

La crise climatique, la sensibilité macroéconomique et la réponse des envois de fonds dans l’Afrique du nord : une modélisation VAR en Panel

Hajer Habib¹

Résumé.

Cet article vise à analyser empiriquement le rôle des envois de fonds des migrants dans l’allègement des oscillations du PIB réel induites par la variabilité météorologique détectée par les changements annuels moyens des précipitations et de la température subis par un ensemble des pays d’Afrique du nord (AN) entre 1980 et 2016. Nous utilisons un modèle autorégressif vectoriel sur des données de panel (PVAR) afin d’autoriser les interactions endogènes entre les variables du modèle et de contourner le problème d’une faible taille des séries en combinant les dimensions spatiale et temporelle. Nos résultats visent à montrer d’une part l’impact négatif de la variabilité météorologique interannuelle sur le PIB réel par habitant. Une légère diminution de ce dernier mais reste statistiquement significative de 0.2% et 0.13% lors des chocs respectivement des précipitations et de la température. Ceci est dû principalement à la stabilité du climat dans la région pendant les dernières décennies. D’autre part, les envois de fonds enregistrent une contribution à l’ordre de 3.7% aux fluctuations du PIB. Ces envois peuvent être utilisés comme un coussin sur la stabilité macroéconomique des pays affectés négativement par les conditions météorologiques. Ils se caractérisent par des schémas contracycliques qui augmentent l’adaptabilité et la résistance face aux aléas. Ainsi, les envois de fonds ont des effets indirects considérables sur la variabilité du PIB, agissant comme une source externe de stabilisation de revenus. En conséquence, les politiques futures doivent être plus rigoureusement focalisé sur les politiques d’adaptation et d’investir dans les technologies vertes qui atténuent les conséquences négatives de la météo annuelle et des changements climatiques à long terme.

Mots clés. Envois de fonds internationaux, PIB/h, Changement Climatique, Afrique du nord, PVAR

Codes JEL. C23, F24, O11, Q54

¹ Docteur en sciences économiques, faculté des sciences économiques et de gestion de Tunis -Université Tunis El-Manar-Tunisie ; domaines de recherche : Migration, Finance internationale, Economie du développement. Email: hajerhabib.k@gmail.com. Téléphone : +216 24632788.

1. Introduction

Le thème de l'environnement et des changements climatiques forme un point essentiel des débats internationaux sur le développement des pays indépendamment de leur degré de développement. Au regard de l'évolution des changements climatiques ces dernières années, l'Organisation des Nations Unies (ONU, 2015) a désigné 17 objectifs de développement durable (ODD). Ces objectifs font partie d'un vaste programme de développement durable à l'horizon 2030 visant à lutter contre la pauvreté, les inégalités et s'occuper plus ardemment de la problématique des changements climatiques. Les envois de fonds migratoires constituent également l'une des majeures préoccupations de ce programme. En ce qui concerne l'objectif 10, qui évoque à limiter les inégalités au sein et entre les pays, l'une des cibles (la cible 7) est de diminuer, d'ici à 2030, à moins de 3% les coûts des envois de fonds des migrants (PNUD, 2015). Cet objectif met l'accent sur l'importance de ces revenus, en particulier pour les régions en développement. En fait, ils ont progressé à une vitesse étonnante dès le début des années 2000 et représentent désormais une source non négligeable de financement externe dans les pays à revenu faible et intermédiaire (Ebeke et Le-Goff, 2010). En vertu d'un rapport de la Banque mondiale (2020), le volume des envois de fonds vers les pays en développement a atteint le chiffre record de 529 milliards de dollars en 2019, avant un recul de 7% suite à la crise sanitaire du Covid-19. De plus, la première cible de l'objectif 13 des ODD, totalement consacrée aux changements climatiques, s'intitule « prendre d'urgence des mesures pour lutter contre les changements climatiques et leurs répercussions » (PNUD, 2015). Cette cible vise à soutenir et développer la capacité d'adaptation des pays aux conséquences des changements climatiques.

D'après le AR4 du GIEC (Groupe d'experts intergouvernemental sur le changement du climat, publié en 2007 (GIEC, 2007), « le changement climatique s'entend comme variation de l'état du climat que l'on peut déceler par des modifications de la moyenne et/ou de la variabilité de ses propriétés et qui persiste pendant une longue période ». Ce rapport a noté que la vulnérabilité aux changements climatiques indique à quel point un pays est susceptible et incapable à s'ajuster aux conséquences néfastes de la variabilité climatique et ses extrêmes. La communauté internationale est affectée par l'augmentation de la température et une probable aggravation de l'intensité des aléas météorologiques, notant l'Afrique comme la région la plus vulnérable aux conditions climatiques (GIEC, 2014). Le continent Africain dispose d'un climat généralement chaud et aride où le réchauffement climatique plus aigu et les pénuries des précipitations par rapport à une époque auparavant ont engendré une profonde sécheresse (Hulme et al., 2005). Cette région a une structure économique basée spécialement sur l'agriculture pluviale, dont les rendements sont étroitement dépendants des variations météorologiques (Schilling et al., 2020 ; PNUD, 2004 ; Hansen, 2002). Les impacts du climat sur l'agriculture nuisent les moyens d'existence des populations dans la majorité des pays africains des latitudes tropicales.

Suivant la littérature sur l'agriculture et le changement climatique, en marge intensive, les ménages peuvent s'adapter en lissant la consommation, en vendant du bétail, etc. En marge extensive, les diversifications des revenus et la migration servent également des options d'adaptation aux risques climatiques et des chocs de revenu, lorsque les stratégies alternatives d'adaptation au risque échouent. En effet, certains travaux voient que la migration climatique pourrait être principalement interne (AR5 GIEC, 2014), avec d'autres études montrant les effets sur la migration internationale (Baez et al., 2017 ; Kleemans, 2015). Dans ce contexte, Jessoe et al. (2018) examinent les effets des fluctuations annuelles de la température et des précipitations au Mexique et constatent que les chocs climatiques négatifs

augmentent la migration internationale vers les États-Unis et la migration nationale vers les zones urbaines. Nous nous concentrons dans cette étude sur les effets de la migration internationale qui est identifiée parmi les processus d'adaptation face à la variabilité des conditions climatiques qui exigent les ménages vulnérables à chercher des autres sources des revenus supplémentaires (Mahrajan et al., 2020 ; Singh et Basu, 2019 ; Geddes, 2015 ; GIEC, 2014 ; Adger et al., 2003). Nori et al. (2009) montrent que cette approche est similaire à la conception de la nouvelle économie de la migration de travail (NEMT) fondée par Stark et Bloom (1985) qui souligne que les membres des ménages interviennent conjointement pour faire face à des risques. En conséquence, les envois de fonds sont parmi les stratégies de gestion des risques des ménages récipiendaires. À titre d'exemple, Findley (1994) montre que 63% des ménages maliens s'appuient sur des envois de fonds migratoires pendant la phase de sécheresse. Aussi, Afriyie et al. (2018) voient que la migration est une solution efficace permettre aux ménages de diversifier leurs revenus et de consolider la résistance de ceux qui sont confrontés aux changements environnementaux. Ces résultats révèlent d'une part l'importance de la migration internationale en tant que source des envois de fonds vers les pays à revenu faible et intermédiaire, d'autre part l'importance de la migration comme une garantie face aux risques subis par les variables climatiques.

La région sud méditerranée est aux prises avec une mobilité migratoire accrue. Alors que les migrants énoncent qu'ils se déplacent pour des raisons économiques qui sont considérées les motifs d'impulsion les plus courants de la migration (Zuccotti et al., 2018 ; Flahaux et De Haas, 2016), d'autres études ont montré également que les changements environnementaux ne sont pas moins importants (Tegegne et Penker, 2016 ; Marchiori et al., 2012). Des études récentes (AR5 du GIEC, 2014) ont confirmé qu'au cours du 21^{ème} siècle, la région sud méditerranée en général et les pays d'Afrique du nord en particulier sont plus touchés par le changement climatique, à cause de leur position spatiale, proche des déserts, les rend extrêmement vulnérables à l'accroissement des températures qui s'accompagnera d'une diminution significative de la pluviométrie moyenne et de la dépendance économique vis-à-vis de l'agriculture. La température et les précipitations sont deux déterminants fondamentaux pour appréhender le comportement des ménages face à la variabilité météorologique dans les pays d'Afrique du nord, où l'agriculture pluviale est dominante. Ces deux variables affectent directement les rendements agricoles, aggravant par conséquent la situation de l'agriculture dans la région. Compte tenu de son climat intrinsèquement caractérisé par une importante variabilité, les conséquences des changements météorologiques augmentent la précarité de ces pays tant au niveau socio-économique qu'au niveau environnemental.

À la lumière de ces développements, l'objectif central de cet article est d'identifier la sensibilité des envois de fonds des migrants pour faire face et s'ajuster aux effets négatifs des précipitations et des températures sur la volatilité du PIB réel par habitant dans les pays d'Afrique du nord après avoir contrôlé un certain nombre de variables météorologiques qui ont été citées dans la littérature comme déterminants probables de la précarité du PIB. C'est dans cette optique que nous avons approché de la question suivante, dans quelle mesure la variabilité de la température et des précipitations ainsi que les envois de fonds jouent un rôle dans l'explication de la volatilité des niveaux du PIB dans les pays d'Afrique du nord ?

Bien qu'une variété des recherches sur les niveaux de croissance économique et les envois de fonds des migrants se trouvent dans la littérature, notre contribution suggère d'une manière innovante de débattre cette question dans un contexte d'une variabilité météorologique. En effet, notre principale stratégie d'identification économétrique utilise les

fluctuations météorologiques, qui sont consacrées en particulier à la variabilité des régimes des précipitations et des températures interannuelles, pour identifier leurs effets à court terme (Auffhammer, 2018 ; Dell et al., 2014). De plus, plusieurs travaux microéconomiques ont estimé les effets des envois de fonds internationaux à la résilience des ménages agricoles à absorber les aléas climatiques négatifs (Yang et Choi, 2007 ; Azam et Gubert, 2006). Néanmoins, peu des travaux macroéconomiques ont trouvé l'impact positif des envois des migrants afin d'atténuer les chocs du type climatique. À cet égard, notre analyse se base sur des données macroéconomiques transfrontalières pour discuter l'hypothèse selon laquelle les envois de fonds répondent d'une manière contracyclique à une volatilité des niveaux du PIB suite à un changement dans les conditions météorologiques dans les pays d'Afrique du nord.

Également, l'originalité de la présente étude réside dans la démarche méthodologique utilisée. Un courant assez récent de recherche applique des méthodes de régression sur la base de données de panel pour estimer l'influence des changements dans les conditions météorologiques d'une année à l'autre sur les niveaux de croissance économique. Contrairement à l'approche ricardienne, ces modèles ont été appliqués pour contrôler le biais des variables omises à travers la capture de l'hétérogénéité inobservée invariante dans le temps (Auffhammer, 2018 ; Dell et al., 2012 ; Burke et al., 2015). Dans notre étude l'application d'un modèle à vecteur autorégressif sur des données de panel (PVAR) permet d'une part de tester la réactivité des envois des migrants dans la réduction de l'impact des variations météorologiques, mais aussi d'évaluer leurs influences sur la variabilité du PIB réel. L'utilisation inédite du PVAR, qui est moins utilisé pour analyser les impacts macroéconomiques aux changements des variables climatiques, estimé pour cinq pays d'Afrique du Nord, vise à montrer l'impact négatif des précipitations et des températures sur le PIB par habitant et aussi, que les envois de fonds peuvent être utilisés comme un coussin sur la stabilité macroéconomique. Par conséquent, ces résultats trouvés posent le sujet de la durabilité de la croissance du PIB dans les pays affectés par la variabilité climatique. À cet égard, des politiques appropriées peuvent être mises en œuvre afin d'atténuer les impacts météorologiques à court terme et climatiques à long terme sur le PIB.

L'article est structuré comme suit : la section 2 est consacrée à présenter la littérature théorique et empirique portant sur l'impact des envois de fonds sur la volatilité du PIB dans un contexte des variabilités climatiques. La section 3 examine une description de la méthodologie du travail. La section 4 analyse les résultats empiriques. Dans la section 5, nous tirons les principales conclusions et réfléchissons sur les implications politiques des résultats, ainsi que les limites de présent travail de recherche.

2. Revue de la littérature

Une variété des études cherche à analyser l'impact de changement des conditions météorologiques sur les niveaux et la variabilité du PIB dans les pays à revenu faible et intermédiaire. Le premier volet des études a conclu que l'instabilité des régimes des précipitations et de la température a un impact relativement modeste sur les niveaux du PIB (Raddatz, 2009 ; Noy, 2009). Ces études voient que l'impact des chocs externes sur les fluctuations du PIB peut s'expliquer par des facteurs domestiques tels que l'inflation, la surévaluation du taux de change, la faible qualité des institutions. Ainsi que, les facteurs structurels tels qu'un niveau d'instruction relativement élevé, les meilleures institutions, l'ouverture commerciale, qui résistent aux chocs des variables climatiques sur la variabilité du PIB. Également, dans une étude sur l'économie tunisienne, Wiebelet et al. (2014) confirment que le changement climatique a un effet global négatif mais reste faible.

Le deuxième volet des études a constaté des influences négatives significatives de changement climatique sur la variabilité de la croissance économique. Suivant une stratégie d'identification basée sur des fluctuations à court terme de la température et des précipitations, Dell et al. (2012) montrent une augmentation des températures de 1°C au cours d'une année donnée réduit la croissance de 1.3% dans les pays pauvres. Alors que, les fluctuations des précipitations ont des effets relativement modérés sur la croissance économique dans tous les pays indépendamment de leur degré de développement. Avec la même stratégie d'identification, Dell et al. (2014) constatent que les fluctuations des conditions météorologiques extrêmes ont des impacts majeurs sur l'activité économique où les estimations convergent autour d'une perte de 1 à 2 % pour 1°C d'augmentation de la température dans les pays pauvres. Pour un panel des pays, Kalkuhl et Wenz (2020) trouvent que le produit régional brut (PRB) diminue de 0.6% suite à un degré supplémentaire (1°C) de la température moyenne annuelle et augmente de 0.4% suite une augmentation des précipitations de 100 mm dans les climats tempérés et tropicaux. En utilisant un panel des pays d'Afrique subsahariens, Schleypen et al. (2019) montrent qu'un accroissement de 1°C de la température moyenne annuelle coïncide avec une réponse négative de 0.8% du PIB par habitant et un accroissement de 2°C réalise une réduction de 7.4% du PIB par habitant. Dans une autre étude, Péridy et al. (2012) examinent le lien entre le changement des variables climatiques, le PIB et le PIB par habitant pour la région MENA. Les auteurs signalent que toute intensification de la température de 1°C engendre une baisse du PIB de l'ordre de 0.4% à 1.3% et du PIB par habitant de 8% en moyenne (15% en Égypte), cependant, l'effet de la baisse des précipitations sur le PIB par habitant reste globalement non significatif. De même, Schilling et al. (2020) montrent que les changements de la température et les précipitations ont des conséquences négatives sur le secteur agricole en grande partie pluviale en Afrique du Nord. Kotz et al. (2021) constatent qu'un degré supplémentaire de variabilité de la température moyenne annuelle entraîne une réduction de 5% de taux de croissance économique. En revanche, pour capturer les effets du changement climatique, Noy et Nualsri (2007) montrent que les effets macroéconomiques des variations climatiques à long terme sont négatifs mais moins importants en comparaison aux effets météorologiques à court terme. En cas de la Tunisie, Kronik et Clément (2013) prouvent que les effets de changements climatiques sur l'agriculture affectent défavorablement les moyens de subsistance des ménages les plus vulnérables. En Égypte, Asseng et al. (2018) montrent que les rendements du blé devraient chuter en raison du changement climatique, pourtant les améliorations obtenues suite à l'intensification des cultures et à l'extension des zones irriguées.

Un troisième volet des études identifie une relation positive vigoureuse entre les chocs naturels et la croissance économique à long terme après le conditionnement avec d'autres déterminants, qu'ils justifient par le mécanisme de « destruction créatrice »² schumpétérienne (Skidmore et Toya, 2002).

Une littérature apparentée avec les stratégies d'adaptation aux incidences des crises économiques, de l'instabilité politique et des changements climatiques suggère que les envois de fonds migratoires sont considérés comme une stratégie importante de subsistance et de gestion des risques (Edelbloude et al., 2017 ; Combes et al., 2014 ; Mohapatra et al., 2009 ; Azam et Gubert, 2006). À cet égard, une étude de la Banque mondiale (2006) suggère que les

² L'expression est associée à l'économiste Schumpeter J. (1883-1950). L'idée s'inspire de la pensée du philosophe Friedrich Nietzsche (1844-1900). Le processus de la « destruction créatrice » schumpétérienne est défini comme étant le mouvement où se produit simultanément la disparition de secteurs d'activité économique et la création de nouvelles secteurs d'activités économiques.

flux d'envois de fonds des migrants augmentent à la suite des crises macroéconomiques, financières et naturelles, et intervient comme un filet de sûreté pour les ménages qui ont des migrants à l'étranger. En suivant Elbadawi et Rocha (1992) et Agarwal et Horowitz (2002), la majorité des études empiriques sur le sujet soulignent l'hypothèse de la motivation altruiste des migrants d'envoyer des fonds à leurs pays d'origine. À la suite de ce postulat, les envois de fonds jouent le rôle de lissage lorsque l'économie des pays d'origine subit des chocs. Également, Ebeke (2010) signale que les envois de fonds des migrants créent une forme d'assurance envers tous les types des risques, qu'ils soient économiques ou climatiques. L'auteur constate que la moitié de l'échantillon étudié était définie par une forte relation contracyclique des envois par rapport au PIB réel en 1990.

Dans un contexte des changements climatiques, une vaste revue de la littérature (Cattaneo et al., 2019 ; Gröger et Zylberberg, 2016 ; Geddes, 2015 ; Wamsler et Brink, 2014) montre que les envois des migrants, comme étant des revenus additionnels qui accentuent ou demeurent stables pendant les crises, peuvent constituer un outil d'atténuation de l'influence des risques climatiques. En effet, la migration est utilisée comme l'une des principales stratégies de subsistance pour diversifier les revenus, rendant ces derniers plus stables et moins sensibles aux chocs, et réduire les risques associés à l'agriculture pluviale et aux effets du changement climatique (Mahrajan et al., 2020 ; Cattaneo et al., 2019 ; Singh et Basu, 2019 ; Bettin et al., 2014 ; Black et al., 2011 ; Radha, 2006 ; Gupta, 2005). Dans le même contexte, Yang (2005) conclut qu'environ 60% des baisses exogènes de revenus des ménages agricoles philippines dues aux chocs pluviométriques sont compensées par les revenus migratoires. Dans une étude sur la relation entre la migration, le développement et le changement climatique en Égypte, au Maroc et en Tunisie, Bilgili et Marchand (2016) suggèrent que les envois de fonds progressent en réponse aux chocs climatiques. À cet égard, ces flux de fonds internationaux fonctionnent comme des mécanismes d'adaptation. De même, Kleemans (2015) conclut que les envois des fonds migratoires sont considérés comme une stratégie d'adaptation aux risques d'une variation climatique et des chocs de revenu, lorsque les stratégies alternatives d'adaptation au risque échouent. Dans le sud tunisien, Sobczak-Szelc et Fekih (2020) analysent les stratégies des ménages pour faire face et s'ajuster à l'influence des changements environnementaux sur le développement agricole. Les auteurs montrent que les ménages tunisiens essaient d'accroître leur résistance au changement climatique à condition qu'ils disposent de ressources additionnelles telles que les envois de fonds. En utilisant des données d'enquête auprès des ménages éthiopiens, Alem et al. (2016) concluent une relation positive non négligeable entre la migration et l'instabilité météorologique mesurée par l'irrégularité des précipitations. Les auteurs montrent que les ménages ruraux Éthiopiens ont recours à l'envoi des fonds lorsqu'ils font face à la variabilité des précipitations. Dans un contexte de migration interne, Gröger et Zylberberg (2016) voient que, suite à une catastrophe naturelle au Vietnam, les ménages ruraux souffrent des pertes de revenus importantes, qui sont en partie atténuées par les envois de fonds des migrants internes. En effet, la migration domestique également est considérée comme un plan efficace de gestion des chocs pour les ménages agricoles dans les pays en développement.

Un large éventail des recherches théoriques et empiriques tente à démontrer l'ampleur de l'impact de changement des variables climatiques sur le niveau et la variabilité du PIB dans les économies en développement, mais les résultats sont fréquemment incertains. Au contraire, ces études s'accordent sur la réponse positive des envois de fonds des migrants pour faire face aux risques exogènes défavorables. À cet égard, notre contribution à la littérature vise à éclairer ces relations dynamiques pour les pays d'Afrique du nord, en concentrant sur les

variations annuelles des variables météorologiques pour identifier les effets des chocs sur le PIB réel par habitant et les envois de fonds internationaux à court et moyen terme.

3. Cadre conceptuel et méthodologique

3.1. Spécification du modèle

Depuis l'apport de Sims (1980), les chercheurs considèrent les modèles VAR comme un cadre méthodologique plus adéquat pour l'évaluation des fluctuations en termes des chocs exogènes. Afin d'évaluer la volatilité du PIB par habitant exercée par les changements des variables météorologiques et la réponse éventuelle des envois de fonds des migrants comme un aspect de stabilité dans les pays sélectionnés, nous employons une modélisation d'un modèle VAR sur données de panel (PVAR) basée sur le programme élaboré par Love et Zicchino (2006)³. En conséquence, un panel VAR possède des avantages par rapport aux autres méthodes car il permet de profiter à la fois des avantages de l'approche VAR standard et des techniques des données en panel.

L'approche PVAR résolvait les problèmes d'endogénéité en autorisant des interactions endogènes entre les variables du modèle. Les techniques de panel contournent le problème d'une faible taille des séries en combinant les dimensions spatiale et temporelle, ce qui permet d'obtenir des résultats d'estimation plus robustes. Également, le modèle PVAR permet de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée entre les pays captant par les effets spécifiques (fixes) individuels et d'étudier les conséquences dynamiques des variables économiques à travers les fonctions de réponses impulsionnelles (IRF) et la décomposition de la variance (FEVD). Toutefois, cette méthodologie est moins utilisée pour répondre à ce type des questions. Cela peut être justifié par quelques limites de l'application économétrique telle que l'endogénéité de certaines variables et les données transformées et non cylindrées.

La régression économétrique est estimée pour la spécification d'un modèle VAR à quatre variables du premier ordre comme suit :

$$Y_{it} = \alpha_i + \Gamma(L)Y_{it} + u_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Avec Y_{it} est un vecteur colonne de variables stationnaires qui se compose des quatre variables : PIB/h désigne le PIB réel par habitant en parité de pouvoir d'achat ajustée, PPA), Remit/h est les envois de fonds des migrants internationaux par habitant et deux variables climatiques TM (la température annuelle en C°) et PR (les précipitations annuelles en mm). Toutes ces variables sont exprimées en logarithme (log) comme suit :

$$\begin{pmatrix} \ln PIB/h \\ \ln Remit/h \\ \ln TM \\ \ln PR \end{pmatrix} = \alpha_i + \Gamma(L) \begin{pmatrix} \ln PIB/h \\ \ln Remit/h \\ \ln TM \\ \ln PR \end{pmatrix} + u_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Et, $\Gamma(L)$ est une matrice polynomiale défini sur un opérateur de décalage (L), sous la forme fonctionnelle suivante :

$$\Gamma(L) = \Gamma_1 L_1 + \Gamma_2 L_2 + \dots + \Gamma_p L_p \quad (3)$$

Où, α_i est la constante individuelle, u_{it} est un vecteur d'effets spécifiques à chaque pays pour prendre en compte l'hétérogénéité inobservée entre les pays, v_i est un vecteur des effets fixes et ε_{it} est un vecteur d'erreurs idiosyncratiques, homoscedastiques et non-autocorrélées.

³ En utilisant le package d'un programme Stata fourni par Inessa Love (2001) pour estimer un panel VAR. Cette spécification est redéveloppée par Love et Zicchino (2006) qui utilise le code Stata (PVAR).

Les indices i ($i = 1, \dots, N$) et t ($t = 1, \dots, T$) désignent respectivement les pays et le temps sur la période (1980-2016).

La spécification d'un modèle PVAR indique qu'il réside un problème d'existence des effets fixes dans la spécification qui donne des coefficients biaisés, désignés par v_i dans le modèle (équation 1). Cela peut être justifié par l'estimateur à effets fixes n'est pas cohérent vu que la constante individuelle (α_i) est corrélée avec l'une des variables endogènes retardées selon que le modèle soit en niveau, en différence première ou en écart aux moyennes individuelles (Sevestre, 2002). Pour remédier à ce problème, nous adoptons la procédure de différence des variables endogènes en écart à la moyenne des observations futures (the forward mean differencing), également appelée la procédure de transformation de Helmert pour éliminer les perturbations et les aléas inobservables disponibles pour chaque pays (Love et Zicchino, 2006). Dans cette différenciation, toutes les variables intégrées au modèle sont transformées en écart par rapport à la moyenne future. La procédure se présente comme suit :

Soit $Y_{it} = (y_{it}^1, y_{it}^2, \dots, y_{it}^m)'$ présente le vecteur des variables stationnaires du modèle, $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it}^1, \varepsilon_{it}^2, \dots, \varepsilon_{it}^m)'$ désigne le vecteur des erreurs idiosyncratiques, y_{it}^m et ε_{it}^m sont les valeurs quelconques des vecteurs Y_{it} et ε_{it} et T_i est la dernière période de données accessibles pour un panel donné des pays.

Et : $\bar{y}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^{T_i} y_{is}^m / (T_i - t)$ et $\bar{\varepsilon}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^{T_i} \varepsilon_{is}^m / (T_i - t)$ indiquent les moyennes construites à partir des valeurs futures \bar{y}_{it}^m et $\bar{\varepsilon}_{it}^m$

Les transformations sont données de la manière suivante :

$$\tilde{y}_{it}^m = \delta_{it}(y_{it}^m - \bar{y}_{it}^m) \quad (4)$$

$$\tilde{\varepsilon}_{it}^m = \delta_{it}(\varepsilon_{it}^m - \bar{\varepsilon}_{it}^m) \quad (5)$$

Avec : $\delta_{it} = \sqrt{\frac{T_i - t}{T_i - t + 1}}$, le modèle transformé final est donné par :

$$\tilde{Y}_{it} = \alpha_i + \Gamma(L) \tilde{Y}_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (6)$$

Avec : $\tilde{Y}_{it} = (\tilde{y}_{it}^1, \tilde{y}_{it}^2, \dots, \tilde{y}_{it}^M)'$ et $\tilde{\varepsilon}_{it} = (\tilde{\varepsilon}_{it}^1, \tilde{\varepsilon}_{it}^2, \dots, \tilde{\varepsilon}_{it}^M)'$.

Cette transformation supprime uniquement la moyenne de toutes les observations futures accessibles pour chaque pays-année. Puisque cette procédure garde l'orthogonalité entre les variables transformées et les régresseurs, nous utilisons des valeurs décalées de variables explicatives comme instruments et nous estimons les coefficients du modèle transformé par la méthode des moments généralisés (GMM) (Arellano et Bover, 1995).

Après l'estimation des paramètres transformés du modèle PVAR, nous focalisons sur l'interaction entre les variables à travers l'analyse graphique des fonctions de réponses impulsionnelles (IRFs)⁴ qui sont généralement utilisées pour déterminer la réaction d'une variable y_t^A (les envois de fonds internationaux) aux chocs d'une autre variable y_t^B (le PIB réel par habitant), tout en maintenant toutes les autres variables constantes aux périodes passées ou égales à ($t \leq T$). Cela montre que si on donne une impulsion à la variable y_t^B ($\varepsilon_t^B = +1$), on obtient une réponse de la variable y_{T+h}^A , avec la notation h est l'horizon ultérieur à T , qui a une innovation ε_T^A stable au moment de l'occurrence du choc T , la même procédure se répète avec toutes les variables. Malgré, dans un modèle PVAR, le développement vectoriel des innovations (ε_{it}) peut être non corrélé, nous supposons une corrélation des innovations entre

⁴ Pour analyser les fonctions de réponses impulsionnelles (IRF), nous avons besoin d'une estimation d'intervalles de confiance, en utilisant la simulation de Monte-Carlo (Garita, 2011). Cette étape permet de produire de nouvelles matrices des paramètres (Γ) et de calculer les IRF à travers des matrices de variance-covariance des résidus des nouveaux paramètres estimés.

elles de deux variables ($\varepsilon_T^A, \varepsilon_T^B$). Cela indique que l'occurrence d'un choc aléatoire sur une variable (y_t^A) subira la réponse de la deuxième variable (y_t^B). D'une manière générale, cette méthode d'analyse procure les effets de l'écart-type de choc sur les différentes variables du modèle PVAR dans le temps.

Après, nous utilisons la décomposition de la variance des erreurs de prévision (FEVD)⁵ qui sont calculées en utilisant la décomposition de Cholesky proposée par Sims (1980). Cette décomposition des résidus dans le but de les rendre orthogonaux permet d'obtenir une matrice triangulaire des chocs (innovations). L'hypothèse derrière la décomposition de Cholesky est que les variables figurants en première position affectent les variables suivantes en même temps et avec un décalage, alors que les variables figurants en deuxième position n'affectent que les variables précédentes avec un décalage (Love et Zicchino, 2006 ; Magazzino, 2014). Dans ce sens, les variables qui apparaissent en premier dans l'ordre VAR sont considérées comme plus exogènes et celles qui apparaissent plus tard sont amplement endogènes dans l'identification des chocs. De ce fait, nous ordonnons les variables en fonction des résultats de test de causalité de Granger dans le contexte d'un test de Wald et en fonction de la littérature existante. Dans chaque modèle, la statistique du test Wald a une probabilité inférieure à un seuil de significativité de 5% pour les envois de fonds par habitant et le PIB réel par habitant. Ces deux variables sont traitées comme endogènes dans notre modèle. Ainsi, les variables la température et les précipitations sont les plus exogènes (Generoso, 2012). Pour notre modèle PVAR, l'ordre de Cholesky qui en résulte pour notre classement des variables est le suivant : les variables météorologiques (PR, TM) occupent le premier rang (car elles n'ont pas de causalité inverse avec les autres composantes du système), suivront les variables REMIT/h et PIB/h pour comprendre la réponse des envois de fonds internationaux après l'occurrence d'un choc subi par les précipitations et la température et identifier les effets de cette réponse sur la variabilité du PIB qui est la plus endogène du système.

3.2. Données et processus d'identification

Pour faire la lumière sur cette question, nous proposons un ensemble de données annuelles englobant cinq pays d'Afrique septentrionale : l'Algérie, l'Égypte, le Maroc, la Mauritanie et la Tunisie, à l'exception de la Libye par manque de données disponibles sur les envois de fonds, et la dimension chronologique de panel couvre une longue période entre 1980 et 2016. Nous élaborons une méthodologie qui se focalise sur la variabilité des conditions météorologiques en évaluant l'impact des régimes des précipitations et de la température sur la fluctuation du PIB réel par habitant et la réponse dynamique des envois de fonds internationaux.

Concernant les données économiques, nous appliquons des données sur le niveau du PIB réel par habitant (ajusté en PPA) qui découlent des tableaux de Penn World⁶ (Feenstra et al., 2015). Le PIB réel par habitant est calculé par le log du PIB réel divisé par la population totale de chaque pays (PIB réel du côté de la production aux PPA enchaînés (en millions de dollars US de 2017) et la population (en millions)). Cette variable est plus efficace que le PIB global pour évaluer le développement d'un pays. Également, certains voient que les modèles qui

⁵ La décomposition de la variance (FEVD) est une étape dans l'analyse des fonctions impulsion-réponse qui présente le rapport en pourcentage de la variance de chacun des chocs (innovation) sur la variance totale de l'erreur de prévision sur un horizon (T+h).

⁶ Feenstra et al. (2015) "The Next Generation of the Penn World Table", *American Economic Review*, 105 (10), 3150-3182. Ce tableau contient les données de Penn World Table (PWT), version 10.0 (2021), disponibles sur www.ggd.net/pwt.

mettent en relation les variables climatiques au niveau du PIB sont les plus efficaces que ceux qui analysent la croissance du PIB (Newell et al., 2018).

Les envois de fonds internationaux par habitant⁷, la somme de deux composantes les transferts personnels et la rémunération des employés, sont obtenus auprès des données calculées sur la migration et les envois de fonds par les services de la Banque mondiale (2020) sur la base de données des statistiques de la balance des paiements du FMI et des publications de données des banques centrales, des agences nationales de statistique et des bureaux de la Banque mondiale dans les pays. Malgré que ces composantes donnent une estimation assez précise de la variable envois de fonds des migrants, les données ne mesurent pas les montants des envois financiers effectués par les canaux informels. Dans plusieurs rapports, les organismes internationaux (Banque mondiale, FMI) montrent que les données officielles des envois de fonds internationaux ne sont pas précises et difficiles à mesurer.

Les données sur les variables climatiques proviennent de la base de données du Climatic Research Unit (CRU) de l'University of East Anglia (UEA) pour la température et les précipitations. En fait, ces variables présentent toutes deux une variabilité spatiale et interannuelle importante. Cette base présente les variations de données brutes mensuelles allant de janvier 1901 à décembre 2016 à l'échelle mondiale. Par conséquent, nous essayons de calculer la moyenne annuelle des données mensuelles sur les précipitations et la température pour chaque pays de notre échantillon.

Dans un contexte d'identification, le climat désigne la distribution des différentes variables météorologiques à long terme, tandis que la « météo » fait référence à la réalisation annuelle de la température et des précipitations (Lancesseur et al., 2020 ; Dell et al., 2012). En effet, au cours des dernières décennies, la littérature sur le changement climatique montre qu'il y a eu une vague de nouvelles études empiriques utilisant des méthodologies de panel, exploitant les changements exogènes de la température moyenne et des précipitations pour identifier de manière causale les effets économiques de ces variables d'une année à une autre (Kolstad et Moore 2019 ; Auffhammer, 2018 ; Dell et al., 2014 ; Dell et al., 2012). Le principal avantage de la nouvelle littérature est l'identification. En suivant ces études, notre stratégie d'identification met donc l'accent sur les variations annuelles de la température et des quantités de précipitations pour capturer les chocs météorologiques et identifier leurs effets à court et moyen terme.

3.3. Statistiques descriptives

Étant donné que les études récentes ont montré qu'au cours des dernières décennies et en raison de leur position géographique, le changement climatique a commencé en Afrique du nord. À cet égard, cette région figure parmi les régions du monde les plus sensibles à l'instabilité des variables climatiques et en particulier à la diminution significative des précipitations et à l'augmentation de la température (Péridy et al., 2012). Le climat de la région est classé comme chaud et semi-aride. La température annuelle moyenne de l'échantillon est d'environ 22.5°C sur la période 1980-2016, mais la valeur moyenne maximale est pour la Mauritanie de 29°C en 2016. En été, elle peut atteindre 39°C et en hiver elle peut tomber à 9°C. La pluviométrie annuelle moyenne ne dépasse pas 152.5 mm sur la même

⁷ Les envois de fonds des travailleurs et la rémunération des employés comprennent les transferts courants (en espèces ou en nature) effectués par les migrants travailleurs, plus les salaires et traitements gagnés par les travailleurs non-résidents. Les envois de fonds par habitant sont obtenus en divisant le montant total des envois de fonds par la population totale de chaque pays. Tous les chiffres sont en dollars américains courants. Pour obtenir les dernières données sur la migration et les envois de fonds, veuillez visiter <https://www.knomad.org/>, Banque mondiale (2020).

période, avec une valeur minimale de 50.1 mm en Égypte et une valeur maximale de 521.52 mm au Maroc suivie par la Tunisie de 400.45 mm (Tableau 1). Les changements météorologiques inter-pays sont risqués d’entraîner des vagues de sécheresse plus étendues rendant certains terrains inappropriés à l’agriculture. Ces exigences environnementales peuvent également être aggravées par une capacité d'adaptation relativement faible des populations. En raison de la prédominance de l'agriculture pluviale dans les pays d’Afrique du nord, l’influence économique sur le secteur agricole est importante et caractérise par une dépendance accrue aux régimes pluviométriques. Le climat difficile menace les moyens d’existence des ménages. Parmi les facteurs susceptibles affectant le lien entre les risques climatiques et les fluctuations du PIB, nous prenons en compte l'impact des envois de fonds sur la stabilité macroéconomique et leurs interactions avec les variables climatiques (les précipitations et la température). Les envois de fonds représentent l'une des sources fondamentales et les plus stables des devises étrangères en Afrique du nord. Entre 2000 et 2020, les envois de fonds des migrants officiels ont augmenté d’environ 600% en Algérie, en Égypte, au Maroc, au Mauritanie et en Tunisie. Ces pays ont reçu en moyenne 6.84 millions de dollars d'envois de fonds en 2020. Également, ces flux représentent une part importante dans le PIB des pays. Les principaux bénéficiaires dans la région, en termes de pourcentage du PIB, sont l'Égypte de plus de 10%, 6% pour le Maroc, suivis de près par la Tunisie d’environ 4.9% du PIB (Banque mondiale, 2020).

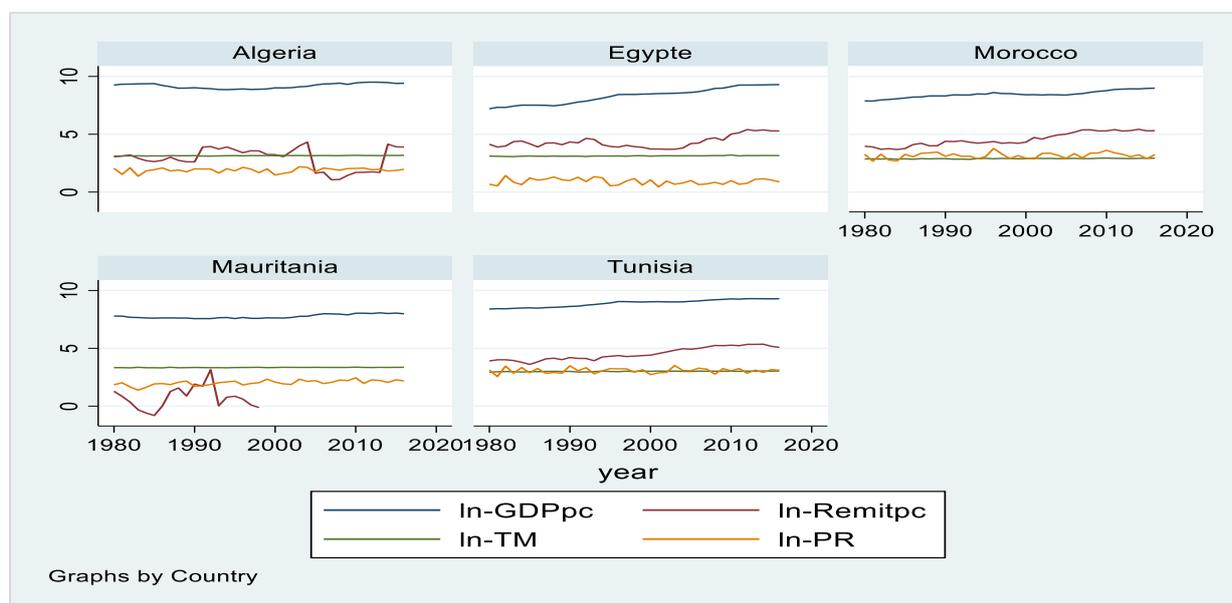
Tableau 1. Les statistiques descriptives pour l'échantillon global et par pays

Variables	Description	Mean	Std. Dev.	Min	Max
PIB/h	Le PIB réel du côté de la production aux PPA enchaînés (en millions de dollars US de 2017) divisé par la population totale de chaque pays.	5972.12	3331.17	1345.052	13462.52
Remit/h	Les envois de fonds par habitant sont obtenus en divisant le montant total des envois de fonds par la population totale de chaque pays.	74.741	64.167	0.445	227.79
TM	Le niveau annuel moyen de la température (°C).	22.523	3.496	17.057	29.201
PR	Le niveau annuel moyen des précipitations (mm).	152.482	114.615	18.826	521.518
Pays	Variables	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Algérie	PIB/h	9936.499	2157.232	7023.889	13462.52
	Remit/h	26.135	19.055	2.8976	75.247
	TM	23.292	.4314	22.442	24.085
	PR	80.993	14.781	47.149	107.229
Egypte	PIB/h	5000.473	3186.17	1345.052	10877.04
	Remit/h	89.181	55.159	40.471	222.586
	TM	22.803	.6421	21.491	24.72705
	PR	30.902	8.079	18.826	50.088
Maroc	PIB/h	4883.145	1462.508	2630.705	7995.409
	Remit/h	113.712	65.397	39.710	227.790

	TM	18.035	.4782	17.057	18.927
	PR	292.839	73.694	172.693	521.518
Mauritanie	PIB/h	2377.591	435.549	1931.089	3182.853
	Remit/h	3.476	5.142	.4445	23.398
	TM	28.291	.4343	27.392	29.201
	PR	92.412	19.519	47.889	139.043
Tunisie	PIB/h	7662.894	2241.169	4422.702	10876.88
	Remit/h	106.535	58.025	36.949	212.110
	TM	20.193	.556	18.691	21.036
	PR	265.262	59.783	154.463	400.499
Période : (1980-2016), T = 37 et Pays : N=5 (Panel: T*N = 185)					

Source : Estimation de l'auteur

Figure 1. PIB/h, envois de fonds internationaux, et variables météorologiques pour les pays d'Afrique du nord (1980-2016)



Source : Présentation de l'auteur

3.4. Tests de racines unitaires et analyse de cointégration

L'utilisation d'un cadre de modélisation PVAR nous permet d'augmenter la puissance de l'analyse compte tenu des limites des données. À l'instar du modèle VAR standard, l'estimation du panel VAR nécessite la détermination du retard optimal à travers l'évaluation de la stationnarité de la série chronologique avant la spécification du modèle dans un souci de vérification de la robustesse de nos estimations. En effet, les tests de racines unitaires sur des données de panel temporelles sont plus efficaces que les tests sur séries temporelles individuelles. Pour ce faire, nous avons utilisé les tests de racine unitaire en panel Im, Pesaran et Shin (IPS, 2003) et le test de Fisher inspiré de celui de Dickey-Fuller Augmentés (ADF, 1981) pour examiner la stationnarité de toutes les variables du modèle. Hurlin et Mignon (2005) montrent que le test IPS (2003) est préféré aux autres parce qu'il est convergent lorsque T est faible ($T < 30$). Les résultats des tests effectués sont présentés dans le tableau 2, à la fois pour les variables en niveau et en différence première.

Tableau 2. Résultat de tests de racines unitaires (IPS, 2003 ; ADF, 1981)

Variables	Im, Pesaran and Shin (IPS 2003)		Fisher chi-squared (Dickey-Fuller Augmentés (ADF))		I(.)
	Stat de test	P-value	Stat de test	P-value	
lnPIB/h	1.9230	0.9728	2.0322	0.9961	I(1)
Δ lnPIB/h	-10.6008	0.0000	304.1134	0.0000	
lnRemit/h	0.2357	0.5932	11.3551	0.3305	I(1)
Δ lnRemit/h	-9.7041	0.0000	279.1356	0.0000	
lnTM	-3.9046	0.0000	43.0872	0.0000	I(0)
Δ lnTM	-	-	-	-	
lnPR	-7.4373	0.0000	161.2246	0.0000	I(0)
Δ lnPR	-	-	-	-	

Note : H0 : La série comporte une racine unitaire

Source : Estimation de l'auteur

Les résultats de la vérification de la stationnarité montrent clairement que la série de données sur les variables climatiques, la température (lnTM) et les précipitations (lnPR), sont intégrées d'ordre zéro (I (0)) et elles sont stationnaires en niveaux sans transformation en différence première. Par contre, les variables lnPIB/h et lnRemit/h ne sont pas stationnaires en niveaux. En effet, l'hypothèse nulle (H0) de non stationnarité est vérifiée par les statistiques des tests de racine unitaire (Im, Pesaran et Shin et Dickey-Fuller Augmentés). Cependant, elles deviennent stationnaires à un seuil de significativité de 5% lorsque nous testons les racines unitaires du panel après transformation en différence première. Selon ces statistiques, les tests IPS et ADF rejettent tous deux l'hypothèse nulle (H0) de non stationnarité que la série présente une racine unitaire et retiennent l'hypothèse alternative (H1) qu'elle est stationnaire. Ceci confirme que ces variables sont intégrées d'ordre un (I (1)). Suite à ces résultats, l'équation (2) se réécrit comme suit :

$$\begin{pmatrix} \ln PR \\ \ln TM \\ \Delta \ln Remit/h \\ \Delta \ln PIB/h \end{pmatrix} = \Gamma(L) \begin{pmatrix} \ln PR \\ \ln TM \\ \Delta \ln Remit/h \\ \Delta \ln PIB/h \end{pmatrix} + u_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Une fois que l'ordre de stationnarité est défini, l'étape suivante est d'analyser les tests de cointégration de modèle pour déterminer s'il existe une relation à long terme entre l'ensemble des variables intégrées. Nous effectuons trois tests de cointégration de Kao (1999), Pedroni (2004) et Westerlund (2005) sur l'ensemble des données de panel. Tous les tests ont une hypothèse nulle commune d'absence de cointégration. Concernant l'hypothèse alternative qui autorise l'hétérogénéité, les tests de Kao et Pedroni testent que les variables sont cointégrées dans l'ensemble des panels. Au contraire, les statistiques de Westerlund analysent l'hypothèse que les variables sont cointégrées dans certains panels.

Dans le tableau 3, les résultats des tests de cointégration rejettent de manière significative l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Cela montre la présence d'une correction d'erreur pour certains panels et aussi pour les panels dans son ensemble. De ce fait, les particularités empiriques des variables dans la première et la deuxième étape annoncent qu'il est plus adéquat d'estimer le modèle PVAR en différences premières. Cela est interprété par la non existence de lien de cointégration entre les variables non stationnaires en niveau (lnPIB/h et lnremet/h), mais ces variables intégrées dans le premier ordre (I (1)) sont cointégrées en différence première. Cependant, pour estimer le modèle avec des variables

stationnaires, les méthodes classiques peuvent surestimer les coefficients et donner des résultats biaisés (Pedroni, 2001). Par conséquent, nous utilisons l'estimateur GMM pour estimer la relation de cointégration du panel.

Tableau 3. Résultat de tests de cointégration en panel

	Test de Kao de cointégration	
	Stat de test	P-value
Modified Dickey-Fuller t	0.5500	0.2912
Dickey-Fuller t	0.1348	0.4464
Augmented Dickey-Fuller t	0.0520	0.4793
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	0.9669	0.1668
Unadjusted Dickey-Fuller t	0.5366	0.2958
	Test de Pedroni de cointégration	
	Stat de test	P-value
Modified Phillips–Perron t	0.7134	0.2378
Phillips–Perron t	0.0795	0.4683
Augmented Dickey–Fuller t	-0.8638	0.1939
	Test de Westerlund de cointégration	
	Stat de test	P-value
Variance ratio	-0.2636	0.3960

Note : Kao, Pedroni, Westerlund : H0 : Absence de cointégration

Granger (1988) indique que lorsqu'une série chronologique est cointégrées, elle doit suivre un sentier d'équilibre de long terme entre les variables avec l'ajustement à court terme vers l'équilibre de long terme. En effet, les tests de causalité au sens de Granger testent les liens bidirectionnels entre les variables du modèle.

Tableau 4. Test de causalité VAR Granger / Exogénéité de Wald.

Variable dépendant ($\Delta \ln \text{PIB}/h$)				Variable dépendant ($\Delta \ln \text{Remit}/h$)			
Excluded	Chi-sq	df	P-Value	Excluded	Chi-sq	df	P-Value
$\Delta \ln \text{Remit}/h$	2.538	2	0.281	$\Delta \ln \text{PIB}/h$	1.167	2	0.558
$\ln \text{TM}$	0.750	2	0.687	$\ln \text{TM}$	0.372	2	0.830
$\ln \text{PR}$	0.919	2	0.632	$\ln \text{PR}$	1.641	2	0.440
All	7.136	6	0.308	All	3.642	6	0.725
Variable dépendant ($\ln \text{TM}$)				Variable dépendant ($\ln \text{PR}$)			
Excluded	Chi-sq	df	P-Value	Excluded	Chi-sq	df	P-Value
$\Delta \ln \text{PIB}/h$	29.585	2	0.000	$\Delta \ln \text{PIB}/h$	10.124	2	0.006
$\Delta \ln \text{Remit}/h$	3.639	2	0.162	$\Delta \ln \text{Remit}/h$	0.861	2	0.650
$\ln \text{PR}$	3.923	2	0.141	$\ln \text{TM}$	6.105	2	0.047
All	30.831	6	0.000	All	23.109	6	0.001

Notes : Test de causalité au sens de Granger (1988)

H0 : La variable exclue ne cause pas la variable d'équation au sens de Granger

En se fondant sur la littérature, la sélection de nombre optimal des retards de notre modèle PVAR(p) est basée sur trois critères de sélection développés par Andrews et Lu (2001) tels que le critère d'information d'Akaike (MAIC ; Akaike, 1969), le critère d'information bayésien (MBIC ; Schwarz, 1978) et le critère d'information d'Hannan-Quinn (MQIC ; Hannan et Quinn,

1979) sur la base de la statistique J Hansen (1982) comme dans la méthodologie VAR standard. En effet, la sélection juste de retard est essentielle pour un modèle PVAR car si les retards trop courts ne permettent pas à capturer la dynamique du modèle, résultant d'un biais des variables omises. Tandis que, trop de retard entraîne une perte de degrés de liberté, en raison d'un sur-paramétrage. Le choix du nombre de retard ($p = 0 \dots k$) a un rôle important dans la sélection et l'estimation du modèle. Sur la base de ces critères, nous étudions un modèle PVAR de deux retards ($k = 2$), car il a les plus faibles critères de sélection MBIC, MAIC et MQIC. Le modèle PVAR (2) estimé est le suivant :

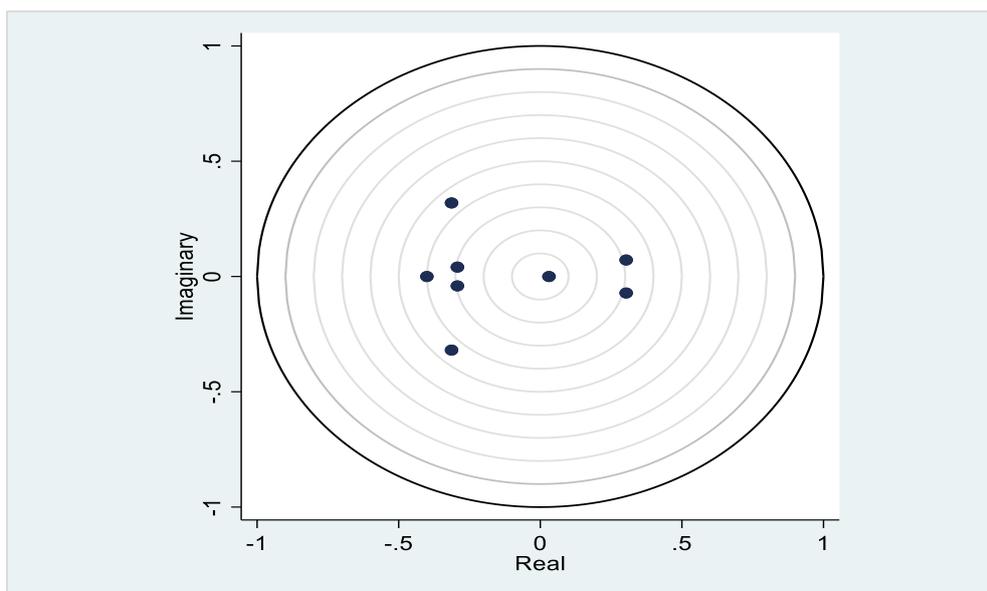
$$\begin{pmatrix} \ln PR \\ \ln TM \\ \Delta \ln Remit/h \\ \Delta \ln PIB/h \end{pmatrix} = \Gamma_1 \begin{pmatrix} \ln PR(L1) \\ \ln TM(L1) \\ \Delta \ln Remit/h(L1) \\ \Delta \ln PIB/h(L1) \end{pmatrix} + \Gamma_2 \begin{pmatrix} \ln PR(L2) \\ \ln TM(L2) \\ \Delta \ln Remit/h(L2) \\ \Delta \ln PIB/h(L2) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{pmatrix} \quad (8)$$

4. Résultats empiriques et interprétations économiques

Au vu de tout ce qui précède, la méthode GMM développée par Arellano et Bonds (1995) est la méthode utilisée pour estimer les coefficients du modèle après l'élimination des effets fixes et pays. Les résultats du modèle PVAR (2) à 4 variables {PIB/h, Remit/h, TM, PR} sont donnés dans le tableau 5. Les fonctions de réponses impulsionnelles (IRFs) sont présentées dans la figure 3. Et, les résultats de la fonction de décomposition de la variance des erreurs de prévision (FEVD) sont présentés dans le tableau 6.

Avant d'estimer ces fonctions, nous vérifions d'abord les propriétés de stabilité du modèle. La stabilité de PVAR (2) nécessite que le module des valeurs propres du modèle estimé se trouve dans le cercle unitaire. Les résultats du test de stabilité présentés dans la figure 2 confirment que toutes les valeurs propres se trouvent à l'intérieur du cercle unitaire et sont strictement inférieures à un. Le modèle PVAR (2) satisfait la condition de stabilité des estimations et les marges d'erreur sont fiables.

Figure 2. Condition de stabilité des valeurs propres du modèle PVAR (2)



Note : commande stata : (pvarstable, graph)

Source : Estimation de l'auteur

Tableau 5. Les résultats d'estimation du modèle PVAR (2) à 4 variables, GMM

EQ1- dep-variable: lnPR			EQ2- dep-variable: lnTM		
t-GMM			t-GMM		
lnPR	L1	-0.5744 (-8.86)***	lnPR	L1	-0.0099 (-1.60)*
	L2	-0.1595 (-2.57)***		L2	-0.0085 (-1.82)*
lnTM	L1	-0.3226 (-0.31)	lnTM	L1	-0.5348 (-6.68)***
	L2	-0.7693 (-2.40)**		L2	-0.0875 (-2.84)***
Δ lnRemit/h	L1	0.0312 (0.89)	Δ lnRemit/h	L1	-0.0034 (-1.18)
	L2	0.0193 (0.56)		L2	-0.0032 (-1.66)*
Δ lnPIB/h	L1	0.4522 (1.01)	Δ lnPIB/h	L1	-0.0307 (-0.82)
	L2	-0.1925 (-3.13)***		L2	0.0178 (5.32)***
EQ3- dep-variable: Δ lnRemit/h			EQ4- dep-variable: Δ lnPIB/h		
t-GMM			t-GMM		
lnPR	L1	0.0645 (0.70)	lnPR	L1	0.0091 (0.50)
	L2	-0.0343 (-0.31)		L2	0.0141 (0.90)
lnTM	L1	-0.1751 (-0.13)	lnTM	L1	0.1457 (0.71)
	L2	-0.4669 (-0.61)		L2	-0.0245 (-0.23)
Δ lnRemit/h	L1	-0.1580 (-1.15)	Δ lnRemit/h	L1	-0.0006 (-0.09)
	L2	0.0768 (0.71)		L2	0.0125 (1.86)*
Δ lnPIB/h	L1	-0.6479 (-1.07)	Δ lnPIB/h	L1	0.2923 (2.53)***
	L2	0.0278 (0.29)		L2	0.0274 (1.67)*
Nombre d'observations utilisées : 185					
Nombre des pays : 5					

Notes : Erreurs standards robustes entre parenthèses, ***=p<0.01 ; **=p<0.05 ; *=p<0.1

Le modèle PVAR (2) à 4 variables est estimé par la méthode GMM

Échantillon d'estimation sur la période de 1980 à 2016, fortement équilibré

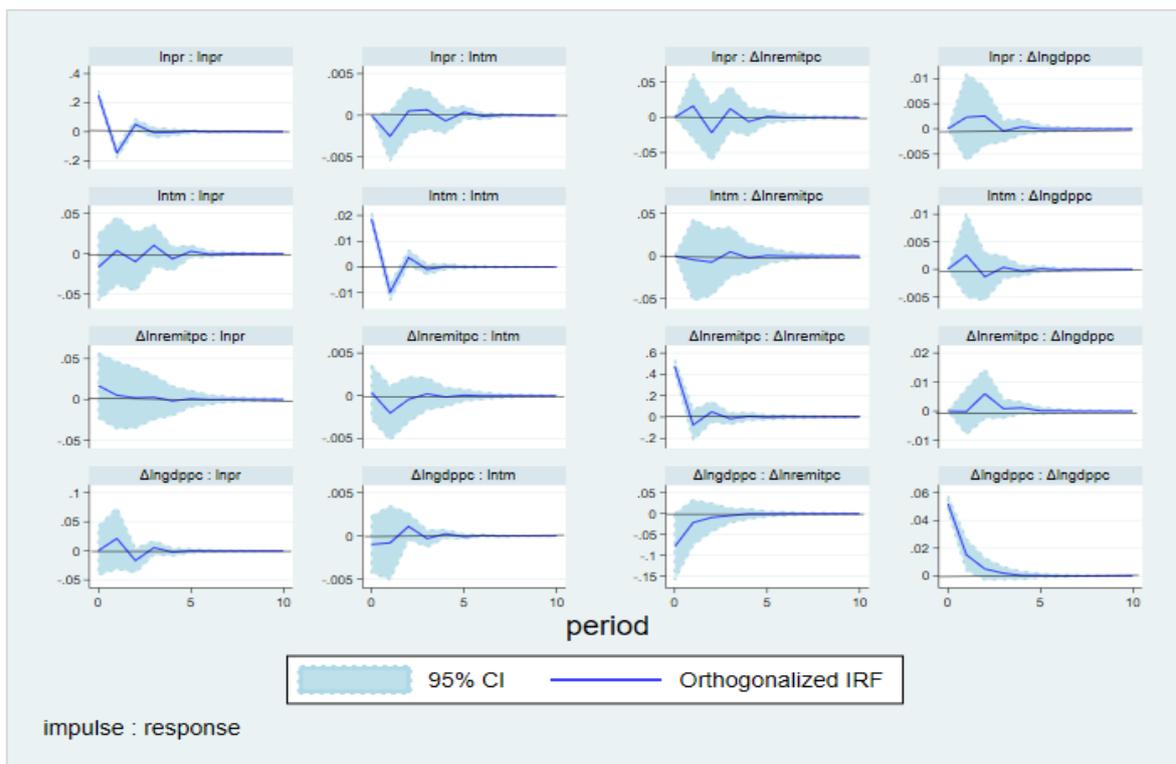
Source : Estimation de l'auteur

La méthodologie PVAR (2) analyse les relations dynamiques entre les variables du modèle suite à un choc des variabilités météorologiques associé par la série. À cet égard, les résultats généraux du modèle PVAR (2) pour notre échantillon sélectionné, montrent que les coefficients estimés du PIB réel par habitant aux chocs météorologiques captent des signes négatifs pour les précipitations et positifs pour la température à un seuil de significativité de 1%. Ceci est raisonnable, dans la mesure où les effets de la météo annuelle provoquent la variabilité de l'activité économique et représentent une contrainte pour la croissance économique future. Ainsi, le coefficient négatif des envois de fonds décalé d'une période (t-1) et puis le signe positif de même variable décalée de deux périodes (t-2) est statistiquement significatif dans l'équation du PIB/h, montrant que l'occurrence d'une variabilité météorologique entraîne un ralentissement du niveau de la croissance économique et une réaction positive des envois de fonds internationaux. Cela explique que l'impact des variables est dépendant des variables passées. Les IRFs présentés dans la figure 3 confirment largement ces résultats.

L'impact des envois de fonds des migrants sur le niveau du PIB réel par habitant après un choc météorologique a été observé grâce aux IRFs qui sont obtenues sur des intervalles de confiance et les erreurs sont générées par une simulation Monte-Carlo avec 200 répétitions sur un horizon de 10 périodes (c'est-à-dire 10 années) qui commence à partir du moment de la réalisation du choc. À cet égard, elles peuvent être interprétées comme la réponse d'une

variable à l'impact réalisé sur une autre variable du système VAR, en maintenant toute le reste constant. Lütkepohl (1993) montre que cette réponse peut être considérée comme une variation en pourcentage du log dans l'écart type. L'analyse des IRFs est complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision (FEVD) pour un objectif d'obtenir une vision globale de la dynamique du choc affectant un système. Elle permet de calculer, en pourcentage, la contribution du choc instantané ou retardé subi par une variable sur la réponse d'une autre. La figure 3 retrace les IRFs qui sont estimées sur la base du modèle PVAR de deux retards, la zone colorier représentant l'intervalle de confiance à un seuil de significativité de 95%. Nous s'intéressons aux effets des changements sur 10 périodes qui représentent un délai suffisant pour que les variables retrouvent leurs stabilités. Les résultats obtenus à partir des IRFs nous permettent d'identifier les effets dynamiques des fluctuations à court terme de la température et des précipitations sur le niveau de PIB réel par habitant et les liens entre les envois de fonds et ces changements météorologiques.

Figure 3. Résultats des fonctions de réponses impulsionnelles dans le modèle PVAR (2)



Notes : Réponses impulsionnelles pour deux décalages de chaque variable PVAR (2) du PR, TM, Remit/h, PIB/h. La ligne continue bleue montre les réponses impulsionnelles orthogonalisés. Et, les intervalles de confiance de 95% sont générées par simulation de Monte-Carlo avec 200 répétitions (commande stata : pvarirf, mc (200) oirf)

Source : Estimation de l'auteur

Nos résultats des IRFs indiquent qu'un choc négatif correspond à une baisse inattendue des précipitations annuelles dans les pays d'Afrique du nord la première année de l'occurrence du choc (une variation négative de 25% à -14.5% respectivement entre $h=0$ et $h=1$). Ce choc sur les innovations des précipitations a des effets négatifs sur les économies de la région. Ceci se traduit par une faible diminution mais statistiquement significative du PIB par habitant pour la troisième période après le début du choc avec une variation négative de -0.2% entre $h=2$ et $h=3$ et un retour à la situation de stabilité l'année $h=5$. Ces résultats sont en ligne avec l'étude de Péridy et al. (2012) qui présentent des effets négatifs de la baisse des précipitations sur le

PIB par habitant mais restent globalement faibles dans les pays MENA. Également, en cas des pays d'Afrique de l'Ouest, Generoso (2012) montre que les pays caractérisés par un climat sec enregistrent lors d'un choc aléatoire des précipitations une réponse négative de -0.74% du PIB ainsi que la réponse immédiate des pays caractérisés par un climat plus humide est de -1.5% du PIB. En effet, un choc aléatoire négatif sur la composante cyclique des précipitations dans la région stimule les envois de fonds des migrants qui enregistrent une variation positive de 1.7% au moment de la réalisation du choc, puis une réponse négative se traduit par une diminution des montants perçus progressivement au fur et à mesure que le choc se dilue jusqu'à atteindre des valeurs négatives pour l'année qui suit le choc (une variation de -2.2% entre les années $h=1$ et $h=2$). Les flux des envois de fonds enregistrent une perturbation avant de se stabiliser à un horizon de cinq ans après l'occurrence du choc.

Également quand la température annuelle enregistre un choc inattendu négatif en Afrique du nord (de 1.9% à -1% respectivement entre $h=0$ et $h=1$, une variation négative à l'ordre de -2.9%), nous constatons une perturbation immédiate du PIB par habitant qui enregistre une variation négative de -0.13% entre $h=1$ et $h=2$ et un retour progressif vers l'équilibre dans la troisième année ($h=3$). Cela indique que les chocs de la température annuels ont des impacts seulement temporaires sur le niveau du PIB qui se dissipent à moyen terme. Ces résultats correspondent aux résultats obtenus par Wiebelet et al. (2014) qui confirme un impact combiné des fluctuations des variables climatiques (précipitations plus faibles et températures plus élevées) conduisant à une réduction du PIB tunisien de 0.2% et 0.4%. Pour un panel des pays, Kalkuhl et Wenz (2020) montrent également qu'une augmentation de la température moyenne annuelle a un effet négatif sur le PIB de -0.6% et que la majeure partie de la réduction se produisant l'année suivante le début du choc. De ce fait, le changement de la température enregistre une baisse des envois de fonds des migrants de -0.7% la deuxième année du choc ($h=2$) et une faible contribution d'environ 0.5% à la réduction des conséquences négatives de choc climatiques avec un décalage d'un an ($h=3$). La quatrième année de l'occurrence du choc enregistre une stabilisation des montants des envois des migrants vers les ménages des pays d'Afrique du nord dans le but d'atténuer leurs contraintes budgétaires en cas des aléas météorologiques.

Au niveau macroéconomique, la réponse des envois de fonds devient plus importante suite à une perturbation synchrone du PIB réel par habitant due aux perturbations annuelles des précipitations et de la température. Malgré la diminution des montants transférés le moment de l'occurrence du choc (-7.9%), elle enregistre un impact significatif positif sur le niveau de la croissance économique lorsque le choc initial est passé de deux ans (entre $h=0$ et $h=2$) de -7.9% à 0.9%, soit une variation d'environ +8% et une relative stabilisation des montants des envois à partir de la troisième année après le début de choc. Ceci peut être interprété par les motifs altruistes des migrants qui augmentent les envois de fonds vers leurs pays d'origine pendant les périodes de récession. Nos résultats confirment l'hypothèse selon laquelle les envois de fonds ont des schémas contracycliques avec les chocs des variables climatiques (Singh et Basu, 2019 ; Ebeke, 2010 ; Yang et Choi, 2007 ; Sayan, 2006). Nous remarquons à partir des résultats des IRFs, une différence en termes de variation temporelle entre les envois de fonds en cas de choc des précipitations où ils augmentent dans le même temps de l'occurrence du choc, tandis que les envois de fonds en cas de choc de la température ont tendance à augmenter un an après le choc. Pour l'ensemble de panel, la réaction des envois de fonds aux chocs des variables climatiques croît entre la première et la seconde année après l'occurrence du choc. Les résultats des IRFs indiquent également que l'effet d'un changement

météorologique finit de se stabiliser dans la cinquième année où la réponse des variables macroéconomiques devient non significative.

Même si les réponses impulsionnelles donnent des informations sur le degré de transmission des changements d'une variable sur une autre variable, elles ne tiennent pas en compte la contribution des chocs sur une variable pour expliquer les fluctuations des autres variables. Ainsi, nous effectuons une décomposition de la variance (FEVD) pour évaluer la sensibilité d'une variable dans l'explication des changements dans d'autres variables du modèle à un horizon de temps spécifique. Par conséquent, les résultats de la décomposition permettant de déterminer dans quelle mesure la variabilité de la variable dépendante est retardée par sa propre variance. De plus, elle montre laquelle des variables indépendantes est « la plus forte » pour expliquer en pourcentage la variabilité des variables dépendantes au fil du temps. Le tableau 6 identifie des modèles plus flexibles avec jusqu'à 10 périodes pour mieux cerner la dynamique des variations météorologiques et évaluer la sensibilité macroéconomique des pays d'Afrique du nord.

Tableau 6. Résultats des fonctions de décomposition de la variance dans PVAR (2)

Variables de réponses	Variables d'impulsions				
	période	lnPR	lnTM	Δ lnRemit/h	Δ lnPIB/h
lnPR	2	0.9653	0.0009	0.0037	0.0315
lnTM	2	0.0525	0.9449	0.0021	0.0003
Δ lnRemit/h	2	0.0230	0.0010	0.9701	0.0057
Δ lnPIB/h	2	0.0034	0.0034	0.0291	0.9640
lnPR	5	0.9495	0.0146	0.0046	0.0319
lnTM	5	0.0577	0.9338	0.0076	0.0007
Δ lnRemit/h	5	0.0227	0.0018	0.9695	0.0058
Δ lnPIB/h	5	0.0082	0.0257	0.0385	0.9275
lnPR	10	0.9318	0.0328	0.0047	0.0306
lnTM	10	0.0631	0.9257	0.0108	0.0008
Δ lnRemit/h	10	0.0227	0.0019	0.9694	0.0058
Δ lnPIB/h	10	0.0112	0.0716	0.0373	0.8797

Notes : Les fonctions de décomposition de la variance des erreurs de prévision (FEVD) sont calculées avec 2, 5 et 10 périodes. Les régressions estimées utilisent deux décalages pour les variables (lnPIB/h et lnremit/h). L'ordre de la décomposition de Cholesky est : lnPR, lnTM, Δ lnremit/h, Δ lnPIB/h. (commande stata : pvarfevd, mc (200))
Source : calcul de l'auteur

Les résultats issus de l'étude de FEVD pour un panel des pays d'Afrique du nord indiquent que la variance de l'erreur de prévision du PIB par habitant est expliquée à 96.4% par ses propres innovations et que les chocs liés aux variables climatiques sont de 0.6 % de la variance du PIB à l'horizon 2 ans. Ainsi que, à l'horizon 10 ans, cette variance du PIB par habitant enregistre des mouvements très importants à 87.97% par ses propres innovations et que les chocs annuels des précipitations et de la température sont respectivement de 1.1% et 7.1% de la variance du PIB. Des preuves similaires ont été obtenues en cas des pays à faibles revenus par Raddatz (2009) qui montrent que les chocs externes sur le PIB ne représentent qu'un faible pourcentage de la variance totale du PIB réel ainsi que la part importante de la variance est attribuable à des facteurs endogènes. De ce fait, les variables climatiques peuvent être considérées comme des variables purement exogènes car nous considérons que les pays d'Afrique du nord sont exposés à des facteurs physiques tels que la variabilité des précipitations et l'élévation de la température comme le montrent les statistiques officielles

des pays. Dans notre modèle, les variables météorologiques représentent de l'ordre de 0.6%, 3.3% et 8.2% de la variance totale du PIB respectivement à l'horizon de 2, 5 et 10 ans. En tenant compte de l'effet des envois de fonds (3.7%), toutes les variables incluses dans le modèle expliquent 12% de la variance du PIB par habitant après 10 ans (3.5% après un horizon de 2 ans). Ainsi, 87.97% de la variance du PIB s'explique par d'autres facteurs non inclus dans notre modèle.

La variance de l'erreur de prévision des envois de fonds est expliquée à 3.1% par toutes les variables incluses dans le modèle et par une part plus faible seulement 2.5% par les variables climatiques (dont 2.3% par les précipitations) après une période de 10 ans. Ainsi, une part de 96.94% de la variance des envois de fonds peut être expliquée par d'autres variables omises par le modèle PVAR (2). Notre étude traite seulement la pénurie des précipitations et de la température et ne prend pas en compte les effets des chocs internes sur les envois de fonds. Cela pourrait expliquer la part élevée de la variance des envois de fonds inexpliquée par le modèle.

Concernant la contribution des envois de fonds à stabiliser la variabilité du PIB, nous trouvons que la réponse de ce flux aux chocs du PIB semble moins directe et plus complexe à analyser (un pourcentage faible dans la variance de l'erreur de prévision du PIB par habitant de 0.5% pour les périodes 2, 5 et 10 ans). Les résultats des IRFs montrent que la réponse des envois de fonds à une innovation d'écart type sur le PIB par habitant reste non significative dans le temps même si les bandes d'erreur standard (obtenues par simulation Monte-Carlo avec 200 répétitions) sont fermées à la ligne zéro aux périodes 4 et 5 ans. Cela suggère que les envois de fonds augmentent en cas de changements des variables climatiques qui ont un impact significatif et négatif sur la variabilité du PIB par habitant si toutes les autres variables sont maintenues à zéro 3 ans après le choc initial. Alors, nous montrons que les envois de fonds ont des effets indirects considérables sur la variabilité du PIB, agissant comme une source externe de « stabilisation » de revenus. Les résultats de FEVD confirment nos conclusions et montrent que la variance des envois de fonds par habitant contribue d'une part faible de 3.7% dans les fluctuations du PIB par habitant après dix étapes en avant. Ces conclusions corroborent celles de Cruz-Zuniga (2011) qui montre que la contribution des envois de fonds ne peut expliquer qu'un faible pourcentage de la variance du PIB de 4.09%. Ceci peut être expliqué par le fait qu'une grande partie des envois de fonds des migrants envoyée par des canaux informels. À cet égard, plusieurs études montrent que la valeur réelle des envois de fonds est certainement beaucoup plus élevée vers les pays en développement si nous considérons les envois informels (Freund et Spatafora, 2005).

En résumé, les résultats de la décomposition de la variance dans le modèle PVAR à deux retards montrent que les variables météorologiques sont des facteurs explicatifs des fluctuations du PIB dans la région d'Afrique du nord. Les réponses de PIB par habitant à la variabilité de régime des précipitations et l'augmentation de la température sont significatives dans le modèle. Les variables climatiques contribuent toutes deux à une volatilité significative de la variance du PIB par habitant (8.2%) et de la variance des envois de fonds (2.5%) au fur et à mesure de la dilution du choc après 10 périodes à l'avance. Les fluctuations du PIB sont expliquées par une réponse positive faible mais statistiquement reste significative (reste significativement différente de zéro) des envois de fonds vers les pays d'Afrique du nord d'une variance de 0.5%. Cela suggère que les dynamiques des envois étrangers contribuent à une résilience face à la variabilité des variables climatiques et ont ensuite des effets indirects sur les fluctuations du PIB. En effet, ces résultats sont obtenus à l'aide des changements à court

terme de la température et des précipitations, alors que les conséquences du climat peuvent donner des résultats différents à long terme.

5. Principales conclusions et implications politiques

Suivant la littérature, le changement climatique est une source majeure de préoccupation dans l'Afrique comme dans le monde et la migration est souvent comprise comme l'une des nombreuses stratégies de diversification des moyens de subsistance utilisées pour répondre à des vulnérabilités météorologiques et climatiques. Les conditions météorologiques à court terme et climatiques à long terme façonnent les trajectoires de développement de nos jours, étant donné qu'elles sont étroitement liées à la situation économique, sociale et politique des pays. De ce fait, l'Afrique est considérée comme un point chaud de vulnérabilité (PNUE, 2011).

Centré sur cinq pays d'Afrique du nord, ce travail de recherche vise à évaluer la sensibilité dynamique des envois de fonds des migrants à atténuer les effets de la température et des précipitations sur les résultats macroéconomiques, en utilisant une méthodologie d'estimation VAR sur des données de panel à deux retards (PVAR (2)) et en considérant la période 1980-2016. Les résultats empiriques des impacts de trio météo-PIB/h-envois de fonds soutiennent la littérature sur les estimations des fonctions des réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance qui montrent que l'occurrence d'un choc pluviométrique négatif entraîne une réponse négative du PIB réel par habitant à court terme. Cette diminution du PIB est faible mais statistiquement reste significative pour la deuxième période après le début du choc avec une variation de -0.2%. Également, un choc inattendu positif de la température moyenne annuelle en réponse à la variabilité des précipitations impacte négativement le PIB réel par habitant qui enregistre une variation négative de -0.13% la deuxième période après le début du choc et une stabilité dans la troisième période. L'effet de la variabilité météorologique interannuelle semble relativement faible est dû peut-être à la stabilité du climat dans la région pendant les dernières décennies. Nos résultats montrent aussi à l'horizon de 10 ans, la contribution des précipitations et de la température est respectivement de 1.1% et 7.1% de la variance du PIB réel par habitant. Ainsi que, les envois de fonds des migrants altruistes sont contracycliques en réponse aux effets négatifs des chocs aléatoires des précipitations et de la température. Ils ont un impact positif sur le PIB réel par habitant entre la première et la seconde année suivant l'occurrence du choc. Ces envois enregistrent une variation positive de 1.7% lors d'un choc des précipitations et une très faible variation d'environ 0.5% lors d'un choc de la température. La contribution de ce flux aux fluctuations du PIB est à hauteur de 3.7% à l'horizon de 10 ans. Quoique les changements des variables météorologiques ne sont pas la principale composante des fluctuations du PIB réel par habitant puisqu'elle explique seulement 8.2% à 10 périodes en avant. Les envois de fonds s'avèrent sensibles aux chocs des variables climatiques et ils ont certainement un impact significatif qui mérite encore plus d'attention compte tenu de la contribution de ces flux externes à lisser les oscillations macroéconomiques à long terme. Cependant, au niveau microéconomique, la relation contracyclique des envois de fonds vis-à-vis des chocs sur le PIB peut créer une intensité accrue de la dépendance de certains ménages bénéficiaires de ces revenus. Cette dépendance a des conséquences négatives notamment l'augmentation de chômage et la pénurie économique des ménages les plus vulnérables en cas des mesures de verrouillage en réponse à une crise mondiale comme la crise sanitaire Covid-19 (Habib, 2020).

Ces résultats suggèrent des implications politiques fondamentales méritant les discuter. Les mécanismes de financement d'atténuation aux risques doivent également tenir compte de la migration comme une stratégie complémentaire de financement renforçant la résilience

durable des pays. Comme le montre la littérature, les envois de fonds sont une source importante de revenus externes. Ces flux extérieurs peuvent devenir une bénédiction pour les pays bénéficiaires, si les décideurs politiques donnent une préoccupation aux canaux formels d'envoi. Cela nécessite de réduire le coût des envois de fonds pour contribuer à atténuer les chocs exogènes (climatiques, sanitaires), conformément aux objectifs de développement durable (ODD), en particulier l'objectif 10, qui vise à réduire les coûts de transaction des envois de fonds des migrants à moins de 3%. Dans un contexte de changement climatique, l'atténuation des changements météorologiques et la réduction des changements environnementaux négatifs devraient continuer d'être des priorités pour les décideurs politiques. À cet égard, il est important de renforcer les efforts déployés par les gouvernements concernant la résilience des pays et pour orienter ces flux vers des projets rentables. Ainsi, ces projets permettent de réduire la dépendance économique à l'égard de l'agriculture pluviale et de renforcer la capacité d'adaptation face aux risques climatiques et environnementaux. En outre, lors d'une migration de retour, le capital humain que les migrants peuvent acquérir pendant la migration est très précieux pour leurs pays d'origine. Ils peuvent transférer des connaissances qui aideront les pays à faire face aux changements climatiques notamment la gestion de l'eau, la gestion durable des terres et d'autres pratiques environnementales.

Cette recherche présente trois limites importantes. Premièrement, nous n'avons pas estimé que les effets des fluctuations de la température et des précipitations à court terme ne peuvent tirer des conclusions précises sur les conséquences à long terme de la dynamique du changement climatique. C'est peut-être le défi consisté à faire le lien entre les résultats des effets météorologiques à court terme et la réflexion sur les effets du changement climatique à long terme. Cela considère comme une dimension importante pour des recherches futures. Deuxièmement, sur les dernières décennies, en admettant un climat encore assez stable, l'effet de la variabilité météorologique moyenne interannuelle d'un pays sur le PIB semble relativement faible, donnant des conclusions très limitées. Par conséquent, il serait important d'utiliser les variations de la température et des précipitations. Troisièmement, nous avons pris en compte uniquement les effets de migration comme une stratégie de renforcer l'atténuation des changements météorologiques de manière intensive à l'échelle internationale. Par ailleurs, certains rapports voient que la migration climatique pourrait être principalement interne (Gröger et Zylberberg, 2016 ; GIEC, 2014). Il serait donc sans doute judicieux d'estimer les avantages de la migration domestique comme un plan efficace de gestion des chocs dans les pays en développement.

Références

- Abrigo M. et Love I. (2016): "Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: A Package of Programs", *The Stata Journal*, 16(3), 1–27.
- Adger N., Huq S., Brown K., Conway D. et Hulme M. (2003): "Adaptation to climate change in the developing world", *Progress in Development Studies*, 3 (3): 179-195.
- Agarwal R. et Horowitz A. (2002): "Are international remittances altruism or insurance: Evidence from Guyana using multiple-migrant households", *World Development*, 2033-2044.
- Afriyie K., Ganle J. et Santos E. (2018): "The floods came and we lost everything': Weather extremes and households" asset vulnerability and adaptation in rural Ghana", *Climate and Development*, 10(3), 259–274. <https://doi.org/10.1080/17565529>.
- Alem Y., Maurel M. et Millock K. (2016): "Migration as an Adaptation Strategy to Weather Variability: An Instrumental Variables Probit Analysis", *Working Papers in Economics 665*, University of Gothenburg, Department of Economics.

- Arellano J. et Bover O. (1995): "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Model", *Journal of Econometrics*, Vol. 68(1), pp. 29-51.
- Asseng S., Kheir A., Kassie B., Hoogenboom G., Abdelaal A., Haman D. et Ruane A. (2018): "Can Egypt become self-sufficient in wheat? », *Environmental Research Letters* 13 094012
- Auffhammer, M., (2018): Quantifying economic damages from climate change. *Journal of Economic Perspectives*, 32(4), pp.33-52.
- Azam J-P. et Gubert F. (2006): "Migrants' Remittances and the household in Africa: A Review of Evidence", *Journal of African Economies*, 15: 426-462. <https://doi.org/10.1093/jae/ejl030>
- Baez J., Caruso G., Mueller V. et Niu C. (2017) Heat Exposure and Youth Migration in Central America and the Caribbean. *American Economic Review* 107(5):446-450, <https://doi.org/10.1257/aer.p20171053>
- Banque mondiale (2020): "Migration and Development Brief 32: COVID-19 Crisis Through a Migration Lens", Washington DC: World Bank Group and KNOMAD, <https://www.knomad.org/publication/migration-and-development-brief-32-COVID-19-crisis-through-migration-lens>
- Banque mondiale (2006): "Global Economic Prospects 2006: Economic Implications of Remittances and Migration" World Bank, Washington, DC.
- Bettin G., Presbitero A. et Spatafora N. (2014): "Remittances and Vulnerability in Developing Countries", International Monetary Fund, Working Paper WP/14/13
- Bilgili Ö. et Marchand K. (2016): "Migration, development and climate change in Egypt, Morocco and Tunisia", *Climate Change, Displacement, Environmental Change*, Swiss Agency for Development and Cooperation.
- Black, R., Bennett, S.R., Thomas, S.M. and Beddington, J.R., 2011. Migration as adaptation. *Nature*, 478(7370), pp.447-449.
- Boubtane E., Coulibaly D. et Rault C. (2012): "Immigration, Growth and Unemployment: Panel VAR Evidence from OECD Countries", IZA Discussion Paper No. 6966
- Burke, M., Hsiang, S.M. and Miguel, E., 2015. Global non-linear effect of temperature on economic production. *Nature*, 527(7577), pp.235-239.
- Cattaneo, C., Michel Beine, Christiane J. Fröhlich, Dominic Kniveton, Inmaculada Martinez Zarzoso, Marina Mastrotillo, Katrin Millock, Etienne Piguet, and Benjamin Schraven. "Human migration in the era of climate change." *Review of Environmental Economics and Policy* 13, no. 2 (2019): 189-206.
- Chami R., Fullenkamp C. et Jahjah S. (2003): "Are Immigrant Remittance Flows a Source of Capital for Development?", International Monetary Fund, Working Paper 03/189
- Coiffard M. (2009) : "La régulation des transferts de fonds de migrants, vers un régime international ?", Post-Print halshs-00390424, HAL.
- Combes J., Ebeke C., Etoundi M. et Yogo T. (2014): "Are foreign aid and remittance inflows a hedge against food price shocks in developing countries?" *World Development*, 54 (1), 81–98.
- Cruz-Zuniga M. (2011): "On the path to economic growth, do remittances help? Evidence from panel VARs", *The Developing Economies* 49, no. 2 (June 2011): 171–202, <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2011.00128.x>
- Dell, M., Jones, B.F. and Olken, B.A., 2012. Temperature shocks and economic growth: Evidence from the last half century. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(3), pp.66-95.
- Dell, M., Jones, B.F. and Olken, B.A., 2014. What do we learn from the weather? The new climateeconomy literature. *Journal of Economic Literature*, 52(3), pp.740-98.
- Ebeke C. et Le Golf M. (2010) : "Impact des envois de fonds des migrants sur les inégalités de revenu dans les pays en développement, *Revue économique*, Vol. 61(6), Paris, pp. 10511074.
- Ebeke C. (2010) : "Transferts des migrants, ouverture sur l'extérieur et dépenses publiques dans les pays en développement, Working Paper 201011, CERDI.
- Edelbloude J., Fontansers C. et Makhlof F. (2017): "Do Remittances respond to Revolutions? The Evidence from Tunisia", *Research in International Business and Finance* 42 <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.04.044>

- Elbadawi I. et Rocha R. (1992): "Determinants of Expatriate Workers' Remittances in North Africa and Europe", Policy Research Working Paper no.1038. Washington, D.C.: World Bank.
- Feenstra R., Inklaar R. et Timmer M. (2015): "The Next Generation of the Penn World Table", *American Economic Review*, 105 (10), 3150-3182.
- Findley S. (1994): "Does Drought Increase Migration? A Study of Migration from Rural Mali during the 1983- 1985 Drought", *International Migration Review* 28(3), 539-553.
- Flahaux M. et De Haas H. (2016) : "African migration : trends, patterns, drivers". *CMS* 4, 1. <https://doi.org/10.1186/s40878-015-0015-6>
- Freund C. et Spatafora N. (2005): "Remittances: Transaction Costs, Determinants, and Informal Flows.", *World Bank Policy Research Working Paper* 3704, Washington D.C.
- Geddes A. (2015): "Governing migration from a distance: Interactions between climate, migration, and security in the South Mediterranean", *European Security*, 24(3), 473–490. <https://doi.org/10.1080/09662839.2015.1028191>.
- Generoso R. (2012) : "Transferts de fonds et résilience des pays d'Afrique de l'Ouest face à la variabilité des précipitations : une perspective macroéconomique", *Cahier du CEMOTEV* n°2012-03.
- GIEC: Groupe d'Experts Intergouvernemental sur l'évolution du climat (2014): "Climate Change (2014): Impacts, Adaptation, and Vulnerability", *The Working Group II contribution to the IPCC Fifth Assessment Report*. Geneva: Intergovernmental Panel on Climate Change.
- GIEC: Groupe d'Experts Intergouvernemental sur l'évolution du climat (2007): "Climate change 2007: climate change impacts, adaptation and vulnerability", *Cambridge University Press*, Geneva
- Granger C. (1988): "Causality, cointegration, and control", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, vol. 12, issue 2-3, 551-559
- Gröger, A. and Zylberberg, Y., 2016. Internal labor migration as a shock coping strategy: Evidence from a typhoon. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(2), pp.123-53.
- Gupta P. (2005): "Macroeconomic Determinants of Remittances: Evidence from India", *IMF Working Papers* 05/224, International Monetary Fund.
- Habib H. (2020): "The Economic and Social Impact of the Novel Coronavirus (Covid-19) on Migrant Remittances: An Overview of Tunisia and Morocco", *GLO Discussion Paper*, No. 715, Global Labor Organization (GLO), Essen
- Hansen J. W. (2002). Realizing the potential benefits of climate prediction to agriculture: issues, approaches, challenges. *Agricultural Systems*, 74: 309-330. [https://doi.org/10.1016/S0308-521X\(02\)00043-4](https://doi.org/10.1016/S0308-521X(02)00043-4)
- Hochrainer S. (2009): "Assessing the Macroeconomic Impacts of Natural Disasters – Are there Any?" *World Bank Policy Research Working Paper* 4968. Washington, DC, United
- Hoffmann, R., Šedová, B. and Vinke, K., 2021. Improving the evidence base: A methodological review of the quantitative climate migration literature. *Global Environmental Change*, 71, p.102367.
- Hulme M., Doherty R., Ngara T. et New M. (2005): "Global warming and Africa climate change". Dans A. Low, *Climate change and Africa* (pp. 29-40). Cambridge: Cambridge University Press.
- Hurlin C. et Mignon V. (2005) : "Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel", *Economie et prévision*, n°169-170, pp. 253-294.
- Im K., Pesaran M. et Shin Y. (2003): "Testing for unit roots in heterogeneous panels" *Journal of Econometrics* 115: 53-74.
- Jessoe K., Manning D., Taylor E. (2018) *Climate Change and Labour Allocation in Rural Mexico: Evidence from Annual Fluctuations in Weather*. *The Economic Journal*, Volume 128, Issue 608, 230–261, <https://doi.org/10.1111/econ.12448>
- Kalkuhl, M. and Wenz, L., 2020. The impact of climate conditions on economic production. Evidence from a global panel of regions. *Journal of Environmental Economics and Management*, 103, p.102360.
- Kleemans, M. (2015). *Migration Choice under Risk and Liquidity Constraints*. Paper presented at the Agricultural & Applied Economics Association and Western Agricultural Economics Association Annual Meeting, San Francisco, July 26-28, <https://doi.org/10.22004/ag.econ.200702>

- Kotz, M., Wenz, L., Stechemesser, A., Kalkuhl, M. and Levermann, A., 2021. Day-to-day temperature variability reduces economic growth. *Nature Climate Change*, 11(4), pp.319-325.
- Kronik J. et Clément V. (2013): "Socioeconomic Effects of Climate Change in Central and Southern Tunisia", Chapter 4 in Verner, D (ed.). 2013. Tunisia in a Changing Climate. Assessment and Actions for Increased Resilience and Development. The World Bank, Washington, DC.
- Kummu, M., Taka, M. and Guillaume, J.H., 2018. Gridded global datasets for gross domestic product and Human Development Index over 1990–2015. *Scientific data*, 5(1), pp.1-15.
- Love I. et Zicchino L. (2006): "Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence for a Panel VAR", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol.46, pp.190-210.
- Lutkepohl H. (1993): "Introduction to Multiple Time Series Analysis", 2nd Ed. New York: Springer.
- Magazzino C. (2014). A Panel VAR Approach of the Relationship among Economic Growth, CO2 Emissions, and Energy Use in the ASEAN-6 Countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(4):546-553
- Maharjan A., Safra R., Singh C., ... et Vincent K. (2020): "Migration and Household Adaptation in Climate-Sensitive Hotspots in South Asia", *Current Climate Change Reports* (2020) 6:1–16, <https://doi.org/10.1007/s40641-020-00153-z>
- Marchiori L., Maystadt J. et Schumacher I. (2012): "The impact of weather anomalies on migration in sub-Saharan Africa", *Journal of Environmental Economics and Management* 63, 355-374
- Miller G., Geddes C. et Mardon D. (2010): "Effects of excluding sheep from an alpine dwarf-herb community", *Plant Ecology & Diversity* 3(1):87-93 <https://doi.org/10.1080/17550871003713726>
- Mohapatra S., Joseph G. et Ratha D. (2009): "Remittances and Natural Disasters: Expost Response and Contribution to Ex-ante Preparedness", *World Bank Policy Research*
- Noy I. et Nualsri A. (2007): "What do Exogenous Shocks tell us about Growth Theories?", *University of Hawaii Working Paper* 07-28.
- Nori M., El Mourid M., Giorgi P. et Nefzaoui A. (2009): "Herding in a Shifting Mediterranean Changing agro-pastoral livelihoods in the Mashreq & Maghreb region", *EUI Working Paper*. RSCAS 2009/52. European University Institute.
- Noy I. (2009): "The Macroeconomic Consequences of Disasters", *Journal of Development Economics* 88(2): 221-231
- Pedroni P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4): 727–731
- Péridy N., Ghoneim A. et Brunetto M. (2012): "The Economic Costs of Climate Change in MENA countries: A Micro-Spatial Quantitative Assessment and a Survey of Policies", *Femise Research Programme 2010-2011, FEMISE Project n°34-03*
- PNUD, Programme de développement des Nations Unies (2015). Consulté le Janvier 2021, sur <https://www.un.org/sustainabledevelopment/fr/objectifs-de-developpement-durable/>
- PNUD, Programme de développement des Nations Unies (2004). Reducing disaster risk: a challenge for development. *UNDP global report*, ed. M. Pelling
- PNUE, Programme des Nations Unies pour l'environnement (2011) : Consulté sur le site www.unep.org/annualreport , ISBN : 978-92-807-3245-0, DCP/1493/NA
- Raddatz C. (2009): "The Wrath of God: Macroeconomic Costs of Natural Disasters" *World Bank Policy Research Working Paper*, World Bank, Washington, DC.
- Raddatz C. (2007): "Are external shocks responsible for the instability of output in low income countries?" *Journal of Development Economics*, Vol. 84(1) :155-187.
- Ramde F. (2015) : "Institution, investissements et croissance dans l'UEMOA : une approche panel VAR", *MPRA_paper_82417.pdf*
- Sayan S. (2006): "Business Cycles and Workers Remittances: How Do Migrant Workers Respond to Cyclical Movements of GDP at Home?", *Working Papers* 06/52, International Monetary Fund.
- Sevestre P. (2002) : "Économétrie des données de panel", Dunod, Paris.
- Schilling J., Hertig E., Trambly Y. et Scheffran J. (2020): "Climate change vulnerability, water resources and social implications in North Africa", *Regional Environmental Change*, volume 20, num15

- Schleypen J., Saeed F., Dayamba S. Coulibaly D. et D'haen S. (2019) : "Impacts des changements climatiques sur l'économie (Produit Intérieur Brut et valeurs ajoutées sectorielles) et sur la productivité agricole au Burkina Faso", Projet d'Appui Scientifique aux processus de Plans Nationaux d'Adaptation. Sous la tutelle du Ministère de l'Environnement, de l'Economie Verte et du Changement Climatique du Burkina Faso, <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.20128.00003>
- Sims C. (1980): "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, Vol. 48(1), pp. 1-48.
- Singh C. et Basu R. (2019): "Moving in and out of vulnerability: interrogating migration as an adaptation strategy along a rural urban continuum in India", *The Geographical Journal*, <https://doi.org/10.1111/geoj.12328>
- Skidmore M. et Toya H. (2002): "Do Natural Disasters Promote Long-run Growth?", *Economic Inquiry* 40(4): 664-687.
- Sobczak-Szelc K. et Fekih N. (2020): "Migration as one of several adaptation strategies for environmental limitations in Tunisia: evidence from El Faouar", *Comparative Migration Studies* 8(1) <https://doi.org/10.1186/s40878-019-0163-1>
- Stark O. et Bloom E. (1985): "The New Economics of Labour Migration", *American Economic Review* 75(2), 173-17
- Tegegne A. et Penker M. (2016): "Determinants of rural out-migration in Ethiopia: Who stays and who goes?", *Demographic Research*, vol. 35, issue 34, 1011-1044
- Traoré M. (2018): "Government spending and inclusive growth in sub-Saharan Africa: A panel VAR analysis", *Études et Documents*, n° 15, CERDI.
- Wamsler C. et Brink E. (2014): "Moving beyond short-term coping and adaptation", *Environment & Urbanization*, International Institute for Environment and Development (IIED), Vol 26(1): 86–111, <https://doi.org/10.1177/0956247813516061>
- Wiebelt M., Al-Riffai P., Breisinger C. et Robertson R. (2014): "Who bears the costs of climate change? Evidence from Tunisia" Kiel Working Paper No. 1952, Kiel Institute for the World Economy, Kiellinie 66, 24105 Kiel, Germany
- Yang D. (2005): "Coping with Disaster: The Impact of Hurricanes on International Financial Flows, 1970-2001", Ford School of Public Policy Working Paper Series 2005-003, University of Michigan.
- Yang D. et Choi H. (2007) : "Are remittances insurance ? Evidence from rainfall shocks in the Philippines", *The World Bank Economic Review*, 21 (2): 219-248.
- Zuccotti C., Geddes A., Bacchi A., Nori M. et Stojanov R. (2018): "Rural Migration in Tunisia: Drivers and Patterns of Rural Youth Migration and its Impact on Food Security and Rural Livelihoods in Tunisia", Food and Agriculture Organization of the United Nations, 70 p.