comprend des pays avec un haut niveau de sous-index calculés, autant en vulnérabilité à la pandémie qu'en préparation. C'est un groupe de leaders en termes d'estimation en général. Il inclut des pays d'Europe (Europe de l'Est – 3 pays, de l'Ouest, du Sud et du Nord – 6 pays, centrale – 5 pays), Asie (Asie de l'Ouest – 8 pays, de l'Est – 3 pays, centrale – 1 country), Amérique (Amérique du Sud – 5 pays, du Nord – 2 pays, et centrale – 1 pays), et les pays d'Australie et Océanie.

Considérant la baisse économique importante résultant de la pandémie de COVID-19 et l'augmentation de la pression inflationniste due à l'excessif soutien anti-crisis global, la question se pose sur l'existence de modèles en termes économiques dans les groupes de pays sélectionnés.

Pour évaluer brièvement les conséquences économiques par groupe, trois indicateurs ont été choisis. Pour chaque groupe, les auteurs ont calculé (1) le taux de change annuel du PIB en 2020 par rapport à celui de 2019–2017, (2) la variation du taux de chômage, et (3) celui du taux d'inflation.

Les résultats des calculs sont regroupés dans le tableau 3.

Comme le tableau l'indique, les pays très vulnérables avec un faible niveau de préparation ont expérimenté des conséquences économiques de la pandémie plus fortes que, par exemple, ceux de faible niveau de vulnérabilité et haut niveau de

Tableau 2. Indicateurs moyens de préparation et vulnérabilité face à la pandémie par groupe

Indicateur	Groupe			
	1	2	3	4
Nombre de pays	48	19	19	49
Physiciens : Nombre de médecins, généralistes et spécialistes, par groupe de 10,000 personnes	0,53	1,27	3,06	3,26
Infirmières et sage-femmes : Nombre d'infirmières, sage-femmes, infirmières, sage-femmes suppléantes, infirmières, sage-femmes et autre personnel associé, comme aides-dentistes, infirmières de premiers soins, par groupe de 10,000 personnes	1,45	2,47	5,19	8,88
Lits d'hôpitaux : nombre de lits disponibles, par groupe de 10,000 personnes	1,16	1,88	4,72	4,31
Dépenses de santé actuelles : matériel de santé et services, comme pourcentage du PIB (en excluant les dépenses comme bâtiments, machines, technologie d'information, et stocks de vaccins pour urgences ou épidémies)	42,27	184,72	759,53	1968,13
Sous-inscriptions téléphones mobiles : nombre pour le service de téléphone, par groupe de 100 personnes	88,15	115,86	130,93	127,75
Haut débit de sous-inscriptions : Sous-inscriptions fixées à accès haut-débit à l'Internet (TCP/IP connexion) à vitesse descendante équivalente ou supérieure à 256 kbit/s, par groupe de 100 personnes (inclut les sous-inscriptions résidentielles et pour les organisations)	2,03	6,30	23,15	29,36
Débit international en Mbit/s	1 100 438,48	1 373 023,34	1 712 935,32	3 607 425,84
Ont utilisé l'Internet pour payer les factures et faire des achats online l'année passée (% âge 15+)	7,70	8,80	38,10	51,60
Estimations sur l'hygiène (% urbain)	40,75	68,53	51,84	76,04
Prévalence modérée ou sévère de l'insécurité d'alimentation sur la population (%)	21,02	6,87	5,56	2,89
Densité de population (personnes par km ²)	134,58	116,55	679,41	141,19
Tourisme international, arrivées per capita	0,14	0,42	3,15	1,14

Source : élaboration de l'auteur.

Tableau 3. Modification des indicateurs économiques par groupes

Groupe	Définition	Taux de change annuel du PIB en 2020–2019 par rapport à la moyenne du PIB en 2019–2017 (%)	Taux de chômage (%)	Inflation (%)
1	Pays très vulnérables avec faible niveau de préparation	95,12	111,46	165,10
2	Pays avec faible niveau de préparation et vulnérabilité	92,25	111,48	129,09
3	Pays avec haut niveau de préparation et vulnérabilité	91,62	91,62	126,04
4	Pays avec faible niveau de vulnérabilité et haut niveau de préparation	94,27	94,27	118,60

Source : élaboration de l'auteur.

préparation. Il faut noter que le taux de chômage baisse dans la plupart des pays à haut niveau de préparation : 8,38% dans les pays du groupe No. 3 et 5,73% dans ceux du groupe No. 4. Il y a aussi une baisse systématique du niveau d'inflation d'un groupe à l'autre.

3. Discussion

Les résultats des recherches actuelles ont été obtenus grâce à des méthodes statistiques généralement acceptées. En particulier, l'application de moyennes multidimensionnelles pour créer des groupes de pays multidimensionnels à partir de données hétérogènes est présenté dans Ruff et al. (2020). Toutes les conclusions obtenues sont en accord avec les recherches des auteurs reconnus dans le secteur étudié. Par exemple, plusieurs études scientifiques confirment l'influence de la densité de population sur le taux d'incidence (Bhadra et al., 2021 ; Carozzi et al., 2020 ; Hamidi et al., 2020) ; l'impact de l'hygiène a aussi été évalué dans des travaux antérieurs (Boisson et al., 2016 ; Desye, 2021 ; Fung & Cairncross, 2006 ; Howard et al., 2020 ; Rabie & Curtis, 2006). Un certain nombre d'études prouvent l'influence de la mobilité de population sur l'augmentation de la morbidité et la mortalité pendant la pandémie de COVID-19 (Tantrakarnapa et al., 2022 ; Yechezkel et al., 2021 ; Zemtsov & Baburin, 2020). Les résultats de cette étude ont donc été obtenus pour la première fois et représentent une nouveauté scientifique sur la composition optimale des indicateurs pour évaluer la préparation et la vulnérabilité des pays face à une pandémie.

Conclusion

Cette étude a révélé que le niveau de préparation et vulnérabilité de la plupart des pays face à une pandémie est assez bas. Les valeurs de l'index global varient largement (de 0,214 au Tchad à 0,747 aux USA).

Malgré le nombre limité de caractéristiques, nous concluons que certains pays sont bien placés (en premier les plus développés de l'OCDE). Cependant, les risques de pandémie dans ces pays restent élevés en raison des conséquences socio-économiques importantes résultant de la fermeture des frontières et les disproportions dans les niveaux de préparation et vulnérabilité. Les auteurs pensent qu'une évaluation plus précise de la préparation et la vulnérabilité nationales, vu qu'il y a des bases de données ouvertes, devrait être réalisée avec certains blocs d'indicateurs.

La méthodologie proposée pour évaluer la préparation et la vulnérabilité des pays face à la pandémie apporte un vaste matériel d'analyse.

Premièrement, le premier index élaboré est un outil universel qui peut être utilisé pour ses caractéristiques comparatives et multidimensionnelles.

Deuxièmement, il permet de mener des études comparatives des pays en considérant simultanément les indicateurs de préparation et de vulnérabilité.

Troisièmement, lorsqu'un haut niveau de variation des indicateurs ne permet pas de faire un partitionnement de données, l'index proposé permet de faire un groupement multidimensionnel. La formation de ces groupes et l'analyse de la distribution des pays représentent un défi. Les résultats pourraient être utilisés, en particulier, pour élaborer des mesures différenciées et identifier des modèles de développement économique.

References

- Ali, I. (2020). COVID-19: Are we ready for the second wave? *Disaster Medicine and Public Health Preparedness*, 14(5), e16-e18. <https://doi.org/10.1017/dmp.2020.149>
- Alyammahi, S. K., Abdinn, S. M., Alhamad, D. W., Elgendy, S. M., Altell Hany, A. T., & Omar, A. (2021). The dynamic association between COVID-19 and chronic disorders: An updated insight into prevalence, mechanisms and therapeutic modalities. *Infection, Genetics and Evolution*, 87, 104647. <https://doi.org/10.1016/j.meegid.2020.104647>
- Amer, F., Hammoud, S., Farran, B., Boncz, I., & Endrei, D. (2020). Assessment of countries' preparedness and lockdown effectiveness in fighting COVID-19. *Disaster Medicine and Public Health Preparedness*, 15(2), e15-e22. <https://doi.org/10.1017/dmp.2020.217>
- Bell J. A., & Nuzzo J. B. (2021). *Global health security index: Advancing collective action and accountability amid global crisis, 2021*. www.GHSIndex.org
- Bhadra, A., Mukherjee, A., & Sarkar, K. (2021). Impact of population density on COVID-19 infected and mortality rate in India. *Modeling Earth Systems and Environment*, 7(1), 623-629. <https://doi.org/10.1007/s40808-020-00984-7>

- Boisson, S., Engels, D., Gordon, B. A., Medlicott, K. O., Neira, M. P., Montresor, A., Solomon, A. W., & Velleman, Y. (2016). Water, sanitation and hygiene for accelerating and sustaining progress on neglected tropical diseases: A new global strategy 2015–20. *International Health*, 8, i19–i21. <https://doi.org/10.1093/inthealth/ihv073>
- Bretschler, L., Hsu, A., Simasek, P., & Tamoni, A. (2020). *The supply channel of uncertainty shocks and the cross-section of returns: Evidence from the COVID-19 crisis*. Georgia Tech Scheller College of Business Research Paper No. 3588418. https://papers.ssrn.com/sol3/Papers.cfm?abstract_id=3588418
- Carozzi, F., Provenzano, S., & Roth, S. (2020). *Urban density and COVID-19*. Institute of Labor Economics. <https://docs.iza.org/dp13440.pdf>
- Chaudhry, R., Dranitsaris, G., Mubashir, T., Bartoszko, Ju., & Riazi, Sh. (2020). A country level analysis measuring the impact of government actions, country preparedness and socioeconomic factors on COVID-19 mortality and related health outcomes. *eClinicalMedicine*, 25, 100464. <https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2020.100464>
- Desye, B. (2021). COVID-19 pandemic and water, sanitation, and hygiene: Impacts, challenges, and mitigation strategies. *Environmental Health Insights*, 15. <https://doi.org/10.1177/11786302211029447>
- Food and Agriculture Organization of the United Nations. (2021). *Data*. <https://www.fao.org/faostat/ru/#data/FS>
- Fung, I. C. H., & Cairncross, S. (2006). Effectiveness of handwashing in preventing SARS: A review. *Tropical Medicine & International Health*, 11, 1749–1758. <https://doi.org/10.1111/j.1365-3156.2006.01734.x>
- Gilbert, M., Pullano, G., Pinotti, F., Valdano, E., Poletto, Ch., Boelle, P. Y., D’Ortenzio, E., Yazdanpanah, Y., Eholie, S. P., Altmann, M., Gutierrez, B., Kraemer, M. U. G., & Colizza, V. (2020). Preparedness and vulnerability of African countries against importations of COVID-19: A modelling study. *Lancet*, 395, 871–877. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30411-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30411-6)
- Grasselli, G., Greco, M., & Zanella, A. (2020). Risk factors associated with mortality among patients with COVID-19 in intensive care units in Lombardy, Italy. *JAMA Internal Medicine*, 180, 1345–1355. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2020.3539>
- Hamidi, S., Sabouri S., & Ewing, R. (2020). Does density aggravate the COVID-19 pandemic? *Journal of the American Planning Association*, 86(4), 495–509. <https://doi.org/10.1080/01944363.2020.1777891>
- Holman, N., Knighton, P., Kar, P., O’Keefe, J., Curley, M., Weaver, A., Barron, E., Bakhai, C., Khunti, K., Wareham, N. J., Sattar, N., Young, B., & Valabhji, J. (2020). Risk factors for COVID-19-related mortality in people with type 1 and type 2 diabetes in England: A population-based cohort study. *Lancet Diabetes Endocrinol*, 8(10), 823–833. [https://doi.org/10.1016/S2213-8587\(20\)30271-0](https://doi.org/10.1016/S2213-8587(20)30271-0)
- Howard, G., Bartram, J., Brocklehurst, C., Colford, J. M., Jr, Costa, F., Cunliffe, D., Dreibeilbis, R., Eisenberg, J. N. S., Evans, B., Girones, R., Hruday, S., Willetts, J., & Wright, C. Y. (2020). COVID-19: Urgent actions, critical reflections and future relevance of ‘WaSH’: Lessons for the current and future pandemics. *Journal of Water & Health*, 18(5), 613–630. <https://doi.org/10.2166/wh.2020.162>
- International Monetary Fund. (2020). *World economic outlook: The great lockdown*. <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/04/14/weo-april-2020>

- Irawan, A., & Alamsyah, H. (2021). The COVID-19's economic crisis and its solution: A literature review. *Etikonomi*, 20(1), 77–92. <https://doi.org/10.15408/etk.v20i1.16870>
- James, J. J. (2020). COVID-19: From epidemic to pandemic. *Disaster Medicine and Public Health Preparedness*, 14(6), e3–e5. <https://doi.org/10.1017/dmp.2020.84>
- Jones, K. E., Patel, N. G., Levy, M. A., Storeygard, A., Balk, D., Gittleman, J. L., & Daszak, P. (2008). Global trends in emerging infectious diseases. *Nature*, 451, 990–993. <https://doi.org/10.1038/nature06536>
- Kieny, M. P., Rottingen, J. A., & Farrar, J. (2016). The need for global R&D coordination for infectious diseases with epidemic potential. *Lancet*, 388, 460–461. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)31152-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)31152-7)
- Kovacevic M., & Jahic, A. (2020). *COVID-19 and human development: Exploring global preparedness and vulnerability*. <https://www.undp.org/sites/g/files/zskgke326/files/migration/jm/e3f5b57e028478537cac7243b8b985143d4a1ca8cafdafb86708d639fbc31670.pdf>
- Kruk, M. E., & Freedman, L. P. (2008). Assessing health system performance in developing countries: A review of the literature. *Health Policy*, 85(3), 263–276. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2007.09.003>
- Laires, P. A., Dias, S., Gama, A., Moniz, M., Pedro, A. R., Soares, P., Aguiar, P., & Nunes, C. (2021). The association between chronic disease and serious COVID-19 outcomes and its influence on risk perception: Survey study and database analysis. *JMIR Public Health and Surveillance*, 7(1), e22794. <https://doi.org/10.2196/22794>
- Mahler, D. G., Lakner, C., Aguilar, R. A. C., & Wu, H. (2020). *The impact of COVID-19 (Coronavirus) on global poverty: Why Sub-Saharan Africa might be the region hardest hit*. <https://blogs.worldbank.org/opendata/impact-covid-19-coronavirus-global-poverty-why-sub-saharan-africa-might-be-region-hardest>
- McCarthy, N. (2020). The countries with the most critical care beds per capita. <https://www.forbes.com/sites/niallmccarthy/2020/03/12/the-countries-with-the-most-critical-care-beds-per-capita-infographic/#6e497d7f7f86>
- McMichael, A. J. (2004). Environmental and social influences on emerging infectious diseases: Past, present and future. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 359, 1049–1058. <https://doi.org/10.1098/rstb.2004.1480>
- Mei, Y., & Hu, J. (2020). Preparedness is essential for Western Pacific Islands during the COVID-19 pandemic. *Disaster Medicine and Public Health Preparedness*, 14(6), e26–e30. <https://doi.org/10.1017/dmp.2020.102>
- Morse, S. S., Mazet, J. A., Woolhouse, M., Parrish, C., Carrol, D., Karesh, W. B., Zambrana-Torrel, C., Lipkin, W. I., & Daszak, P. (2012). Prediction and prevention of the next pandemic zoonosis. *Lancet*, 380, 1956–1965. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)61684-5](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)61684-5)
- Oppenheim, B., Gallivan, M., Madhav, N. K., Brown, N., Serhiyenko, V., Wolfe, N. D., & Ayscue, P. (2019). Assessing global preparedness for the next pandemic: Development and application of an Epidemic Preparedness Index. *BMJ Global Health*, 4(1), e001157. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2018-001157>
- Pueyo, T. (2020). *Coronavirus: Why you must act now*. <https://tomaspueyo.medium.com/coronavirus-act-today-or-people-will-die-f4d3d9cd99ca>
- Rabie, T., & Curtis, V. (2006). Hand washing and risk of respiratory infections: A quantitative systematic review. *Tropical Medicine & International Health*, 11(3), 258–267. <https://doi.org/10.1111/j.1365-3156.2006.01568.x>

- Remuzzi, A., & Remuzzi, G. (2020). COVID-19 and Italy: What next? *Lancet*, 395, 1225–1228. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30627-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30627-9)
- Reynolds, B. W., & Seeger, M. (2005). Crisis and emergency risk communication as an integrative model. *Journal of Health Communication*, 10(1), 43–55. <https://doi.org/10.1080/10810730590904571>
- Riddle, M. C. (2020). Diabetes and COVID-19: Moving from news to knowledge and a glucose hypothesis. *Diabetes Care*, 43(10), 2336–2338. <https://doi.org/10.2337/dci20-0045>
- Ruff, C., Ruiz, M., Matheu, A., Juica, P., Mminchenkova, L., Flores, T., & Abbas, N. (2020). La competitividad economica, desde el impacto de la movilidad internacional de la educacion terciaria. *Revista Ibérica de Sistemas e Tecnologias de Informação*, 36, 14–29. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8550427>
- Tantrakarnapa, K., Bhopdhornangkul, B., & Nakhaapakorn, K. (2022). Influencing factors of COVID-19 spreading: A case study of Thailand. *Journal of Public Health*, 30(3), 621–627. <https://doi.org/10.1007/s10389-020-01329-5>
- UN Department of Economic and Social Affairs (UN DESA). (2020). *Everyone included: Social impact of COVID-19*. <https://www.un.org/development/desa/dspd/everyone-included-covid-19.html>
- World Health Organization. (2021). *Water, sanitation and hygiene (WASH)*. <https://www.who.int/health-topics/water-sanitation-and-hygiene-wash#:~:text=Safe%20drinking%2Dwater%2C%20sanitation%20and,communities%20living%20in%20healthy%20environments>
- World Tourism Organization. (2021). *Yearbook of tourism statistics, compendium of tourism statistics and data files*. <https://data.worldbank.org/indicator/ST.INT.ARVL>
- Yechezkel, M., Weiss, A., & Rejwan, I. (2021). Human mobility and poverty as key drivers of COVID-19 transmission and control. *BMC Public Health*, 21, 596. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-10561-x>
- Zemtsov, S. P., & Baburin, V. L. (2020). Risks of morbidity and mortality during the COVID-19 pandemic in Russian regions. *Population and Economics*, 4(2), 158–181. <https://populationandconomics.pensoft.net/article/54055/>

ÉVOLUTION DE LA LIBERTÉ ÉCONOMIQUE DANS LES PAYS D'AMÉRIQUE DU SUD ET DE L'UNION EUROPÉENNE DURANT LES ANNÉES 1996–2022

Evolution of economic freedom in the countries of South America and the European Union during the years 1996–2022

Bartłomiej LACH¹

Analyx sp. z o.o. in Poznań
lach.bartlomiej@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-2023-0378>

Krzysztof MALAGA²

Université des Sciences Économiques et de Gestion
krzysztof.malaga@ue.poznan.pl
<https://orcid.org/0000-0001-7079-9880>

Abstract : The objective of the article is to describe and evaluate the evolution of economic freedom in the countries of South America and the European Union in the years 1996–2022. The basis of inference are the coefficients of economic freedom published since 1995 by The Heritage Foundation in Washington and Wall Street Journal for 184 countries around the world.

The comparative analysis is carried out by country and in three sub-groups, which are : the countries of South America, the European countries which joined the European Union before 2003 (EU1) and after 2003 (EU2). In the empirical research, correlation, σ -convergence, σ -divergence and multivariate comparative analysis methods are used. The R program and the dtw and dtwclust packages are also applied. Accordingly, an in-depth assessment of the evolution of economic freedom was carried out in the 41 countries assessed, as well as separately in the three groups of countries analysed. It has been shown that in terms of economic freedom, EU1 countries outperform EU2 and South American countries. In conclusion, general remarks are presented on the relationship between the

¹ Analyx sp. z o.o. in Poznań, ul. Kryszewicza 2, 61-887 Poznań, Pologne.

² Université des Sciences Économiques et de Gestion, al. Niepodległości 10, 61-845 Poznań, Pologne.

stages of changes in economic freedom and the institutional reforms aimed at a more complete democratization of countries and the development of a modern market economy.

Keywords : economic freedom, σ -convergence and σ -divergence analysis, multidimensional comparative analysis, clusters, dendrograms.

Résumé : L'objectif de l'article est de décrire et d'évaluer l'évolution de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud³ et de l'Union Européenne⁴ dans les années 1996–2022. La base d'inférence sont les coefficients de liberté économique publiés depuis 1995 par The Heritage Foundation à Washington et Wall Street Journal pour 184 pays à travers le monde.

L'analyse comparative est effectuée par pays et en trois sous-groupes, qui sont : les pays d'Amérique du Sud, les pays européens qui ont rejoint l'Union européenne avant 2003 (EU1) et après 2003 (EU2). Dans la recherche empirique, les méthodes d'analyse de corrélation, σ -convergence, σ -divergence et analyse comparative multivariée sont utilisées. Le programme R et les packages *dtw* et *dtwclusters* sont également appliqués. En conséquence, une évaluation approfondie de l'évolution de la liberté économique a été réalisée dans les 41 pays évalués, ainsi que séparément dans les trois groupes de pays analysés. Il a été montré qu'en termes de liberté économique, les pays de la EU1 l'emportent sur les pays de la EU2 et d'Amérique du Sud. En conclusion on présente remarques générales sur la relation entre les étapes des changements dans la liberté économique et les réformes institutionnelles visant une démocratisation plus complète des pays et le développement d'une économie de marché moderne.

Mots-clés : liberté économique, analyse σ -convergence et σ -divergence, analyse comparative multidimensionnelle, clusters, dendrogrammes.

JEL classification : O57, P20, P29, P52.

Introduction

D'après The Heritage Foundation à Washington : « Economic freedom is the fundamental right of every human to control his or her own labour and property. In an economically free society, individuals are free to work, produce, consume, and invest in any way they please. In economically free societies, governments allow labour, capital, and goods to move freely, and refrain from coercion or constraint of liberty beyond the extent necessary to protect and maintain liberty itself ».

Ce point de vue fait allusion aux croyances d'Adam Smith contenues dans l'une de ses œuvres fondamentales la *Richesse des nations* : « basic institutions that protect

³ L'analyse n'a pas omis ni la Guyane française, qui fait partie de la France, ni les îles Falkland, qui font partie du Royaume-Uni.

⁴ Il est bien connu qu'à partir de 2020, le Royaume-Uni restera en dehors de l'Union européenne. En raison de nombreuses années d'adhésion à l'UE, ce pays fait également l'objet de notre analyse.

the liberty of individuals to pursue their own economic interests result in greater prosperity for the larger society ».

Depuis 1995, The Heritage Foundation, en collaboration avec le Wall Street Journal, publie des classements de la plupart des pays du monde basés sur la valeur de l'indice de liberté économique. Lors de la construction de cet indice on prend en compte quatre catégories de liberté : l'état de droit, la taille du gouvernement, l'efficacité judiciaire et l'efficacité réglementaire. Chacune correspond à trois indices partiels de liberté : droit de propriété⁵, efficacité judiciaire⁶, intégrité du gouvernement⁷, fardeau fiscal⁸, dépenses publiques⁹, santé fiscale¹⁰, liberté d'entreprise¹¹, liberté du travail¹², liberté monétaire¹³, liberté commerciale¹⁴, liberté d'investissement¹⁵ et liberté financière¹⁶. Chacune d'eux à des sous-catégories spécifiques (Lach & Malaga, 2022, p. 257).

L'indice de liberté économique est la moyenne arithmétique non pondérée des douze indices partiels, ce qui signifie que les 12 aspects de la liberté économique pris en compte sont traités d'égale importance¹⁷. Le classement évalue la liberté économique entre 0 et 100,0 signifiant « aucune liberté économique » et 100 signifiant « liberté économique totale ». Sur la base des valeurs de l'indice de liberté économique, la classification des pays suivante est retenue : 100,0–80,0 (pays libre),

⁵ Degré de protection juridique des droits de propriété privée d'un pays et degré d'application de ces lois.

⁶ Degré d'efficacité et d'équité du système judiciaire, en particulier en ce qui concerne les lois sur la propriété.

⁷ Quelle est la prévalence des formes de corruption politique et des pratiques telles que la corruption, l'extorsion, le népotisme, le copinage, le favoritisme, le détournement de fonds et la corruption.

⁸ Les taux marginaux d'imposition sur le revenu des particuliers et des sociétés et le niveau global d'imposition (y compris les impôts directs et indirects imposés par tous les niveaux de gouvernement) en pourcentage du PIB.

⁹ Le fardeau des dépenses publiques, y compris la consommation par l'État et tous les paiements de transfert liés aux divers programmes de protection sociale.

¹⁰ Comment un pays gère bien son budget en quantifiant la croissance de la dette et du déficit.

¹¹ Le coût, le temps et la liberté d'ouvrir, d'exploiter et de fermer une entreprise, en tenant compte de facteurs tels que l'électricité.

¹² L'intrusion des droits du travail tels que le salaire minimum, les lois empêchant les licenciements, les indemnités de départ et les restrictions réglementaires mesurables sur l'embauche et les heures travaillées, ainsi que le taux de participation à la main-d'œuvre comme mesure indicative des opportunités d'emploi sur le marché du travail.

¹³ Quelle est la stabilité des prix et combien d'interventions microéconomiques.

¹⁴ La mesure dans laquelle les barrières tarifaires et non tarifaires affectent les importations et les exportations de biens et de services à destination et en provenance du pays.

¹⁵ Dans quelle mesure le flux de capitaux d'investissement des particuliers et des entreprises est-il libre ou limité.

¹⁶ Indique l'efficacité bancaire ainsi que le degré d'indépendance du gouvernement vis-à-vis du secteur financier.

¹⁷ Il est calculé sur la base des données statistiques des organismes suivants : la Banque Mondiale, le Fonds monétaire international et l'Economist Intelligence Unit et Transparency International.

79,9–70,0 (pays principalement libre), 69,9–60,0 (pays modérément libre), 59,9–50,0 (pays principalement non libre), 49,9–0,0 (pays réprimé).

Dans l'article, nous procéderons à une analyse comparative de l'évolution de la liberté économique en Amérique du Sud (l'Argentine, la Bolivie, le Brésil, le Chili, la Colombie, l'Équateur, la Guyane, le Paraguay, le Pérou, le Suriname, Trinité-et-Tobago, l'Uruguay, le Venezuela) et dans les pays de l'Union Européenne au cours des années 1996-2022. Parmi les pays de l'Union Européenne, on distingue deux sous-groupes : les États membres avant 2003 – UE1 (l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays Bas, le Portugal, le Royaume-Uni¹⁸, la Suède) et les États membres après 2003 – EU2 (la Bulgarie, la Croatie, le Chypre, l'Hongrie, la Lituanie, la Lettonie, le Malte, la Pologne, la Roumanie, la République Tchèque, la Slovaquie, la Slovénie).

La structure de l'article est la suivante. Au point 1, on présente les définitions des concepts de base. Au point 2, on discute les méthodes appliquées d'analyse comparative multivariée. Au point 3, on présente les résultats de la recherche empirique pour les pays de l'Amérique du Sud et de l'Union Européenne durant la période 1996–2022 obtenus sur la base de l'indice de la liberté économique. En conclusion on présente les postulats pour des recherches ultérieures¹⁹.

1. Définitions des concepts de base

$i = j, k, l$ – trois groupes des pays,

$j = \text{ARG, BOL, BRÉ. CHI, COL, ÉQU, GUY, PAR, PÉR, SUR, TRT, URU, VEN}^{20}$,

$k = \text{ALL, AUT, BEL, DAN, ESP, FIN, FRA, GRÉ, LUX, IRL, ITA, P-B, POR, R-U, SUÈ}^{21}$,

$l = \text{BUL, CRO, CHY, EST, HON, LIT, LET, MAL, POL, ROU, RTC, SLO, SLV}^{22}$,

$t = 1, 2, \dots, 27$ – années 1996, 1997, ..., 2022.

¹⁸ Il est bien connu qu'à partir de 2020, le Royaume-Uni restera en dehors de l'Union européenne. En raison de nombreuses années d'adhésion à l'UE, ce pays fait également l'objet de notre analyse.

¹⁹ Dans l'article, nous nous référons directement aux travaux : (Bohle & Greskovits, 2012 ; Farkas, 2011 ; Gorynia & Malaga, 2020 ; Ichimura et al., 2009 ; Iwasaki, 2020 ; Kondratowicz, 2013 ; Kowalski, 2013 ; Lach & Malaga, 2022, 2023 ; Lane & Myant, 2007 ; Malaga, 2018a, 2018b ; Piątkowski, 2018 ; Rapacki, 2019 ; Sachs, 2011 ; Tridico, 2006).

²⁰ L'Argentine – ARG, la Bolivie – BOL, le Brésil – BRÉ, le Chili – CHI, la Colombie – COL, l'Équateur, la Guyane – GUY, le Paraguay – PAR, le Pérou – PÉR, le Suriname – SIR, la Trinité et Tobago – TRT, l'Uruguay – URU, la Venezuela – VEN.

²¹ L'Allemagne – ALL, l'Autriche – AUT, la Belgique – BEL, le Danemark – DAN, l'Espagne – ESP, la Finlande – FIN, la France – FRA, l'Irlande – IRL, l'Italie – ITA, les Pays Bas – P-B, le Portugal – POR, le Royaume-Unie – R-U, la Suède – SUÈ.

²² La Bulgarie – BUL, la Croatie – CRO, le Chypre – CHY, la Hongrie – HON, la Lituanie – LIT, la Lettonie – LET, Malte – MAL, la Pologne – POL, la Roumanie – ROU, la République Tchèque – RTC, la Slovénie – SLÈ, la Slovaquie – SLV.

Df.1. L'indice de la liberté économique dans le pays $i = \begin{pmatrix} j = 1, 2, \dots, 13 \\ k = 1, 2, \dots, 15 \\ l = 1, 2, \dots, 13 \end{pmatrix}$ en l'année $t = 1, 2, \dots, 27$ est appelé le coefficient :

$$IT_t^i = \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} IT_t^{im} \in [0, 100] \quad (1)$$

où IT_t^{im} signifie un de douze indices partiels de la liberté économique dans le groupe des pays $i = j, k, l$, en l'année $t = 1, 2, \dots, 27$.

Df.2. L'indicateur de σ -convergence dans le groupe de pays $j = 1, 2, \dots, 13$, en raison de l'indice de liberté économique IT_t^j en l'année $t = 1, 2, \dots, 27$ est appelé le coefficient :

$$\sigma_t^{j1} = \sqrt{\sum_{j=1}^{13} (IT_t^j - \overline{IT}_t^j)^2} \quad \text{où : } \overline{IT}_t^j = \frac{\sum_{j=1}^{13} IT_t^j}{i}, \text{ si } \forall t^1 > t, \sigma_t^{j1} < \sigma_t^{j1} \quad (2)$$

Df.3. L'indicateur de σ -divergence dans le groupe de pays $j = 1, 2, \dots, 13$, en raison de l'indice de liberté économique IT_t^j en l'année $t = 1, 2, \dots, 27$ est appelé le coefficient :

$$\sigma_t^{j2} = \sqrt{\sum_{j=1}^{13} (IT_t^j - \overline{IT}_t^j)^2} \quad \text{où : } \overline{IT}_t^j = \frac{\sum_{j=1}^{13} IT_t^j}{i}, \text{ si } \forall t^1 > t, \sigma_t^{j2} > \sigma_t^{j2} \quad (3)$$

Df.4. L'indicateur de σ -convergence dans le groupe de pays $k = 1, 2, \dots, 15$, en raison de l'indice de liberté économique IT_t^k en l'année $t = 1, 2, \dots, 27$ est appelé le coefficient :

$$\sigma_t^{k1} = \sqrt{\sum_{k=1}^{15} (IT_t^k - \overline{IT}_t^k)^2} \quad \text{où : } \overline{IT}_t^k = \frac{\sum_{k=1}^{15} IT_t^k}{15}, \text{ si } \forall t^1 > t, \sigma_t^{k1} < \sigma_t^{k1} \quad (4)$$

Df.5. L'indicateur de σ -divergence dans le groupe de pays $k = 1, 2, \dots, 15$, en raison de l'indice de liberté économique IT_t^k en l'année $t = 1, 2, \dots, 27$ est appelé le coefficient :

$$\sigma_t^{k2} = \sqrt{\sum_{k=1}^{15} (IT_t^k - \overline{IT}_t^k)^2} \quad \text{où : } \overline{IT}_t^k = \frac{\sum_{k=1}^{15} IT_t^k}{15}, \text{ si } \forall t^1 > t, \sigma_t^{k2} > \sigma_t^{k2} \quad (5)$$

Df.6. L'indicateur de σ -convergence dans le groupe de pays $l = 1, 2, \dots, 13$, en raison de l'indice de la liberté économique IT_t^l en l'année $t = 1, 2, \dots, 27$ est appelé le coefficient :

$$\sigma_t^{l1} = \sqrt{\sum_{l=1}^{13} (IT_t^l - \overline{IT}_t^l)^2} \quad \text{où : } \overline{IT}_t^k = \frac{\sum_{k=1}^{15} IT_t^k}{13}, \quad \text{si } \forall t^1 > t, \sigma_t^{l1} < \sigma_t^{l1} \quad (6)$$

Df.7. L'indicateur de σ -divergence dans le groupe de pays $l = 1, 2, \dots, 13$, en raison de l'indice de la liberté économique en l'année $t = 1, 2, \dots, 27$ est appelé le coefficient :

$$\sigma_t^{l2} = \sqrt{\sum_{l=1}^{13} (IT_t^l - \overline{IT}_t^l)^2} \quad \text{où : } \overline{IT}_t^l = \frac{\sum_{l=1}^{13} IT_t^l}{13}, \quad \text{si } \forall t^1 > t, \sigma_t^{l2} > \sigma_t^{l2} \quad (7)$$

Df.8. Par mesure absolue de similarité des pays d'Amérique du Sud $o \neq p$; $o, p = 1, 2, \dots, 15$, par rapport à l'indice de liberté économique à l'horizon temporel $T = [1, 2, \dots, 27]$ nous appellerons la distance euclidienne :

$$d_T^{1op} = \sqrt{\sum_{t=1}^{27} (IT_t^o - IT_t^p)^2} \quad (8)$$

Df.9. Par mesure absolue de similarité des pays de l'UE1 $q \neq r$; $q, r = 1, 2, \dots, 15$, par rapport à l'indice de liberté économique à l'horizon temporel $T = [1, 2, \dots, 27]$ nous appellerons la distance euclidienne :

$$d_T^{2qr} = \sqrt{\sum_{t=1}^{27} (IT_t^q - IT_t^r)^2} \quad (9)$$

Df.10. Par mesure absolue de similarité des pays de l'UE2 $s \neq t$; $s, t = 1, 2, \dots, 13$, par rapport à l'indice de liberté économique à l'horizon temporel $T = [1, 2, \dots, 27]$ nous appellerons la distance euclidienne :

$$d_T^{3st} = \sqrt{\sum_{t=1}^{27} (IT_t^s - IT_t^t)^2} \quad (10)$$

2. Description des méthodes appliquées d'analyse comparative multivariée

Dans la recherche empirique sur la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud et les états membres de l'UE en période 1996–2022 on a réalisé une analyse par grappes (clusters). Il s'agit de l'un des outils traditionnels de l'analyse comparative multivariée (Panek & Zwierzchowski, 2013). Il a été utilisé pour identifier des groupes de pays qui se sont avérés similaires et appelés clusters.

La procédure de regroupement a été effectuée à l'aide de la méthode hiérarchique. Cette méthode suppose qu'au départ, tous les pays regroupés sont des clusters à un

seul élément, et leur regroupement se fait par étapes en fonction de la matrice de distance euclidienne préalablement déterminée entre les pays. Dans les étapes suivantes de la procédure, les objets sont combinés en clusters. L'ordre dans lequel les pays sont joints dépend de la mesure de similarité adoptée. Le regroupement est effectué jusqu'à l'obtention du nombre de grappes sélectionné, auquel tous les pays étudiés sont affectés. C'est ce qu'on appelle la procédure d'agglomération (Panek & Zwierchowski, 2013). Dans les études empiriques, la méthode de la moyenne de groupe a été utilisée pour relier d'autres pays. Les interrelations des pays et des clusters dans les étapes suivantes de la procédure sont représentées par un arbre de liens, également appelé dendrogramme.

L'analyse typologique a été effectuée séparément pour les trois groupes des pays à la base de l'indice de liberté économique. Les matrices de similarité des pays déterminées à cet effet présentaient les distances euclidiennes entre les séries temporelles des indices de liberté économique pour l'horizon du temps $T = [1, 2, \dots, 27]$. Dans la recherche empirique, le programme R et les packages dtw et dtwclust ont été utilisés pour l'analyse par grappes.

3. Résultats empiriques

3.1. Amérique du Sud

Il convient de noter que dans le classement mondial pour 2022, préparé pour les 184 pays du monde sur la base de la valeur de l'indice de liberté économique, les pays d'Amérique du Sud ont été inclus dans les groupes de pays suivants²³ : principalement libres : Chili (20), Uruguay (34), modérément libre : Pérou (51), Colombie (60), Paraguay (73), principalement non libre : Guyane (91), Trinité-et-Tobago (99), Équateur (126), Brésil (133), Argentine (144), réprimés : Suriname (156), Bolivie (169) et Venezuela (176). Il s'ensuit que les pays sud-américains forment un groupe assez hétérogène du point de vue de la liberté économique qui mérite d'être examiné plus en détail au sein du continent sud-américain.

3.1.1. Indices de liberté économique et classements dans les 13 pays de l'Amérique du Sud en 1996, 2005, 2014 et 2022

Les tableaux 1a et 1b présentent les valeurs des indices de liberté économique et les classements, ainsi que la classification pour les 13 pays de l'Amérique du Sud en 1996, 2005, 2014 et 2022.

Les valeurs des indicateurs de liberté et les classements des pays d'Amérique du Sud qui en résultent ne sont donnés que pour les quatre années sélectionnées. Cela

²³ Les positions des pays dans le classement mondial sont données entre parenthèses.

Tableau 1a. Valeurs et classements des pays d'Amérique du Sud analysés selon l'indice de liberté économique en 1996, 2005, 2014 et 2022

Pays \ Années	1996		2005		2014		2022	
	Valeurs	Classement	Valeurs	Classement	Valeurs	Classement	Valeurs	Classement
Argentine	74,7	1	51,7	12	44,1	12	50,1	11
Bolivie	65,2	5	58,4	7	46,8	11	43,0	12
Brésil	48,1	12	61,7	4	56,6	7	53,3	10
Chili	72,6	2	77,8	1	78,7	1	74,4	1
Colombie	64,3	6	59,6	6	70,7	2	65,1	4
Équateur	60,1	9	52,9	10	49,2	10	54,3	8
Guyane	50,1	11	56,5	8	55,5	8	59,5	6
Paraguay	67,1	4	53,4	9	61,6	6	62,9	5
Pérou	63,5	8	61,3	5	67,4	4	66,5	3
Suriname	36,7	13	51,9	11	54,2	9	53,3	9
Trinité-et-Tobago	69,2	2	71,5	2	62,7	5	58,8	7
Uruguay	63,7	3	66,9	3	69,3	3	70,0	2
Venezuela	54,5	10	45,2	13	34,3	13	24,8	13

Source : (The Heritage Foundation, 2022).

Tableau 1b. Classification des pays d'Amérique du Sud selon l'indice de liberté économique en années 1996, 2005, 2014 et 2022

Années	Principalement libres	Modérément libres	Principalement non libres	Réprimés
1996	ARG, CHI	BOL, COL, ÉQU, PAR, PÉR, TRT, URU	GUY, VEN	BRÉ, SUR
2005	CHI, TRT	BRÉ, PÉR, URU	ARG, BOL, COL, ÉQU, GUY, PAR, SUR	VEN
2014	CHI, COL	PAR, PÉR, TRT, URU	BRÉ, GUY, SUR	ARG, BOL, ÉQU, VEN
2022	CHI, URU	COL, PAR, PÉR,	ARG, BRÉ, ÉQU, GUY, SUR, TRT	BOL, VEN

Source : (The Heritage Foundation, 2022).

ne dénature pas les relations entre pays, que l'on obtiendrait sur la base de séries chronologiques complètes. Sur la base des données statistiques présentées dans les tableaux 1a et 1b, nous pouvons conclure que le groupe des pays mettant en œuvre des politiques aboutissant à la stabilité ou à l'amélioration de la liberté économique comprend le Chili, l'Uruguay et, dans une moindre mesure, la Colombie et le Pérou. Par contre le Venezuela, la Bolivie, l'Argentine et le Brésil appartiennent au groupe des pays où la politique économique menée se caractérise par des effets négatifs en termes de liberté économique. Dans d'autres pays, on n'observe pas de changements radicaux.

3.1.2. Indices de corrélation

Le tableau 1c présente les valeurs des coefficients de corrélation simple de Pearson, calculées sur la base de séries temporelles des indices de liberté économique pour tous les couples de pays analysés dans les années 1996–2022.

Tableau 1c. Matrice de corrélation de toutes les paires de pays en 1996–2022 en termes d'indice de liberté économique²⁴

	ARG	BOL	BRÉ	CHI	COL	EQU	GUY	PAR	PÉR	SUR	TRT	URU	VEN
ARG	1,00												
BOL	0,80	1,00											
BRÉ	-0,01	0,45	1,00										
CHI	0,68	-0,31	0,34	1,00									
COL	-0,35	-0,54	-0,39	0,06	1,00								
EQU	0,86	0,77	0,07	0,58	-0,51	1,00							
GUY	-0,28	-0,43	-0,18	-0,13	0,30	-0,22	1,00						
PAR	0,44	0,03	0,66	0,54	0,50	0,30	0,09	1,00					
PÉR	-0,17	0,37	-0,39	-0,13	0,73	-0,37	0,14	0,40	1,00				
SUR	0,68	-0,56	0,27	0,82	0,02	0,71	0,02	0,62	-0,02	1,00			
TRT	0,63	0,91	0,54	-0,06	0,67	0,71	-0,54	-0,17	-0,46	-0,27	1,00		
URU	-0,31	-0,35	0,14	0,16	0,46	-0,41	0,05	0,09	0,75	0,24	-0,33	1,00	
VEN	0,75	0,45	0,49	-0,19	-0,56	0,74	-0,54	-0,02	-0,39	-0,44	0,94	-0,33	1,00

Source : calculs propres.

Les résultats présentés dans le tableau 1c confirment les tendances observées sur la base des tableaux 1a et 1b. Il convient notamment de prêter attention à : a) une corrélation négative relativement forte entre les indices de liberté pour les pays leaders (Chili, Uruguay, Colombie et Pérou) et les pays enregistrant une baisse significative (Venezuela, Bolivie, Argentine et, dans une moindre mesure, Brésil), b) une corrélation positive relativement élevée parmi les outsiders, c) une corrélation relativement élevée entre le Chili et le Suriname existe malgré les différences persistantes sur les niveaux absolus de liberté économique globale entre les deux pays, d) il convient également de noter une forte corrélation entre le Venezuela et Trinité-et-Tobago, que nous n'avons pas incluse en tant qu'outsider, mais les changements qui s'y produisent, pour des raisons similaires à celles-ci-dessus, conduisent à la situation mentionnée.

3.1.3. σ -convergence et σ -divergence de liberté économique dans les années 1996–2002

La figure 1a présente les valeurs des ratios σ -convergence/divergence calculées à la base de l'indice de liberté économique pour l'ensemble des pays sud-américains à l'horizon temporel 1996–2022.

²⁴ Pour des raisons évidentes, il s'agit d'une matrice symétrique.

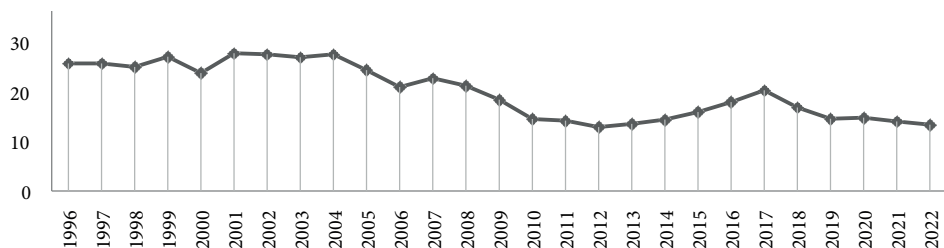


Figure 1a. σ -convergence et σ -divergence de liberté économique en Amérique du Sud dans les années 1996–2002

Source : calculs propres.

Il est possible de remarquer facilement que dans les années 1996–2007, il y a eu σ -convergence, et dans les années 2007–2022, la σ -divergence a prévalu. En d'autres termes, dans la première période, l'homogénéité relative de ces pays s'est accrue, et dans la seconde période, leur hétérogénéité s'est accrue.

Bien que les différences observées pour tous les pays d'Amérique du Sud ne soient pas importantes, le fait que l'hétérogénéité au lieu de l'homogénéité ait augmenté en raison de la liberté économique, telle que mesurée par l'indice de la liberté économique, prouve une tendance inhabituelle dans le monde.

3.1.4. Dendrogramme

Dans la figure 1b quatre grappes (clusters) sont donnés pour les pays d'Amérique du Sud en 1996–2022. Le premier d'entre eux est composé du seul Venezuela, le deuxième regroupe le Chili, Trinité-et-Tobago, le Paraguay, l'Uruguay, la Colombie et le Pérou, le troisième ne contient que le Suriname et le quatrième comprend le Brésil, la Guyane, l'Équateur, l'Argentine et la Bolivie.

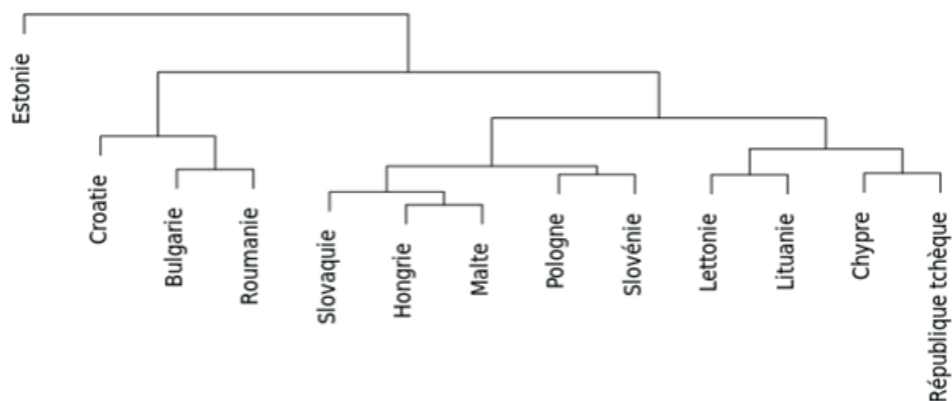


Figure 1b. Dendrogramme pour les pays d'Amérique du Sud dans la période 1996–2022

Source : calculs propres.

Les clusters 1 et 3 sont des outsiders déterminés. Le cluster 2 comprend des pays avec un niveau de liberté relativement élevé, et le cluster 4 comprend des pays avec un niveau de liberté relativement faible.

3.2. UE1

Dans le classement mondial pour 2022, préparé pour les 184 pays du monde sur la base de la valeur de l'indice de liberté économique, les pays de l'UE1 ont été inclus dans les groupes de pays suivants : libres – Irlande (3), Luxembourg (5) principalement libres : Pays Bas (8), Finlande (9), Danemark (10), Suède (11), Allemagne (16), Autriche (22), Royaume Unie (24), Portugal (31) ; modérément libres : Belgique (37), Espagne (41), France (52), Italie (57), Grèce (77). Cela signifie que les pays européens qui ont rejoint l'Union européenne avant 2003 se distinguent par une liberté économique relativement élevée par rapport à 184 pays dans le monde.

3.2.1. Indices de liberté économique et classements dans les 15 pays de l'UE1 en 1996, 2005, 2014 et 2022

Les tableaux 2a et 2b présentent respectivement les valeurs des indices de liberté économique et les classements ainsi que la classification pour les 15 pays de l'UE1 en 1996, 2005, 2014 et 2022.

Tableau 2a. Valeurs et classements des pays de l'UE1 analysés selon l'indice de liberté économique en 1996, 2005, 2014 et 2022

Pays	1996		2005		2014		2022	
	Valeurs	Classement	Valeurs	Classement	Valeurs	Classement	Valeurs	Classement
Allemagne	69,1	4	68,1	10	73,4	5	76,1	7
Autriche	68,9	5	68,8	9	71,2	9	73,8	8
Belgique	65,0	8	69,0	8	68,8	10	69,6	11
Danemark	67,5	7	75,3	4	76,3	2	78,0	5
Espagne	59,6	15	67,0	11	67,6	11	68,2	12
Finlande	63,7	10	71,0	7	73,4	5	78,3	4
France	63,7	10	60,5	14	62,5	13	65,9	13
Grèce	60,5	14	59,0	15	54,0	15	61,5	15
Luxembourg	72,5	2	76,3	3	73,2	7	80,6	2
Irlande	68,5	6	80,8	1	76,6	1	82,0	1
Italie	60,8	13	64,9	12	61,7	14	65,4	14
Pays-Bas	69,7	3	72,9	5	73,7	4	79,5	3
Portugal	64,5	9	62,4	13	65,3	12	70,8	10
Royaume-Uni	76,4	1	72,2	6	75,8	3	72,7	9
Suède	61,8	12	69,8	2	72,7	8	77,9	6

Source : (The Heritage Foundation, 2022).

Tableau 2b. Classification des pays de l'UE1 selon l'indice de liberté économique en années 1996, 2005, 2014 et 2022

Années	Libres	Principalement libres	Modérément libres	Principalement non libres
1996		LUX, R-U	ALL, AUT, BEL, DAN, FIN, FRA, GRÈ, IRL, ITA, P-B, POR, SUÈ	ESP
2005	IRL	DAN, FIN, LUX, P-B, R-U	ALL, AUT, ESP, FRA, ITA, POR, SUÈ	GRÈ
2014		ALL, AUT, DAN, FIN, LUX, IRL, P-B, R-U, SUÈ	BEL, ESP, FRA, ITA, POR	GRÈ
2022	LUX, IRL	ALL, AUT, DAN, FIN, P-B, POR, R-U, SUÈ	BEL, ESP, FRA, GRÈ, ITA	

Source : (The Heritage Foundation, 2022).

Les valeurs des indicateurs de liberté et les classements des pays membres de l'UE1 qui en résultent sont donnés pour les quatre années sélectionnées. Cela ne dénature pas les relations entre pays, que l'on obtiendrait sur la base de séries chronologiques complètes. Sur la base de ces données nous pouvons conclure que le groupe des pays mettant en œuvre des politiques aboutissant à la stabilité ou à l'amélioration de la liberté économique comprend l'Irlande et le Luxembourg. et, dans une moindre mesure, l'Allemagne, l'Autriche, le Danemark, la Finlande, les Pays-Bas, le Portugal, le Royaume-Uni et la Suède. Ils sont les moins efficaces à cet égard : la Belgique, l'Espagne, la France, la Grèce et l'Italie.

3.2.2. Indices de corrélation

Le tableau 2c présente les valeurs des coefficients de corrélation simple de Pearson, calculées sur la base de séries temporelles des indices de liberté économique pour tous les couples de pays de l'UE1 analysés dans les années 1996–2022.

Les résultats présentés dans le tableau 2c confirment les tendances observées sur la base des tableaux 2a et 2b. Il convient toutefois de souligner qu'elles concernent l'ensemble de la période analysée, et non les quatre années sélectionnées. Il est à noter que : a) les pays avec la corrélation positive la plus élevée sont : ALL avec AUT, FRA, FIN et SUÈ ; AUT avec DAN et SUÈ ; BEL avec DAN et FRA ; DAN avec FIN et SUÈ ; FIN avec P-B ; IRL avec P-B ; P-B avec POR et SUÈ, b) les pays ayant une corrélation relativement faible ou négative avec les autres pays sont GRÈ et R-U, c) les leaders, que sont IRL et LUX, ne se distinguent pas par une forte corrélation entre eux ou avec d'autres pays.

Tableau 2c. Matrice de corrélation de toutes les paires de pays de l'UE1 en 1996–2022 en termes d'indice de liberté économique

	ALL	AUT	BEL	DAN	GRE	ESP	FIN	FRA	LUX	IRL	ITA	P-B	POR	R-U	SUÈ
ALL	1,00														
AUT	0,86	1,00													
BEL	0,65	0,70	1,00												
DAN	0,73	0,83	0,86	1,00											
GRE	-0,47	-0,26	-0,17	-0,23	1,00										
ESP	0,38	0,34	0,65	0,66	-0,03	1,00									
FIN	0,83	0,79	0,77	0,88	-0,23	0,70	1,00								
FRA	0,83	0,83	0,56	0,83	-0,14	0,19	0,65	1,00							
LUX	0,23	0,12	0,07	0,11	0,30	0,45	0,47	-0,12	1,00						
IRL	0,35	0,40	0,65	0,66	0,33	0,78	0,75	0,11	0,62	1,00					
ITA	0,30	0,30	0,26	0,30	0,24	0,44	0,53	0,12	0,70	0,63	1,00				
P-B	0,75	0,78	0,72	0,84	-0,05	0,61	0,94	0,65	0,48	0,80	0,58	1,00			
POR	0,21	0,16	-0,12	0,02	0,33	0,22	0,19	0,12	0,42	0,30	0,47	0,87	1,00		
R-U	-0,19	-0,03	0,22	0,08	-0,25	0,09	0,08	-0,16	0,06	0,38	0,34	0,19	-0,20	1,00	
SUÈ	0,84	0,76	0,59	0,83	-0,39	0,57	0,52	0,56	0,37	0,67	0,43	0,87	0,28	-0,1	1,00

Source : calculs propres.

3.2.3. σ -convergence et σ -divergence de liberté économique dans les années 1996-2002.

La figure 2a présente les valeurs des ratios σ -convergence/divergence calculées à la base de l'indice de liberté économique pour l'ensemble des pays de l'UE1 à l'horizon temporel 1996–2022.

Il convient de noter que ce groupe de pays, distingué par l'état de démocratie atteint et le développement d'une économie de marché, se caractérise par une bien

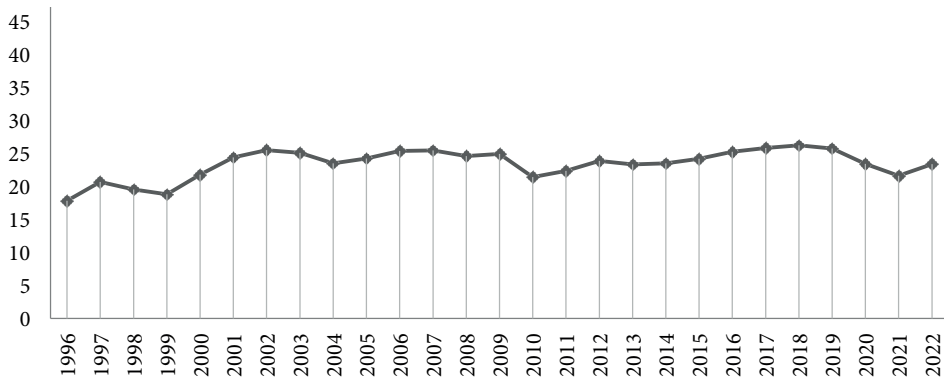


Figure 2a. σ -convergence et σ -divergence dans les états membres de l'UE1 pour l'indice de liberté économique dans les années 1996–2002

Source : calculs propres.

plus grande stabilité de la liberté économique que les pays d'Amérique du Sud. Ceci est mis en évidence à la fois par les valeurs plus faibles des indices σ -convergence et σ -divergence et par la plus faible amplitude de leurs changements. Ce qui mérite d'être souligné, c'est l'augmentation de la σ -convergence dans ce groupe de pays immédiatement après la Grande Dépression (2009) ou le déclenchement de pandémie de COVID-19 (2019).

Le plus intéressant est que : a) malgré une relative stabilité, le niveau d'homogénéité en termes de liberté économique dans ce groupe de pays était plus élevé en 1996 qu'en 2022 ; b) les périodes de σ -divergence étaient plus longues que les périodes de σ -convergence.

3.2.4. Dendrogramme

Dans la figure 2b quatre grappes (clusters) sont donnés pour les pays de l'UE1 en 1996–2022.

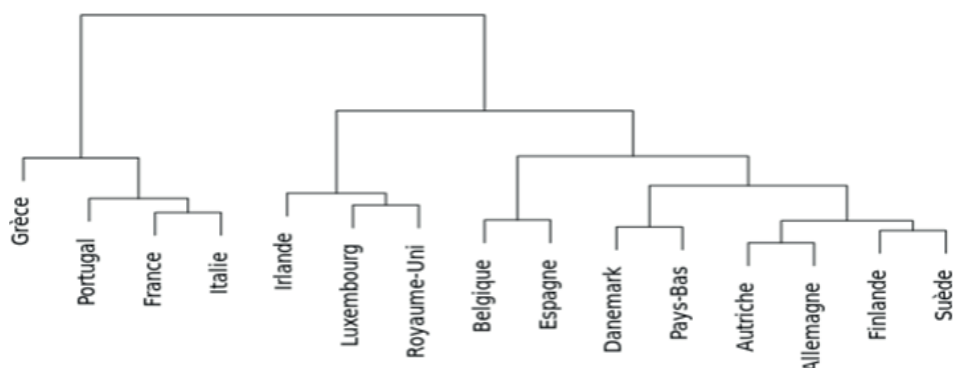


Figure 2b. Dendrogramme pour les états membres de l'UE1 dans la période 1996–2022

Source : calculs propres.

Le premier d'entre eux est composé de : l'Italie, la France, le Portugal et la Grèce, le deuxième regroupe l'Irlande, le Luxembourg et le Royaume-Uni, le troisième contient la Belgique et l'Espagne et le quatrième comprend le Danemark, les Pays-Bas, l'Autriche, l'Allemagne, la Finlande et la Suède. Il convient de noter que les clusters 1 et 3 contiennent des outsiders, et les clusters 2 et 4 des leaders dans ce groupe de pays.

3.3. EU2

Dans le classement mondial pour 2022, préparé pour les 184 pays du monde sur la base de la valeur de l'indice de liberté économique, les pays de l'UE2 ont été inclus

dans les groupes de pays suivants : libres – l'Estonie (7), principalement libres : la Lituanie (17), la Lettonie (18), la République Tchèque (21), le Chypres (23), la Malte (27), la Bulgarie (29), la Slovénie (32) ; modérément libres : la Slovaquie (37), la Pologne (39), la Croatie (45), la Roumanie (47), l'Hongrie (48). Cela nous permet de conclure que les États membres de l'UE2 ont des indicateurs légèrement moins bons dans le groupe des leaders de la liberté économique que dans les pays de l'UE1, mais en même temps ils sont meilleurs parmi les pays considérés comme des outsiders dans ce groupe que dans les pays de l'UE1.

3.3.1. Indices de liberté économique et classements dans les 13 pays de l'UE2 en 1996, 2005, 2014 et 2022

Les tableaux 3a et 3b présentent respectivement les valeurs des indices de liberté économique et les classements ainsi que la classification pour les 13 pays de l'UE2 en 1996, 2005, 2014 et 2022.

Tableau 3a. Valeurs et classements des pays de l'UE2 analysés selon l'indice de liberté économique en 1996, 2005, 2014 et 2022

Pays	1996		2005		2014		2022	
	Valeurs	Classement	Valeurs	Classement	Valeurs	Classement	Valeurs	Classement
Bulgarie	48,6	11	62,2	9	65,7	9	71,0	7
Croatie	48,0	12	51,9	13	60,4	13	67,6	11
Chypre	67,7	2	71,9	2	67,6	5	72,9	5
Estonie	65,4	3	75,2	1	75,9	1	80,0	1
Hongrie	56,8	6	66,5	6	67,0	6	66,9	13
Lettonie	55,0	8	66,3	7	68,7	4	74,8	3
Lituanie	49,7	10	70,5	3	73,0	2	75,8	2
Malte	55,8	7	68,9	4	66,4	10	71,5	6
Pologne	57,8	4	59,6	10	67,0	6	68,7	10
Roumanie	46,2	13	52,1	12	65,5	11	67,1	12
République Tchèque	68,1	1	64,6	8	72,2	3	74,4	4
Slovaquie	50,4	9	59,6	10	62,7	12	70,5	8
Slovénie	57,6	5	66,8	5	66,4	8	69,7	9

Source : (The Heritage Foundation, 2022).

Les valeurs des indicateurs de liberté et les classements des pays membres de l'UE2 qui en résultent sont donnés pour les quatre années sélectionnées. Sur la base de ces données nous pouvons conclure que le groupe des pays mettant en œuvre des politiques aboutissant à la stabilité ou à l'amélioration de la liberté économique comprend l'Estonie et dans une moindre mesure, la Bulgarie, le Chypres, la Lettonie, la Lituanie, la Malte, la République Tchèque et la Slovaquie. En ce qui

Tableau 3b. Classification des pays de l'UE2 selon l'indice de liberté économique en années 1996, 2005, 2014 et 2022

Années	Libres	Principalement libres	Modérément libres	Principalement non libres	Réprimés
1996			CHY, EST, RTC,	HON, LET, MAL, POL, SLÉ, SLV	BUL, CRO, LIT, ROU
2005		CHY, EST, LIT,	BUL, HON, LET, MAL, RTC, SLÉ	CRO, POL, ROU, SLV	
2014		EST, LIT, RTC,	BUL, CRO, CHY, HON, LET, MAL, POL, ROU, SLÉ, SLV		
2022	EST	BUL, CHY, LET, LIT, MAL, RTC, SLV	CRO, HON, POL, ROU, SLÉ		

Source : (The Heritage Foundation, 2022).

concerne le groupe des pays de l'UE2, on peut dire que par rapport aux groupes des pays d'Amérique du Sud et de l'UE1, les évolutions les plus favorables du niveau de liberté économique ont été observées dans ce groupe.

3.3.2. Indices de corrélation

Le tableau 3c présente les valeurs des coefficients de corrélation simple de Pearson, calculées sur la base de séries temporelles des indices de liberté économique pour tous les couples de pays de l'UE2 analysés dans les années 1996–2022.

Tableau 3c. Matrice de corrélation de toutes les paires de pays de l'UE2 en 1996–2022 en termes d'indice de liberté économique

	BUL	CRO	CHY	EST	HUN	LET	LIT	MAL	POL	ROU	RTC	SLE	SLO
BUL	1,00												
CRO	0,82	1,00											
CHY	0,29	0,33	1,00										
EST	0,73	0,57	0,42	1,00									
HON	0,81	0,73	0,28	0,77	1,00								
LET	0,67	0,75	0,09	0,87	0,63	1,00							
LIT	0,91	0,79	0,30	0,37	0,42	0,90	1,00						
MAL	0,93	0,80	0,27	0,79	0,82	0,83	0,91	1,00					
POL	0,75	0,86	-0,13	0,69	0,73	0,76	0,72	0,74	1,00				
ROU	0,85	0,89	-0,13	0,64	0,76	0,77	0,79	0,85	0,82	1,00			
RTC	0,58	0,79	-0,37	0,41	0,45	0,68	0,52	0,53	0,81	0,77	1,00		
SLE	0,67	0,81	0,22	0,61	0,63	0,72	0,71	0,79	0,63	0,63	0,72	1,00	
SLO	0,67	0,62	0,35	0,57	0,71	0,56	0,76	0,83	0,42	0,26	0,71	0,54	1,00

Source : calculs propres.

Les résultats présentés dans le tableau 3c. sont compatibles avec les tendances observées sur la base des tableaux 3a et 3b. Il convient de souligner qu'elles concernent l'ensemble de la période analysée, et non les quatre années sélectionnées. Il est à noter que : a) les pays avec la corrélation positive la plus élevée sont : la Bulgarie avec la Croatie, la Hongrie, la Lituanie, la Malte et la Roumanie ; la Croatie avec la Malte, la Pologne, la Roumanie et la Slovénie ; l'Estonie avec Lettonie ; la Hongrie avec la Malte ; la Lettonie avec la Lituanie et la Malte ; la Pologne avec la Roumanie et la Slovaquie, b) le Chypres est le seul pays ayant une corrélation relativement faible ou négative avec d'autres pays membres de l'UE2, c) le leader, qu'est l'Estonie est fortement corrélée avec la Lettonie.

3.3.3. σ -convergence et σ -divergence de liberté économique dans les années 1996–2002

La figure 3a présente les valeurs des ratios σ -convergence/divergence calculées à la base de l'indice de liberté économique pour l'ensemble des pays de l'UE2 à l'horizon temporel 1996–2022.

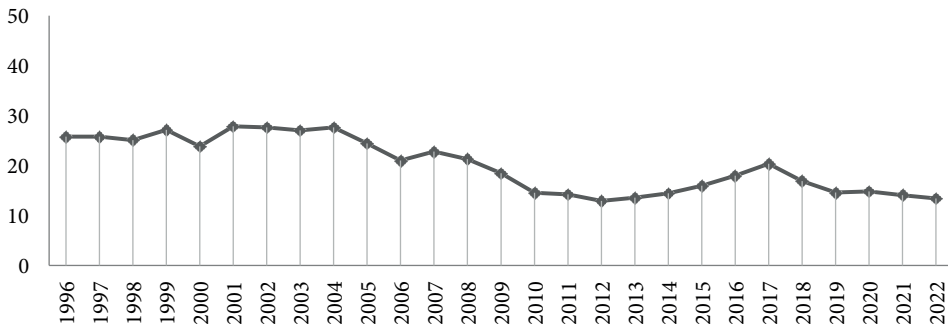


Figure 3a. σ -convergence et σ -divergence dans les états membres de l'UE2 dans les années 1996–2002

Source : calculs propres.

Il faut souligner que la plus grande partie de ce groupe de pays sont d'anciens pays socialistes²⁵ qui sont restés dans la zone d'influence décroissante de la Russie.

Sur la base des valeurs des coefficients σ -convergence et σ -divergence, on peut conclure que a) en 1996 les pays UC1 étaient plus homogènes en termes de niveau de liberté économique que les pays sud-américains et en même temps plus hétérogènes que les pays CU1, b) en 2022 les pays CE1 ont non seulement maintenu une

²⁵ La Bulgarie, l'Estonie, l'Hongrie, la Lettonie, la Lituanie, la Pologne, la République Tchèque, la Roumanie et la Slovaquie.

plus grande homogénéité en termes de niveau de liberté économique que les pays d'Amérique du Sud, mais sont devenus plus homogènes que les pays CU1, c) tout au long de la période 1996–2022, dans ce groupe de pays, les effets de σ -convergence ont été nettement plus forts que les effets de σ -divergence, d) les périodes de grande dépression économique et de pandémie de COVID-19 n'ont pas été plus importantes du point de vue de σ -convergence.

3.3.4. Dendrogramme

Dans la figure 3b quatre grappes (clusters) sont donnés pour les pays de l'UE1 en 1996–2022.

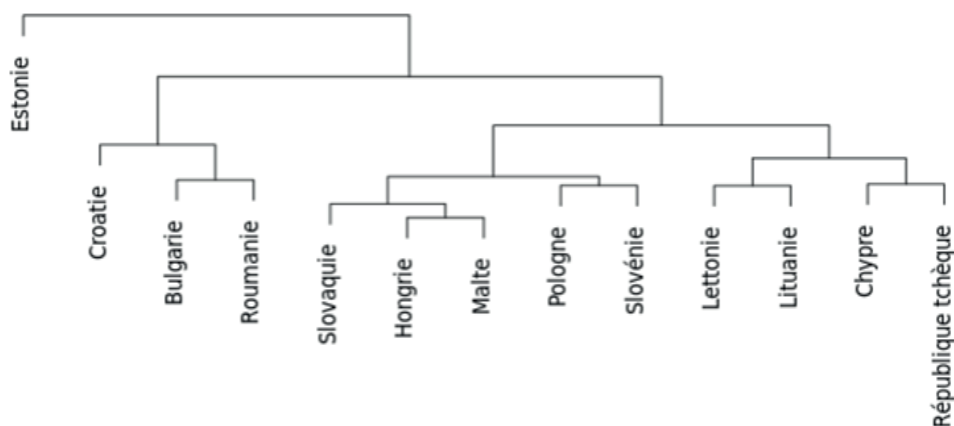


Figure 3b. Dendrogramme pour les états membres de l'UE2 dans la période 1996–2022

Source : calculs propres.

Le premier d'entre eux est composé uniquement par l'Estonie, le deuxième regroupe la Croatie, la Bulgarie et la Roumanie, le troisième contient la Slovaquie, l'Hongrie, la Malte, la Pologne et la Slovénie et le quatrième comprend la Lettonie, la Lituanie, le Chypre et la République Tchèque. Il convient de noter que les clusters 1 et 3 contiennent des outsiders, et les clusters 2 et 4 des leaders dans ce groupe de pays.

Conclusion

Les résultats de la recherche présentés dans l'article permettent une évaluation assez fiable et complète d'évolution de la liberté économique par rapport aux différents pays d'Amérique du Sud, de l'UE1 et de l'UE2 dans les années 1996–2022. Grâce à l'analyse des indicateurs de liberté économique pour lesquels les méthodes de

corrélation, σ -convergence et σ -divergence ont été utilisées, ainsi qu'à l'analyse comparative multidimensionnelle, il est devenu possible d'identifier des différences et des similitudes dans l'évolution de la liberté économique à la fois dans 41 pays et dans 3 groupes de pays différents.

Il convient de souligner les différences fondamentales entre les pays d'Amérique du Sud et l'Union Européenne dans les années 1996-2022. Dans le cas des pays d'Amérique du Sud, l'évolution de la liberté économique était la conséquence de types particuliers de politique économique mis en œuvre dans chaque pays. En particulier, en ce qui concerne les institutions chargées de mettre en œuvre les systèmes politiques démocratiques et l'augmentation de l'efficacité des économies de marché. L'efficacité limitée de ces activités est attestée par le fait que sur 13 pays, seuls le Chili et la Colombie sont membres de l'OCDE. Dans le cas des pays de l'Union européenne, ces effets sont assez différents, sur 28 pays de l'UE, pas moins de 25 d'entre eux appartiennent à l'OCDE. Au cours de l'horizon temporel analysé, tous les pays de l'UE1 et de l'UE2 ont fait l'objet de changements institutionnels intensifs, à la suite desquels les pays de l'UE1 ont continué à utiliser l'ordre institutionnel existant dans l'Union Européenne, et les pays de l'UE2 ont fait l'objet de changements plus intensifs, aboutissant à l'adhésion à l'UE, à l'OCDE et, dans certains cas, à la zone euro.

Les résultats d'analyse d'évolution de la liberté économique en Amérique du Sud et dans les pays membres de l'UE permettent de formuler les conclusions suivantes : a) L'Amérique du Sud, à l'exception de quelques pays, n'a pas obtenu de succès significatifs dans le développement de liberté économique au sein de ce continent, b) les pays de l'UE1 ont maintenu un niveau relatif de liberté économique dans le monde entier et en Europe, et enfin les pays de l'UE2 doivent être considérés comme les plus grands bénéficiaires des changements institutionnels qui ont abouti à une amélioration radicale de liberté économique dans le monde et sur le continent européen. Il semble que l'une des principales raisons des réformes institutionnelles, en particulier dans les anciens pays à économie planifiée et aux systèmes politiques pas entièrement démocratiques, était la forte volonté de sortir de la sphère d'influence de la Russie.

Néanmoins, les méthodes de recherche adoptées dans le cas des trois groupes de pays ne permettent pas de déterminer précisément quels changements institutionnels conduisent à la régression et au développement de la liberté économique dans les pays jugés.

Une évaluation plus fiable d'évolution de la liberté économique dans les pays analysés nécessite l'utilisation de modèles économétriques qui pourraient être appliqués pour expliquer le développement de la liberté économique en relation avec la croissance économique, le développement socio-économique, l'augmentation de la prospérité, la mise en œuvre du progrès technologique, l'innovation, l'amélioration des ressources et de la qualité du capital humain et social dans ces pays.

References

- Bohle, D., & Greskovits, B. (2012). *Capitalist diversity on Europe's periphery*. Cornell University Press.
- Farkas, B. (2011). The Central and Eastern European model of capitalism. *Post-Communist Economies*, 23(1), 15–34. <https://doi.org/10.1080/14631377.2011.546972>
- Gorynia, M., & Malaga, K. (2020). Les changements de la compétitivité de l'économie polonaise dans l'économie mondiale durant la période 1990–2017. In C. Ruff, A. Redslob & K. Malaga (Eds.), *Pour une recherche économique efficace* (pp. 119–153). 61^e Congrès de l'Association Internationale des Économistes de Langue Française. Santiago de Chile.
- Ichimura, S., Sato, T., & James, W. (Eds.). (2009). *Transition from socialist to market economies*. Palgrave Macmillan.
- Iwasaki, I. (Ed.). (2020). *The economics of transition. Developing and reforming emerging economies*. Routledge.
- Kondratowicz, A. (2013). *Wolność gospodarcza. Pomiar, percepcja, zmiany instytucjonalne*. Towarzystwo Polskich Ekonomistów.
- Kowalski, T. (2013). *Globalization and transformation in Central European countries: The case of Poland*. Poznań University of Economics and Business Press.
- Lach, B., & Malaga, K. (2022). Transformations économiques dans les pays d'Europe Centrale et Orientale et du Sud-Est dans les années 1990–2014. In J. Gemayel, K. Malaga & A. Redslob (Eds.), *Monnaies, finances et développements* (pp. 27–48). 62^e Congrès de l'Association Internationale des Économistes de Langue Française. Beyrouth : Université Saint-Joseph.
- Lach, B., & Malaga, K. (2023). Changes on economic freedom in 11 post-socialist countries of Central-Eastern and South-Eastern Europe in 1996–2022. *Ekonomia i Prawo. Economics and Law*, 22(2), 251–274.
- Lane, D., & Myant, M. (Eds.). (2007). *Varieties of capitalism in post-communist countries*. Palgrave Macmillan. <https://doi.org/10.1057/9780230627574>
- Malaga, K. (2018a). Les transformations politiques, économiques et sociales en Pologne durant les années 1989–2017. Bilan, perspectives et nouveaux enjeux. In K. Malaga & A. Redslob (Eds.), (2018). *Les enjeux du développement économique, financier et écologique dans une mondialisation risquée* (pp. 44–55). Éditions de l'USEGP.
- Malaga, K. (2018b). Bilans przemian w Polsce w latach 1989–2017 w kategoriach transformacji, wolności gospodarczej i wzrostu gospodarczego. *Zeszyty Naukowe Małopolskiej Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Tarnowie*, 1(37), 19–34. <http://cejsh.icm.edu.pl/cejsh/element/bwmeta1.element.desklight-afcf6fd5-ff4f-4483-8f26-d7811003dc22>
- Panek, T., & Zwierzchowski, J. (2013). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej: Teoria i zastosowania*. Oficyna Wydawnicza SGH.
- Piątkowski, M. (2018). *Europe's growth champion: Insights from the economic rise of Poland*. Oxford University Press.
- Rapacki, R. (2019). *Diversity of patchwork capitalism in Central and Eastern Europe*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429056901>
- Sachs, J. (2011). *The end of poverty: Economic possibilities for our time*. Penguin Putnam.

The Heritage Foundation. (2022). *Index of economic freedom*. <https://www.heritage.org/index/>

Tridico, P. (2006). Institutional change and governance indexes in transition economies: The case of Poland. *The European Journal of Comparative Economics*, 3(2), 197–238. <http://ejce.liuc.it/18242979200602/182429792006030203.pdf>

CONVERGENCE ÉCONOMIQUE AU SEIN DE L'ESPACE OUEST-AFRICAIN : L'INTÉGRATION ÉCONOMIQUE RÉGIONALE À L'ÉPREUVE DES FAITS

Economic convergence within the West African space: Regional economic integration put to the test of facts

Hassan Maman ABDO¹

Université Abdou Moumouni de Niamey, Niger

hassanabdo1960@yahoo.fr

<https://orcid.org/0009-0001-6755-0600>

Mahaman Laouan ABOUBE²

Université Abdou Moumouni de Niamey, Niger

Aboube6@yahoo.fr

<https://orcid.org/0009-0000-5370-6021>

Mbodja MOUGOUÉ³

Wayne State University, Detroit, USA

ad4906@wayne.edu

<https://orcid.org/0000-0002-1129-8274>

Abstract : In this article we first propose a discussion in the light of recent works on the economic convergence or not of West African countries which have been in the process of regionalization of trade since 1975. We then examine the determinants of convergence based on the spatial econometric analysis of all these States over the period 1990–2021. The results obtained show that the economies are globally and highly divergent ; the absolute and conditional convergences not being realized. But three convergence clubs have been identified, with Senegal standing apart. The investment rate, public expenditure, inflation rate, purchasing power parity, trade openness rate, school enrolment rate and population growth rate, as structural control variables, played an important role in assessing the speed and level of divergence of West African economies. This has highlighted the differences in

¹ BP 12442 Niamey, Niger.

² BP 12442 Niamey, Niger.

³ 2771 Woodward Avenue, Detroit, Michigan 48201, USA.

per capita income, the delay in the integration mechanisms and the effects of the shocks to which these economies are subject.

Keywords : regionalization of trade, economic convergence, West African countries.

Résumé : Dans cet article nous proposons d'abord une discussion à la lumière des travaux récents sur la convergence économique ou non des pays ouest-africains qui sont dans le processus de régionalisation des échanges depuis 1975. Nous examinons, ensuite, les déterminants de la convergence en prenant appui sur une analyse économétrique spatiale de tous ces États sur la période 1990–2021. Les résultats obtenus font ressortir que les économies sont globalement et fortement divergentes ; les convergences absolue et conditionnelle n'étant pas réalisées. Mais trois clubs de convergence ont été décelés, avec le Sénégal qui fait bande à part. Le taux d'investissement, les dépenses publiques, le taux d'inflation, la parité du pouvoir d'achat, le taux d'ouverture commerciale, le taux de scolarisation et le taux de croissance démographique, variables structurelles de contrôle, ont joué un rôle important dans l'appréciation de la vitesse et du niveau de divergence des économies ouest-africaines. Ceci a mis en évidence les écarts des revenus par tête, le retard dans les mécanismes intégrateurs et les effets des chocs auxquels ces économies sont soumises.

Mots-clés : régionalisation des échanges, convergence économique, pays ouest-africains.

JEL classification : F100, F110, F130, F140, F150.

Introduction

La régionalisation des échanges peut se définir, *ceteris paribus*, comme une intégration poussée entre des pays géographiquement proches au détriment des relations commerciales extrarégionales. Elle offre un cadre beaucoup plus favorable au démarrage ou à l'accélération de la croissance économique que les espaces nationaux cloisonnés. Sa dynamique relève, donc, des institutions au sens northien du terme. Elle apparaît comme un phénomène naturel du moment où la proximité est une source d'essor commercial puisqu'elle favorise la libéralisation du commerce et les libres mouvements des facteurs de production. Dans cette logique, l'intégration régionale est en mesure de renforcer les interdépendances entre les économies et partant conduire à la convergence économique, c'est-à-dire la tendance à l'égalisation à long terme du taux de croissance du revenu par habitant des pays associés comme le stipule l'état régulier de Solow (1956). Animée par les unités motrices simples ou complexes au sens perrouxien du terme, la régionalisation est une source crédible de sortie « des pièges du sous-développement » (Berthélemy, 2006) dans lesquels sont enfermés les pays africains en général et ceux de l'Afrique de l'Ouest en particulier. Intégrer ces économies ouest-africaines, c'est réduire les distorsions liées à leurs stratégies et plans nationaux de développement

conduisant à un équilibre bas ; intégrer c'est aussi effacer progressivement les frontières nationales, qu'elles soient de la sphère réelle ou financière, car, la loi des rendements décroissants suggère aux pays associés de réduire considérablement les obstacles tarifaires et non tarifaires aux échanges régionaux pour bénéficier des avantages relatifs importants. Les pays s'intègrent pour augmenter la rentabilité de leurs entreprises et pour accroître le revenu réel de leurs populations. Ceci suppose l'adaptation des politiques communautaires au travers d'une fourniture des services publics mutualisés (hôpitaux, éducation, police, armée, prestations sociales, investissements dans les infrastructures) pour répondre aux goûts et aux préférences des citoyens ouest-africains dans des conditions satisfaisantes d'efficacité économique.

Les changements technologiques, les transformations dans les structures de production, de consommation et d'échanges susceptibles d'être impulsés par les mouvements d'intégration économique signifient, d'après Stiglitz (2000), que l'hypothèse habituelle, qui fait coïncider l'économie et le territoire national, correspond de moins en moins à la réalité. Des transactions commerciales croissantes devraient, en principe, s'effectuer entre les pays candidats à l'intégration économique plutôt qu'à l'intérieur de leurs frontières. Pour les pays ouest-africains, celles-ci devraient être une réponse adéquate aussi bien pour les innovations et les transformations technologiques décisives que pour une accélération amplifiée du mouvement naturel de régionalisation des échanges.

Toutefois, selon Baudassé et al. (2001), les économies ne sont parfaitement intégrées que lorsque leurs relations réelles et monétaires sont si denses que leurs marchés réagissent simultanément aux mêmes chocs. La régionalisation ouest-africaine n'a, cependant pas encore, dépassé l'étape de l'union douanière. Elle vise à réduire les entraves aux échanges régionaux qui bénéficient désormais des conditions préférentielles de cet accord commercial. L'adoption de ces politiques commerciales spécifiques devrait, en principe, favoriser le mouvement des marchandises et la mobilité des facteurs de production pouvant conduire à l'homogénéité de l'espace économique en termes des niveaux d'investissement dans la recherche innovante, l'apprentissage, et la croissance ainsi que dans leur orientation vers la bonne direction.

Aussi, l'un des objectifs de la régionalisation des échanges fondée sur l'instauration des tarifs extérieurs communs est de promouvoir l'intégration économique progressive des pays dans la perspective d'avoir à terme une économie ouest-africaine dynamique, plus mondialisatrice que mondialisée. Il s'agit, en fait, de créer le rapport de force indispensable à la maîtrise des savoirs permettant d'inverser la tendance à sa marginalisation actuelle par le biais de la formation d'une masse critique de compétences et d'un appareil de production étendu, complexe et moderne pour s'insérer dans la dynamique de la mondialisation en minimisant et en amplifiant respectivement ses coûts et ses avantages.

Dans ce cas, cette intégration économique régionale doit viser à renforcer ses capacités productives et à attirer des talents et des investissements régionaux et étrangers pour créer une société pérenne ouest-africaine apprenante, principale source de progrès de niveau de vie permettant d'assurer un avenir meilleur aux générations actuelles et futures. Mais en Afrique de l'Ouest, les tentatives de groupement depuis les années 1960 se font et se défont parfois avant même de s'être faites (Bourguinat, 1968) traduisant ainsi à la fois la vitalité et la fragilité des mouvements régionaux d'intégration.

La régionalisation de *jure* a pris appui sur le traitement préférentiel entre pays associés, dont les dotations factorielles et naturelles connues ont constitué des données tangibles dans la définition des politiques commerciales et industrielles, et des moyens à mettre en œuvre afin de réaliser les objectifs qui lui sont assignés. Mais à l'épreuve des faits, on remarque que l'étendue et la diversité des facteurs de blocage des mécanismes intégrateurs ont largement contribué à hypothéquer les perspectives d'un développement économique intégré des économies ouest-africaines. Les structures de spécialisations de celles-ci sont pour l'essentiel de nature concurrentielle et non complémentaire sur la production dans quasiment les mêmes branches d'activité.

L'espace génomique ouest-africain, base inévitable de déploiement des activités économiques, est, le lieu par excellence, d'une géographie économique plus ou moins concentrée qui secrète les inégalités spatiales notamment entre les zones côtières et enclavées. Il existe des écueils capables de ralentir le rythme d'évolution de la régionalisation au travers du processus d'intégration de l'Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA), processus qui, selon Gérardin (2001), présente un cheminement inversé vers l'intégration économique, par rapport aux phases habituelles, dans la mesure où l'intégration monétaire constitue le socle du groupement ; les attributions de ce dernier se sont élargies avec une intégration par les règles. L'UEMOA qui appartient à la Zone Franc se fonde sur une intégration économique et monétaire, étape ultime selon le schéma proposé par Balassa (1961), pour ensuite faire marche arrière en instituant une zone de préférences tarifaires en 1994 avant de devenir en 2000 une union douanière. En ce sens le processus d'intégration épousé par cette entité communautaire dotée d'une monnaie unique, le franc CFA, est différent de celui de la Communauté Économique Des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), dont elle est pourtant un membre à part entière. Ces deux organisations sont porteuses des défis compte tenu des écarts de développement entre leurs pays membres. En effet, sur le plan démographique, la CEDEAO, catalyseur de la régionalisation commerciale, enregistre environ 300 millions des consommateurs, dont plus de 50% sont des ressortissants du Nigeria en 2020 (Vedié, 2020). Du point de vue économique aussi, ce dernier pays représente un peu plus de 60% du produit intérieur brut (PIB) régional (Abdo, 2012).

Dans le groupement régional d'intérêt incarné par les deux entités communautaires, chaque pays est tenu d'appliquer rigoureusement les critères de convergence retenus et centrés sur le taux d'inflation, les ratios dette / PIB et déficit budgétaire / PIB. Chaque état devrait s'orienter vers cette politique prudente à domination budgétaire assortie des dettes et des déficits à bas niveau. Cette préoccupation budgétaire calquée sur celle de l'Union Européenne est dénommée critère de convergence (Stiglitz, 2016). Existe-t-il des preuves qui soutiennent son efficacité en Afrique de l'Ouest? La notion de convergence demeure donc le maître mot pour assurer la construction de l'espace ouest-africain. On parle de convergence lorsque les écarts entre les revenus par tête des pays se réduisent sensiblement dans le temps. Elle traduit l'ambition des États visant à tendre vers un même objectif. Les critères de convergence viennent ainsi compléter les dispositions de réduction des distorsions découlant des politiques commerciales nationales. De telles politiques communautaires sont censées entraîner d'importantes implications sur la convergence économique en vue de déterminer le degré de réalisation du processus d'intégration économique. En d'autres termes, les opportunités élargies à travers la constitution d'un marché étendu devraient offrir les garanties d'une plus grande croissance bien répartie au sein de l'espace ouest-africain et permettre ainsi une exploitation rationnelle des économies d'échelle et des externalités positives à l'échelle régionale.

L'élargissement du marché ouest-africain a-t-il fait évoluer les structures de spécialisation dans les sens de les rapprocher ou de les éloigner ? Dit autrement, la régionalisation a-t-elle conduit ou non à la convergence économique au sein de l'espace économique ouest-africain en construction? Telles sont les questions auxquelles cette réflexion s'efforce d'apporter des éléments de réponses. L'objet de l'article vise à tester l'hypothèse selon laquelle la régionalisation en marche depuis 1975 n'a pas conduit à la convergence économique des pays de l'Afrique de l'Ouest. La démarche empruntée dans l'article consiste à présenter une revue de la littérature, la méthodologie et les résultats obtenus et la discussion de ces derniers.

1. La revue de la littérature

La régionalisation des échanges constitue un cadre idéal d'accélération des performances économiques et de réduction des écarts de développement entre pays inégalement développés. Ce type de rattrapage est fondé sur l'état régulier de Solow (1956) d'inspiration néoclassique. Ce concept qui véhicule un message optimiste exprime le fait que la baisse du capital implique un renchérissement du coût de travail. Ceci incitera les entreprises à substituer du capital au travail et l'investisse-

ment par habitant va augmenter jusqu' à ce que l'état régulier soit atteint. En effet, tous les pays qui fournissent un effort d'investissement sont en mesure de connaître une croissance. A long terme, ils se convergent économiquement puisque les pays proches de leur état régulier connaissent, pour un taux d'investissement donné, une faible croissance comparativement aux pays qui en sont éloignés. D'après Slim (2021), une augmentation de l'accumulation du capital par travailleur permet sur le long terme une convergence des économies. Celle-ci désigne alors l'alignement d'une économie retardataire sur une autre plus avancée économiquement (Bénassy-Quéré et al., 2021). En effet, selon Rodrik (2011) certains pays en développement ont connu récemment des niveaux de développement supérieurs aux pays développés. Cette tendance ne s'observerait pas seulement en Asie, mais aussi en Amérique du Sud et même en Afrique. Ces constats semblent confirmer la théorie téléologique développée par Généau de Lamarlière et Staszak (2000), théorie qui indique que toutes les économies sont appelées à converger ; d'où la possibilité de rattrapage économique par rapport aux économies du capitalisme avancé.

Bien que les critiques adressées au modèle de Solow aient ouvert de nouvelles perspectives notamment la théorie de la croissance endogène développée par Romer (1986), Lucas (1988), Barro (1990), la plupart des travaux sur la convergence économique se réfère à l'état régulier (Solow, 1956) qui conduit nécessairement en termes de développement, mesuré par le revenu par tête, au rattrapage industriel. Cette convergence est rendue possible grâce à la circulation de plus en plus libre des marchandises, des talents, des capitaux et des technologies dans une économie mondialisée, car, en principe, le capital s'investit dans les pays les plus pauvres, où il est le plus rare, et donc, susceptible d'obtenir les plus forts profits. C'est pourquoi depuis un demi-siècle certains pays du Sud comme les dragons asiatiques, Corée du Sud ou Taïwan, sont parvenus à s'insérer parmi le peloton de tête des pays les plus avancés de la planète. Il en est de même pendant la période de trente glorieuses (1945–1975) où les économies des pays européens et du Japon ont réenregistré des taux de croissance de l'ordre de 5% par an, jamais égalés dans l'histoire du capitalisme. Ces deux expériences semblaient confirmer les prédictions optimistes de Solow quant à l'égalisation, à long terme, des niveaux de revenus, donc de convergence industrielle entre les pays riches et les pays pauvres.

Toutefois, Berthélemy (2006) se demande pourquoi certains pays ont apparemment sauté hors de leur piège de sous-développement, alors que d'autres, débutant à des niveaux similaires de développement, n'en ont pas fait de même ? Cette interrogation renvoie aussi à la question de savoir si l'ouverture internationale a conduit ou non les pays économiquement faibles à rattraper les pays du capitalisme évolué ou au contraire à creuser davantage les écarts de développement. Les trappes à pauvreté (Sachs, 2006) relativisent fortement la notion de convergence pour les pays économiquement faibles qui restent à un niveau de développement bas du fait d'infrastructures, de systèmes productifs peu efficaces, de système

politique corrompu, d'accès limité aux capitaux, à l'éducation et à la santé, et d'environnement dégradé. Selon Bensidoun (2004), l'observation des inégalités entre pays depuis trente ans, mesurées par l'indice de Theil des PIB par tête en parité de pouvoir d'achat pour 153 pays, fait ressortir clairement la diminution de celles-ci au cours de la seconde moitié des années 1970 avant de connaître une évolution ascendante à partir du milieu de la décennie 1980. D'après Islam (2003) un nombre impressionnant de nations s'est concentré au début des années 1980 autour de la moyenne et a rattrapé une partie des pays les plus industrialisés alors que d'autres ont dû décrocher pour se trouver en queue de distribution. Cela vient confirmer le fait qu'il n'y a pas de convergence systématique des pays ouest-africains entre eux et vers les pays industrialisés comme il ressort des travaux d'Atangona-Ondoa (2018). Les limites associées à la convergence des économies africaines sont relevées par le Rapport 2011 de l'Organisation des Nations Unies pour le Développement Industriel (ONUUDI) et de la Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED) (Rapport, 2011).

L'Afrique subsaharienne est le seul continent au monde qui n'a pas connu de révolution industrielle. Durant les deux premières décennies d'indépendance (1960–1980), les industries d'import-substitution étaient censées constituer une première phase vers une industrialisation plus complète. Mais à l'épreuve de faits, le secteur manufacturier africain est demeuré peu dynamique et ses débouchés sont largement confinés aux marchés cloisonnés domestiques. Cette absence de compétitivité à l'échelle internationale résulte, entre autres, des déficiences institutionnelles, de la protection différenciée et de la taille réduite des marchés en termes de pouvoir d'achat des cellules ménagères et productives.

2. Méthodologie et résultats

2.1. Sources et analyse des données, mesure de bêta et sigma convergences

2.1.1. Sources et analyse des données collectées

Le PIB par habitant est utilisé comme indicateur de la convergence (éventuellement de la divergence) économique des pays de l'Afrique de l'Ouest. Les données de cette variable proviennent des indicateurs du développement dans le monde (WDI)⁴ de la Banque Mondiale (2021). Ces données existent pour les quinze pays membres de la CEDEAO pour la période 1990–2021, à l'exception du Libéria pour lequel elles ne

⁴ World Development Indicators.

sont disponibles qu'en 2000–2021. Le tableau 1 donne des statistiques descriptives du PIB par tête et le taux de croissance annuel moyen (TCAM) de tous les États sur la période 1990–2021.

2.1.2. Mesure de la σ -convergence des pays ouest-africains

Nous considérons qu'il y a σ -convergence entre les pays membres de la CEDEAO lorsque la dispersion de leurs PIB par habitant par rapport à leurs moyennes annuelles se réduit avec le temps.

Tableau 1. PIB par habitant (en dollars américains, en PPA⁵ internationaux courants)

Pays	Années				TCAM ⁶ (1990-2021)
	1990	2000	2010	2021	
Bénin	1258,19	1757,72	2364,38	3789,27	3,62
Burkina Faso	589,30	920,89	1502,27	2461,94	4,72
Cap Vert	1062,38	3028,75	5693,17	7028,05	6,28
Côte d'Ivoire	2752,94	3270,11	3680,00	5939,76	2,51
Gambie	1555,34	1911,60	2435,15	2433,90	1,45
Ghana	1236,00	1769,52	2974,16	6178,29	5,33
Guinée	881,92	1222,95	1653,90	2878,59	3,89
Guinée-Bissau	1011,55	1071,29	1339,13	2057,10	2,32
Libéria	–	992,27	1022,17	1552,81	–
Mali	803,34	1133,25	1787,36	2447,32	3,66
Niger	762,93	776,20	1062,81	1309,81	1,76
Nigéria	2056,87	2303,49	4703,72	5459,16	3,20
Sénégal	1551,98	1997,20	2653,15	3768,67	2,90
Sierra Leone	775,55	692,22	1134,21	1816,17	2,78
Togo	832,56	971,35	1144,46	2380,17	3,45
Minimum	589,30	692,22	1022,17	1309,81	3,62
Maximum	2752,94	3270,11	5693,17	7028,05	
Moyenne	1223,63	1587,92	2343,34	3433,40	
Ecart-type	593,88	801,77	1410,85	1851,03	

Source : (WDI, 2021).

Par contre, dans le cas où elle augmente au cours des années, l'hypothèse de la divergence économique de ces pays est privilégiée. Le coefficient de variation (CV) est ici utilisé comme indicateur de dispersion. Il importe de rappeler que :

$$CV_t = \frac{\sigma_t}{m_t}$$

⁵ Parité de pouvoir d'achat (PPA).

⁶ Taux de croissance annuel moyen (TCAM).

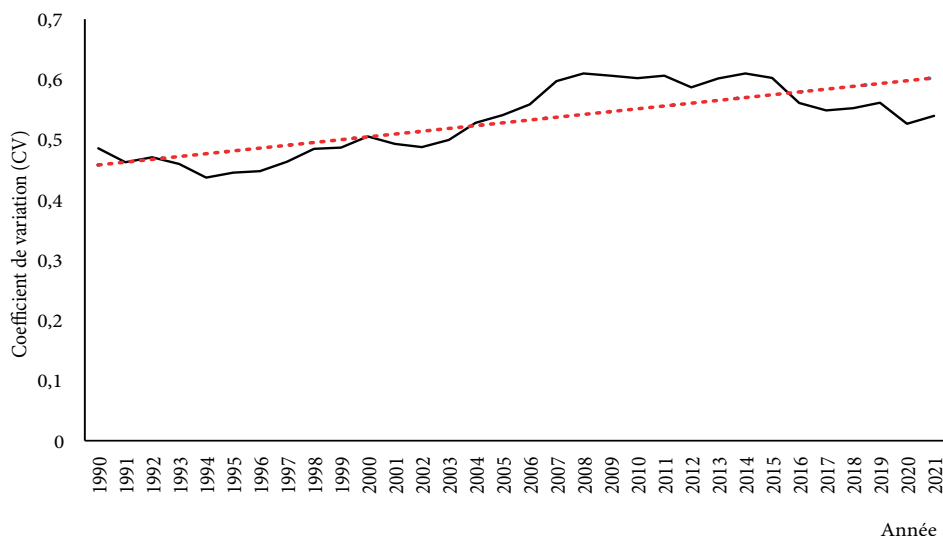


Figure 1. Évolution du coefficient de variation du PIB par habitant ouest-africain

Source : auteurs, à partir des données de WDI.

où l'indice t représente le temps (ici l'année), σ_t l'écart-type (la racine carrée de la variance) des PIB par habitant au cours d'une année t et m_t la moyenne de ces PIB par habitant de la même année.

La figure 1 fait ressortir l'évolution du coefficient de variation du PIB par tête des pays de la CEDEAO. L'avantage de ce paramètre « normalisé » est qu'il offre la possibilité d'établir des comparaisons entre les pays de la zone. La convergence (ou divergence) des économies des pays membres de la CEDEAO peut donc être interprétée en se basant sur l'évolution de ce paramètre. Elle montre que le coefficient de variation se situe au-dessus de 50% indiquant que la dispersion du PIB par tête est très importante entre les pays dans le temps. Depuis 1990 cette dispersion se trouve dans une tendance haussière qui suggère l'existence de divergence des économies ouest-africaines de 1990 à 2021.

2.1.3. Mesure du *trend* de la β -convergence des pays ouest-africains

La conception d'un *trend* de convergence renvoie à l'idée selon laquelle qu'il existe une tendance baissière entre le niveau initial et le rythme du développement économique mesurée par le taux de croissance par an d'un pays (ou d'une région). La courbe (droite) de tendance sur la figure 2 fait, certes, ressortir une tendance à la baisse entre les moyennes des PIB par habitant de l'année initiale 1990 et leurs taux annuels de croissance, mais sa pente est très faible. Cette figure montre clairement que la droite de tendance est presque parallèle à l'axe des abscisses. Ainsi, la vitesse de convergence entre les pays de l'Afrique de l'Ouest qui est quasiment nulle révèle

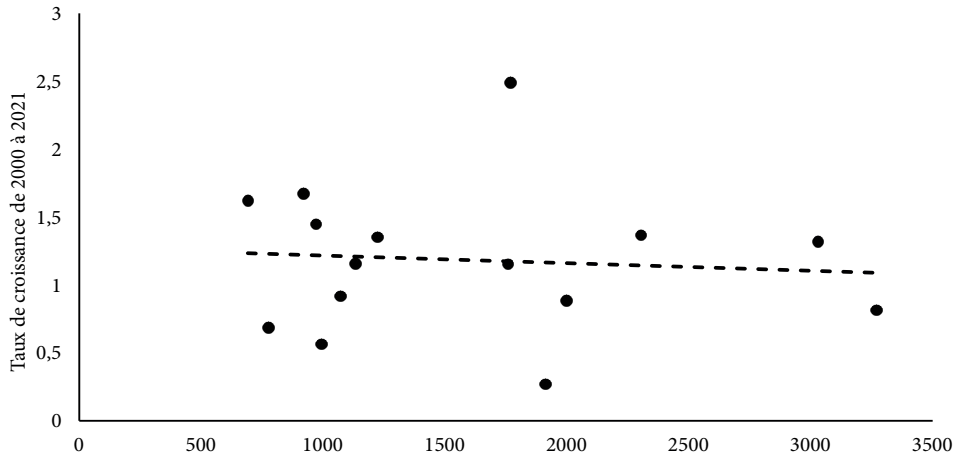


Figure 2. PIB par habitant moyen et leurs taux de croissance (2000–2021)

Source : auteurs à partir des données de WDI.

également l'existence de divergence au sein des économies de l'espace ouest-africain censé être en construction. Ce résultat suggère de chercher à identifier des clubs de convergence entre les quinze États de l'Afrique de l'Ouest.

2.2. Convergences absolue, convergence conditionnelle et clubs de convergence

Après avoir étudié les convergences absolue et conditionnelle des pays membres de la CEDEAO, nous procéderons à l'identification de clubs de convergence.

La problématique de l'article centrée sur la détermination de la convergence (ou divergence) de ces États au regard de leurs longues expériences d'intégration économique régionale, justifie amplement le recours aux modèles de bêta et de sigma convergence. L'approche spatiale visant à prendre en compte la proximité des pays dans cette étude est adaptée pour appréhender la dynamique de la régionalisation des échanges puisque les résultats obtenus à travers ces modèles sont en défaveur de la convergence des économies ouest-africaines et conduisent, donc, à utiliser le modèle de clubs de convergence au sens de Phillips et Sul (2009), Du (2017), Mendez (2020) et Jin et al. (2022).

2.2.1. Détermination de la β -convergence absolue des États membres de la CEDEAO

Pour analyser la β -convergence absolue des pays de l'Afrique de l'Ouest, le modèle (1) de Jin et al. (2022), couramment utilisé dans la littérature économique, est mobilisé :

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{PIBh_{i,2021}}{PIBh_{i,2000}} \right) = \alpha + \beta \ln(PIBh_{i,2000}) + \epsilon_{i,2000,2021}$$

où T représente le nombre d'observations, $PIBh_{i,2000}$ et $PIBh_{i,2021}$ indiquent respectivement le PIB par habitant dans un pays ouest-africain i au cours des deux années 2000 et 2021, α et β deux paramètres à estimer, et $\epsilon_{i,2000,2021}$ le terme d'erreur. Les données utilisées pour les estimations sont en coupe transversale.⁷

Les résultats de l'estimation du modèle de Jin et al. (2022) sont consignés dans le tableau 2. Ils montrent l'inexistence de convergence absolue entre les pays ouest-africains, bien que le signe négatif attendu associé à la variable $\ln(PIBh_{i,2000})$ soit obtenu.

Sur ce point, il est important de préciser qu'on ne cherche pas à faire des inférences à travers le modèle de convergence (ici absolue), mais à vérifier la convergence entre pays⁸. Certaines études (par exemple Diop, 2002) concluent, comme nous l'avons fait, à la non-convergence des pays lorsque le coefficient β est statistiquement non significatif, indépendamment de son signe.

Tableau 2. Résultats de l'estimation du modèle de convergence absolue

Variable	Coefficient	T-statistique	Probabilité
α	0,048063	1,034113	0,3199
$\ln(PIBh_{i,2000})$	-0,001908	-0,298630	0,7699
R-carré	0,006813		
R-carré ajusté	-0,069586		
F-statistique	0,089180		
Prob. (F-statistique)	0,769943		

Source : auteurs à partir des données de WDI.

Il importe de remarquer que la valeur du R^2 du tableau 2 est très faible. Cela signifie que la variabilité du rapport entre le PIB par tête de 2021 et celui de 2000 entre les pays membres de la CEDEAO ne peut pas être due à la variation du PIB par tête de 2000. Aussi, le fait que le R-carré ajusté soit négatif⁹ suppose que la prise

⁷ Pour vérifier la convergence ou non de pays, on peut utiliser soit des données en coupe transversale, en coupe longitudinale ou en panel (Fuss, 1999). Se référer aussi à (Jin et al., 2022).

⁸ Suivre et voir ici : <https://www.youtube.com/watch?v=NEXRqIlggFY> (à partir de 20mn 39s).

⁹ Selon la formule du R^2 ajusté (noté \bar{R}^2), $\bar{R}^2 = 1 - \frac{(1-R^2)(n-1)}{n-p-1}$, le R^2 ajusté est négatif si le R^2 est inférieur au nombre de variables explicatives (en dehors de la constante,) rapporté au nombre d'observations moins un : $R^2 < \frac{p}{n-1}$; ce qui est le cas dans notre étude. Au fait, le R^2 ajusté est une correction du R^2 qui permet de prendre en compte le nombre de variables utilisées dans le modèle.

en compte d'autres variables n'améliore pas la qualité de la régression. Ainsi, on peut prédire que les résultats du modèle de convergence conditionnelle incorporant d'autres variables susceptibles d'être des facteurs de convergence ne soient pas aussi concluants.

2.2.2. Détermination de la β -convergence conditionnelle

Sept variables structurelles de contrôle présentées dans le tableau 3 sont ajoutées au modèle (1) pour analyser la β -convergence conditionnelle des États membres de la CEDEAO. Il s'agit des dépenses publiques (DP), de la formation brute du capital fixe (FBCF), du taux d'alphabétisation (ALPH), de la parité du pouvoir d'achat (PPA), du taux d'ouverture commerciale (OUV), du taux d'inflation (INF) et du taux de croissance démographique (DEM) au cours de l'année 2021, à l'exception de la variable ALPH, dont les données sont précisément de l'année 2020. Toutes ces informations statistiques proviennent du site www.deepnote.com, sauf celles de la variable ALPH qui sont issues de Védié (2020).

Les résultats de l'estimation qui sont regroupés dans le tableau 3 permettent de conclure seulement à l'absence de convergence entre les pays de l'Afrique de l'Ouest, mais que les sept variables retenues qu'on a espérées conditionner la convergence des économies ouest-africaines se sont toutes révélées statistiquement non significatives même à 10%.

Tableau 3. Résultat de l'estimation du modèle de convergence conditionnelle

Variable	Coefficient	T-statistique	Probabilité
α	0,097610	1,228301	0,2653
$\ln(PIB_{t,2000})$	-0,002884	-0,281783	0,7876
DP	-0,026212	-0,325149	0,7561
FBCF	-0,028099	-1,428921	0,2030
ALPH	0,034931	1,027538	0,3438
PPA	-0,112927	-1,560030	0,1698
OUV	0,019956	1,026917	0,3441
INF	-0,017712	-0,377600	0,7187
DEM	-0,520754	-0,732387	0,4915
R-carré	0,599399		
R-carré ajusté	0,065264		
F-statistique	1,122187		
Prob (F-statistique)	0,456926		

Source : www.deepnote.com, sauf les données de la variable ALPH qui proviennent des travaux de Védié (2020).

Notez que R^2 ajusté n'est pas carré de quoi que ce soit, il peut donc avoir une valeur négative sans violer aucune règle mathématique. D'ailleurs, d'auteurs ont aussi trouvé des R^2 ajustés négatifs (Paci & Pigliaru, 1997).

2.3. Détermination endogène des clubs de convergence en Afrique de l'Ouest

Après l'analyse en termes de sigma-convergence et de β -convergence (absolue, conditionnelle et spatiale) des pays ouest-africains, l'examen des clubs de convergence au sein des économies de l'Afrique de l'Ouest est abordée dans cette sous-section. Ainsi, nous nous focalisons sur la possibilité que certains pays constitués en sous-groupes convergent, et ce, malgré la divergence globale des quinze États ouest-africains mise en évidence précédemment. Cela suppose que l'hypothèse de la convergence doit être vérifiée pour un certain nombre des pays constitués en sous-groupes appelés désormais clubs de convergence.

Phillips et Sul (2009) ont développé une approche nouvelle permettant d'identifier les clubs de convergence. Toutefois, Du (2017) fait remarquer qu'une telle approche ne détermine pas la constitution *ex ante* des clubs sur la base des considérations institutionnelles, géographiques, etc. Cet auteur, en prenant appui sur les récents travaux de Phillips et Sul (2007, 2009) développe un module comprenant cinq commandes permettant d'effectuer une analyse de convergence et un regroupement en clubs. Les mêmes commandes sont exposées par Mendez (2021). Nous nous inspirons de ces deux derniers auteurs pour déterminer les éventuels possibles clubs de convergence dans l'espace ouest-africain. Le résultat du test de « $\ln(t)$ » ou de « régression $\ln(t)$ » consigné dans le tableau 4 indique que le t de Student (T -stat) est inférieur à 0,96 (qui correspond à la valeur du t de Student qu'on peut lire dans une table de Student, cas d'un test unilatéral au seuil de 5% lorsque le nombre d'observations dépasse trente (30)). Ainsi, l'hypothèse nulle de convergence est rejetée à ce seuil. Ceci confirme les résultats précédemment obtenus.

Tableau 4. Résultat du test $\ln(t)$

Variable	Coefficient	Écart type	T-stat
$\ln(t)$	-0,8576	0,0195	-43,8885

Source : auteurs, à partir des données de WDI.

Le modèle proposé par Phillips et Sul, plus connu sous le nom de « modèle (de régression) $\ln(t)$ »¹⁰, qui est utilisé pour la détermination des clubs de convergence des pays ouest-africains se présente comme suit :

$$\ln\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\ln[\ln(t)] = a + b\ln(t) + \varepsilon_t$$

où H_t représente la variation du PIB par tête des pays dans le temps, $t = rT, rT + 1, \dots, T$; rT représente l'observation initiale dans la régression, $r(r > 0)$ une

¹⁰ Pour plus de détails sur la spécification de ce modèle, se référer à Mendez (2020, pp. 20–30).

fraction des données utilisées dans l'estimation, T la dernière observation, a et b sont des paramètres à estimer, ε_t le terme d'erreur. Dans notre cas, les observations sont annuelles : $rT = 2000$ et $T = 2021$.

Les résultats du test consignés dans le tableau 5 montrent le poids de chacun des trois clubs de convergence.

Tableau 5. Poids des clubs de convergence

Club	Fréquence	Pourcentage	Cumul
1	4	26,67	26,67
2	2	13,33	40,00
3	8	53,33	93,33
.	1	6,67	100,00
Total	15	100,00	

Source : auteurs, à partir des données de la WDI.

Par contre, les résultats obtenus des trois clubs de convergence identifiés et présentés dans le tableau 6 font ressortir l'impossibilité de les fusionner.

Tableau 6. Clubs de convergence (divergence)

Club 1 (04 pays)	Cap Vert, Côte d'Ivoire, Ghana, Nigéria
Club 2 (02 pays)	Bénin, Guinée
Club 3 (08 pays)	Burkina Faso, Gambie, Guinée-Bissau, Liberia, Mali, Niger, Sierra Leone, Togo
Groupe non convergent (01 pays)	Sénégal

Source : auteurs, à partir des données de la WDI.

3. Discussion des résultats obtenus

La discussion des résultats obtenus est menée autour de l'hypothèse formulée selon laquelle la régionalisation en marche depuis 1975 n'a pas conduit à la convergence économique des pays de l'Afrique de l'Ouest. En effet, ni la convergence absolue ni la convergence conditionnelle ne sont réalisées. Après près d'un demi-siècle d'existence, la CEDEAO n'a donc pas réussi à intégrer les économies de ses pays membres. Ces résultats qui confirment notre hypothèse seront amplement discutés dans les sous-sections 3.1, 3.2 et 3.3.

3.1. L'absence de convergence absolue

L'inexistence de la convergence absolue reflète d'énormes disparités dans l'évolution du revenu par habitant entre les pays ouest-africains même si globalement cet

agrégat par habitant s'est nettement amélioré de 1990 à 2021. Cette performance globale s'est accompagnée d'une concentration des activités économiques autour d'une minorité des États relativement riches qui s'enrichissent davantage alors que les autres s'appauvrissent. Ainsi, le PIB par tête a atteint sa plus faible et plus forte valeur portée respectivement par le Burkina Faso (589,30) en 1990 et par le Cap-Vert (7028,05) en 2021 (voir tableau 1). La moyenne régionale, quant à elle, a presque triplé en l'espace de trente-un ans. Mais elle aussi dépend directement de l'évolution de deux agrégats imparfaitement mesurés : produit réel et prix du marché. En effet, une proportion importante de l'ordre de 50% ou plus du produit réel est inobservable du fait de l'autoconsommation et des activités informelles. Les résultats obtenus qui doivent être considérés avec un recul cachent, bien sûr, d'importantes disparités. Car, les écarts entre les pays ne cessent de se creuser tous les dix ans depuis 1990 mettant clairement en évidence ce phénomène. De plus, seuls, deux pays, le Cap-Vert et le Ghana, ont pu réaliser des taux de croissance annuels moyens supérieurs à 5% sur les trois décennies. La croissance du revenu par tête enregistrée qui n'est pas uniformément répartie demeure, par conséquent, insuffisante pour faire converger les économies et partant réduire significativement les effets pervers des éventuels chocs pouvant accroître la dispersion des PIB par tête.

Abertini et Silem (2011) comme les rédacteurs du *Rapport sur le développement en Afrique* (2011) ont montré ici que le capital physique et le capital humain sont extrêmement rares et donc très chers en Afrique de l'Ouest. Dans ces conditions il est pratiquement impossible de substituer du capital au travail selon les coûts relatifs de l'un en termes de l'autre facteur. La concurrence exercée dans la région n'est pas en mesure d'empêcher les rentes de monopole et le comportement price-maker des acteurs du marché. L'état régulier qui dépend du coût relatif du capital, dont la baisse incitera les entreprises à substituer du capital au travail pour tendre vers la disparition de la croissance par habitant sur le long terme ne peut être réalisé dans ce cas. Le coût élevé du capital rare s'accompagne aussi du renchérissement du travail qualifié. Or les travailleurs non qualifiés des pays ouest-africains qui ne disposent pas des équipements modernes et performants ne sont, donc, pas outillés pour produire des biens et services dans des conditions d'économies d'échelle. C'est pourquoi les économies de l'Afrique de l'Ouest ne montrent aucun signe de rattrapage des pays qui les ont économiquement devancés.

Leur position révèle plutôt l'existence d'une divergence très prononcée entre les États. Elle fait ressortir leur incapacité à constituer une force de convergence au travers d'un développement du commerce croisé intrarégional. Cependant, les échanges internes qui sont soit l'occasion de repousser le mur de la rareté relative, soit de réaliser des économies d'échelle, de gagner en diversité des produits et de développer un important réseau d'un marché régional élargi aussi bien par le nombre et le pouvoir d'achat des populations que par un système de prix, accessible, omnis-cient et neutre, font face aux coûts élevés des opportunités sacrifiées. L'ampleur de

ce renchérissement empêche les économies ouest-africaines de converger et donc d'atteindre leur but commun.

Cette situation est la résultante aussi de l'existence des marchés transfrontières animés par des activités informelles à faible contenu en valeur ajoutée. Elle confirme pour les quinze États l'analyse développée en 1996 par Quah, analyse qui montre que l'économie mondiale tend à se polariser suivant les queues de distributions en prenant de plus en plus d'importance au détriment du groupe des pays intermédiaires. Les économies de l'Afrique de l'Ouest prises par les trappes à pauvreté se trouvent effectivement dans ce cas de figure. Bien entendu, le déficit de l'intégration régionale en matière d'activités productives, et donc de convergence a contribué à amplifier le coût de transport assorti des difficultés de communication entre les pays. En effet, les variables d'infrastructures en l'occurrence le nombre de kilomètres de route sont qualitativement insuffisantes dans l'espace ouest-africain. Elles contribuent ainsi à accroître les disparités de revenus entre les pays. Cet état de fait semble indiquer que les échanges intra-régionaux de 1990 à 2021 ne sont pas porteurs d'une dynamique de résorption des écarts de revenu par habitant au sein de la Communauté. Les échanges sont concentrés sur quelques pays et quelques produits non encore transformés industriellement. Cela ne permet pas aux agents économiques d'exploiter les opportunités afin de produire des biens et services concurrentiels, de les répartir, de les échanger et de les consommer dans des conditions satisfaisantes des coûts et d'efficacité économique. Pire, les pays leaders (le Nigeria, le Ghana, la Côte d'Ivoire ou le Sénégal) censés impulser la dynamique de l'intégration développent des comportements allant dans le sens des préférences nationales de structures qui sont évidemment incompatibles avec l'esprit et la lettre du mouvement de régionalisation des échanges. Les pays de l'intérieur, enclavés et éloignés des ports de transit, quant à eux, font toujours face à des coûts de transport démesurés, coûts qui ne leur permettent pas d'engranger des gains suffisants de productivité pour espérer devenir compétitifs et gagner des parts significatives des marchés régionaux. Une telle situation n'est pas de nature à réaliser la convergence économique dans l'espace ouest-africain.

3.2. L'absence de convergence conditionnelle

La sigma σ -convergence traductrice de la réduction de la dispersion des niveaux de revenus entre les pays ouest-africains montre que la dispersion de leurs PIB par habitant par rapport à leurs moyennes annuelles augmente au lieu de diminuer dans le temps (voir tableau 1). Cela est l'expression d'une divergence économique importante. Ce phénomène est reflété par les valeurs du coefficient de variation. La β -convergence conditionnelle traduit l'idée que dans des contextes semblables, la croissance des pays les plus démunis de l'Afrique de l'Ouest est en mesure de

dépasser celle des pays relativement dotés en ressources si bien qu'à long terme, tous ces pays vont converger vers un niveau de développement identique. Or les résultats obtenus du modèle de β -convergence relative incorpore le taux d'investissement, les dépenses publiques, le taux d'inflation, la parité du pouvoir d'achat, le taux d'ouverture commerciale, le taux de scolarisation et le taux de croissance démographique (voir tableau 3). Ces variables structurelles de contrôle, ont joué un rôle important dans l'appréciation de la vitesse et du niveau de divergence des économies ouest-africaines. Cela met en évidence les écarts des revenus par tête, le retard dans les mécanismes convergents et les effets des chocs auxquels ces économies sont soumises dans leurs systèmes productifs, de consommation et d'échange.

Ces résultats sont aussi fortement influencés par la faiblesse en dotations infra-structurelles, les politiques commerciales, le déficit d'esprits animaux et de tempérament sanguin au sens keynésien des termes et l'inexistence d'un commerce intra-branche ouest-africain de variétés. Les comportements de ces variables permettent de conclure à l'absence de convergence entre les pays de l'Afrique de l'Ouest.

En somme, la régionalisation des échanges en marche depuis 1975 en Afrique de l'Ouest n'a pas pu impulser une dynamique d'accélération et d'amplification du commerce fondé sur une spécialisation intra-régionale en mesure de produire les effets bénéfiques de compétitivité et de commerce même avec l'existence des clubs de convergence.

3.3. Les caractéristiques des clubs de convergence en Afrique de l'Ouest

Généralement le concept de piège de sous-développement est mobilisé pour étudier la notion de clubs de convergence. Cette dernière repose sur l'idée selon laquelle, en l'absence de convergence absolue des économies, il peut exister de clubs de convergence si les pays ont des dynamiques de croissance globale hétérogène. Les économies de ces pays peuvent alors être formées des sous-ensembles homogènes du point de vue de leur croissance. Chaque groupe est caractérisé par un même état d'équilibre ; d'où l'existence des équilibres multiples.

Les résultats du test du modèle de Phillips et de Sul (2009) appliqué au cas des pays ouest-africains font ressortir trois clubs de convergence et un groupe non convergent (voir tableaux 4 et 5). Le premier club est composé de quatre pays représentant 26,67% du poids total des pays. Il formé essentiellement des pays côtiers : le Cap-Vert, la Côte d'Ivoire, le Ghana et le Nigeria. A l'exception du premier pays, les trois autres ne sont pas classés parmi les pays les moins avancés de la planète. Ces États ont à quelques nuances près les mêmes structures économiques. Ils sont en mesure de réagir simultanément de manière similaire aux mêmes chocs. Leurs dotations élevées en infrastructures et leurs capacités financières et de production à des coûts relativement faibles les prédisposent à commercer intensivement entre

eux et à jouer le rôle de leaders capables d'exercer des effets d'entraînement favorables entre eux-mêmes, sur les deux autres clubs de convergence et sur le Sénégal. La réalisation de la convergence globale absolue de la CEDEAO repose, dans une large mesure, à terme, sur ce club des pays relativement riches.

Le second club, dont le poids représente 13,33% du total est composé de deux pays n'appartenant pas à la même zone monétaire : le Bénin et la Guinée. Bien qu'ils soient tous les deux des pays littéraux, leurs structures économiques peuvent être, certes, similaires à certains égards mais la Guinée est potentiellement plus nantie puisqu'elle regorge de toutes les nuances de ressources insuffisamment mises en valeur. Ceci n'est pas le cas du Bénin. Ce club ne semble pas être conforme à la définition du club de convergence.

Le troisième club, dont le poids représente 53,33% est formé de huit pays : Burkina Faso, Gambie, Guinée-Bissau, Liberia, Mali, Niger, Sierra Leone et Togo. Il paraît atypique au regard de sa composition. Certes, tous ces pays sont classés parmi les pays les moins avancés de la planète, et donc éligibles à l'Initiative tout sauf les armes de l'Union européenne. Cependant, leurs structures économiques sont diversifiées voire hétérogènes. Les échanges des produits ne sont pas très développés entre les sahéliens (Burkina Faso, Mali et Niger) et les autres, tous côtiers, car, les cases de leur matrice commerciale sont quasiment nulles. Ce club qui ne remplit pas les caractéristiques de clubs de convergence n'est-il pas un faux club ?

Le Sénégal qui représente 6,67% du poids total fait bande à part. Ce pays littéral devrait logiquement figurer dans le premier club de convergence à cause de sa structure économique similaire et ses dotations factorielles et naturelles semblables.

De plus, ces trois clubs de convergence n'appartiennent pas tous à la même zone monétaire. Seuls les pays membres de l'UEMOA sont dans une même zone monétaire, les autres États possèdent chacun sa propre monnaie. Une telle configuration reflète l'existence d'une mosaïque des signes monétaires pouvant constituer des entraves aux transactions commerciales en Afrique de l'Ouest. Cela montre que les conditions nécessaires pour que chacun de sous-groupe ait la même monnaie pour jouir d'une prospérité commune à défaut de l'ECO, l'hypothétique monnaie unique de la CEDEAO, ne sont pas encore réunies. D'ailleurs la dissemblance prononcée entre les pays ne serait-elle pas préjudiciable au bon fonctionnement éventuel d'une monnaie unique comme l'ECO au regard de l'expérience non concluante de franc CFA ? Ce constat caractériel des différents clubs de convergence ne corrobore-t-il pas les prescriptions des nouvelles théories de la croissance qui indiquent que la convergence industrielle semble se vérifier dans des clubs de convergence ? Rien n'est moins sûr ici. La disparité caractéristique au sein de chacun des clubs identifiés n'autorise pas à affirmer que les politiques macroéconomiques de ces sous-ensembles constitués de pays économiquement faibles convergent. Ces politiques ne peuvent converger que si au sein des clubs, les économies réagissent de façon identique aux mêmes chocs. Ceci ne semble pas possible au regard de

leurs structures économiques dissemblables. En effet, les pays sahéliens ayant des structures économiques similaires supportent des coûts élevés liés à leur insularité. Les multiples distorsions économiques dans leur allocation des ressources ne leur permettent pas de réaliser des gains commerciaux substantiels alors que les autres pays côtiers aussi divers que la Gambie, la Guinée-Bissau, le Liberia, la Sierra Leone et le Togo possèdent des structures économiques similaires et ont des coûts de transport relativement faibles.

De plus, les défis d'industrialisation sont énormes pour les trois clubs de convergence qui ne connaissent pas encore de révolution verte et industrielle. La situation de ces clubs des pays pauvres pris par les trappes à faible épargne, à faible investissement, à faible innovation, à faible capacité productive, à faibles flux commerciaux, à flux migratoire amplifié, à faibles capacités financières et à faible transformation structurelle des économies n'est pas de nature à créer les conditions permettant de réaliser le saut tant souhaité hors du piège du sous-développement. Ce tableau sombre est la source du déficit des économies d'échelle et du commerce croisé intrarégional florissant. En fait, ces clubs ne sont pas des clubs opérationnels capables d'effectuer de combinaison de politiques industrielles rigoureuses permettant de diversifier les activités productives et d'élargir ainsi la taille de leur marché par l'entremise d'une hausse des niveaux de vie de leurs citoyens. Ceci ne permet pas une montée en gamme qualitative des produits manufacturés dans un contexte où l'évolution des échanges est limitée par les capacités de ces pays dans la maîtrise de leurs espaces financiers.

Le cadre communautaire porté par la CEDEAO scindée en trois clubs de convergence et un groupe non convergent a brillé par son inefficacité. En effet, la création des conditions nécessaires pour exploiter rationnellement les complémentarités zonales des potentialités inhérentes à la proximité comme source d'approfondissement des échanges croisés intra-régionaux s'est heurtée aux préférences nationales dans quasiment tous les clubs de convergence y compris le Sénégal.

Conclusion

Cet article examine les implications de la CEDEAO sur la convergence de ses États membres de 1990 à 2021. Bien que ces derniers aient adopté les critères de convergence, ils affirment l'incapacité de leurs secteurs économiques productifs à satisfaire la demande intérieure et extérieure avec en arrière-plan une stagnation voire un recul du niveau de vie de leurs citoyens résidents et donc du cercle vicieux du sous-développement, dont souffrent leurs économies. Le projet porté par la CEDEAO n'a pas permis à ses États membres de converger vers un objectif commun pour sortir de leurs trappes à pauvreté séculaire. Elle continue à payer

au prix fort sa dévotion au culte fondamentaliste du marché depuis l'adoption des politiques d'ajustement au cours de la décennie perdue 1980. D'un point de vue holistique, tous les États connaissent des structures économiques diversifiées et donc hétérogènes en termes, entre autres, d'accès à la technologie, de taux de fécondité, des dépenses publiques, des taux d'investissement, des taux d'épargne et de toutes les autres variables structurelles de contrôle. Les revenus par tête réalisés sur trois décennies ne sont pas uniformément répartis et n'excèdent pas 5% de 1990 à 2021 sauf pour le Cap-Vert et le Ghana. Malgré l'identification de trois clubs de convergence, dont certains sinon tous semblent atypiques, les économies ouest-africaines ne sont pas encore préparées pour rattraper les pays qui les ont devancés économiquement. Elles sont toujours enfermées dans leur équilibre bas et ne sont pas capables d'absorber un flux financier massif soit, provenant d'endettement sur les marchés internationaux soit, d'aide étrangère pour espérer créer un cercle vertueux de croissance et partant sauter le verrou du piège du sous-développement. Elles sont pourtant sommées de se comporter en guerrières dans un monde incertain pour faire face aux vents mouvementés de la concurrence internationale.

La CEDEAO est encore loin de créer toutes les conditions conduisant dans un délai raisonnable à la convergence de ses États. Ses ressorts depuis 1975 doivent de prime à bord, s'efforcer à mettre en œuvre non seulement la monnaie commune dans la mesure du possible mais également tous les mécanismes nécessaires en vue de placer ses économies dans une position de force pour réaliser à terme l'intégration économique, et donc la convergence par une forte connexion susceptible de les insérer dans le peloton des pays économiquement avancés.

References

- Abdo, H. M. (2012). La régionalisation ouest-africaine a-t-elle affecté l'attractivité du Nigeria vis-à-vis du Niger en matière des échanges commerciaux? *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 2(1), 63–84.
- Albertini, J. M., & Silem, A. (2011). *Comprendre les théories économiques*. Éditions du Seuil.
- Atangona-Ondoa, H. (2018). Les facteurs d'industrialisation en Afrique francophone subsaharienne. In B. Bourdabat (Ed.), *La Francophonie économique 1 : enjeux et perspectives* (pp. 142–165). ofe.umontreal.ca
- Balassa, B. (1961). *The theory of economic integration*. Irwin.
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98(5), S103–S125.
- Baudassé, T., Montalieu, T., & Siroen, J. M. (2001). *Les différentes formes d'intégration entre pays inégalement développés, dans l'intégration régionale: Une nouvelle voie pour l'organisation de l'économie mondiale? Commissariat général du plan*. De Boeck Université.
- Bénassy-Quéré, A., Benoît, C., Jacquet, P., Pisani-Ferry, J. & Blanchard, O. (2021). *Politique économique* (5ème éd.). Ouvertures Économique, de Boeck Supérieur.

- Bensidoun, I. (2004). L'imbroglia des inégalités. In I. Bensidoun (Ed.), *L'économie mondiale 2005* (pp. 93–104). La Découverte.
- Berthélemy, J. C. (2006). Clubs de convergence et équilibres multiples : Comment les économies émergentes ont-elles réussi à échapper au piège du sous-développement? *Revue d'Économie du Développement*, 14, 5–44.
- Bourguinat, H. (1968). *Les marchés communs des pays en voie de développement*. Dalloz.
- Diop, P. L. (2002). *Convergence nominale et convergence réelle: Une application des concepts de σ -convergence et de β -convergence aux économies de la CEDEAO*. UEMOA. Note d'Informations Statistiques de la BCEAO.
- Du, K. (2017). Econometric convergence test and club clustering using Stata. *The Stata Journal*, 17(4), 882–900.
- Fuss, C. (1999). Mesures et tests de convergence: Une revue de la littérature. *Revue de l'OFCE*, 69(1), 221–249.
- Géneau de Lamarlière, I., & Staszak, J. F. (2000). Principes de géographie économique. *Cahiers de Géographie du Québec*, 45(125), 309–310. <https://doi.org/10.7202/022986ar>
- Gérardin, H. (2001). Les spécificités des groupements d'intégration entre pays développés et pays en développement. *Mondes en Développement*, 29(115–116), 27–39.
- Islam, N. (2003). What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys*, 17, 3, 309–362.
- Jin, J., Yan, H., & Zhao, Q. (2022). Convergence spatial measurement of economic growth based on big data. *Mobile Information Systems*, 6230817. <https://doi.org/10.1155/2022/6230817>
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42.
- Mendez, C. (2020). *Convergence clubs in labor productivity and its proximate sources: Evidence from developed and developing countries*. Springer.
- Paci, R., & Pigliaru, F. (1997). Structural change and convergence: An Italian regional. *Structural Change and Economic Dynamics*, 8(3), 297–318.
- Phillips, P. C., & Sul, D. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*, 75(6), 1771–1855.
- Phillips, P. C., & Sul, D. (2009). Economic transition and growth. *Journal of Applied Econometrics*, 24(7), 1153–1185.
- Quah, D. (1996). Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics. *Economic Journal*, 106(437), 1045–1055.
- Rapport 2011 de l'ONUDI et de la CNUCED. (2011). Organisation des Nations Unies pour le Développement Industriel (ONUDI), Rapport annuel.
- Rapport sur le développement en Afrique*. (2011). Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED), Rapport annuel.
- Rodrik, D. (2011). *The future of economic convergence*. NBER Working Paper, 17400.
- Romer, P. (1986). Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037.
- Sachs, J. (2006). *The end of poverty: Economic possibilities for our time*. Penguin Press.
- Slim, A. (2021). *L'économie internationale en 30 fiches*. Éditions Ellipses.
- Solow, R. E. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65–94.

-
- Stiglitz, J. (2016). *L'Euro. Comment la monnaie unique menace l'avenir de l'Europe*. Les Liens qui Libèrent.
- Stiglitz, J. (2000). *Principes d'économie moderne*. Nouveaux Horizons, De Boeck Université.
- Vedié, H. L. (2020, Mars). Forces et faiblesses de la CEDEAO en 2021. *Policy Center for the New South*.
- WDI (World Development Indicators). (2021). The World Bank.

Alain REDSLOB

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

Dr Claudio RUFF ESCOBAR

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61^e Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl

Le « guide de soumission » est disponible auprès de site officiel de la RIELF <http://rielf.aielf.org> ou bien sur le site de l'AIELF : <http://www.aielf.org>

