

Les DÉTERMINANTS de la SÉCURITÉ ALIMENTAIRE en AFRIQUE: une APPROCHE en DONNÉES de PANEL

Imen TURKI-ABDELHEDI , Alain CLÉMENT et Sonia GHORBEL-ZOUARI

turki_imen@yahoo.fr

alain.clement@univ-tours.fr

sonia.zouari@hotmail.com

Résumé—Cet article montre l'impact du développement agricole sur la sécurité alimentaire en Afrique. Pour ce faire, nous adopterons une approche en données de panel sous le logiciel Stata 11.0 sur un échantillon de 17 pays africains et durant une période allant de 2000 à 2010. Les résultats obtenus par l'estimation d'un modèle à effets fixes montrent que le développement agricole agit positivement et d'une manière très significative sur la sécurité alimentaire. Par contre, le pouvoir d'achat et l'ouverture commerciale alimentaire n'ont aucun effet sur la réduction de la sous-alimentation dans notre échantillon. En outre, la croissance démographique agit négativement sur la sécurité alimentaire.

Mots clés — Sécurité alimentaire ; Agriculture ; Ouverture commerciale alimentaire ; pouvoir d'achat; Afrique ; Données de panel ; Modèle à effets fixes.

I. INTRODUCTION

D'après les estimations de la FAO des années 2010-2012, presque 870 millions de personnes souffrent de la sous-alimentation¹, soit 12,5 pour cent de la population mondiale, soit encore une personne sous-alimentée sur huit. La majorité de ces personnes sous-alimentées, soit 852 millions d'êtres humains, existe dans les pays en développement, « deux tiers d'entre elles sont concentrées dans sept pays seulement (Bangladesh, Chine, République Démocratique du Congo, Éthiopie, Inde, Indonésie et Pakistan) » [1]. L'Asie et Pacifique est la région qui comprend le nombre le plus élevé de personnes sous-alimentées, alors que la proportion la plus élevée de la population sous-alimentée se trouve dans l'Afrique subsaharienne.

C'est pour cette raison que nous traiterons, dans cet article, certains facteurs de la sous-alimentation en Afrique

car cette région est actuellement placée devant un ensemble de défis stratégiques importants, dont la sécurité alimentaire n'est pas mineure.

II. PROBLEMATIQUE

La problématique de notre étude s'intégrera dans le cadre de la lutte contre la faim. C'est pourquoi, nous essayerons d'apporter des éléments de réponses aux questions suivantes:

- Dans quelle mesure la situation alimentaire s'est elle récemment dégradée en Afrique ?
- Quels sont les facteurs de l'insécurité alimentaire en Afrique ?
- Quelle est la manière la plus adéquate d'intervenir et comment améliorer la situation alimentaire dans cette région?

III. OBJECTIF

Malgré les améliorations réalisées pour lutter contre la faim tout au long de la dernière décennie, le niveau de la sous-alimentation chronique² demeure encore inacceptable. C'est dans ce contexte que nous traitons dans cette recherche les déterminants de l'insécurité alimentaire en Afrique afin de montrer l'impact majeur de l'agriculture sur la réduction de la sous-alimentation dans cette région. Ce papier se situe alors dans le cadre de l'économie du développement.

IV. METHODOLOGIE

Nous disposons une base de données de panel relative à 17 pays africains³ sur la période allant de 2000 à 2010 (11 années), soit donc 187 observations.

² Nous supposons dans cet article que la faim, la sous-alimentation et l'insécurité alimentaire possèdent la même signification.

³ Algérie, Égypte, Maroc, Tunisie, Botswana, Burundi, Éthiopie, Kenya, Mozambique, Uganda, Tanzanie, Zambie, Afrique du Sud, Côte d'Ivoire, Gambie, Maurice, Sénégal

¹ Calculée sur la base des disponibilités énergétiques alimentaires.

La variable dépendante est l'insécurité alimentaire, elle est mesurée par la prévalence de la sous-alimentation en pourcentage de la population totale (IA). Les variables indépendantes sont au nombre de six, à savoir, la croissance démographique (CROISS_DEMOG), elle est mesurée par le taux d'accroissement démographique. Le pouvoir d'achat (PA), il est mesuré par le revenu national brut en parité du pouvoir d'achat. La balance commerciale alimentaire (XM) dont l'exportation et l'importation alimentaires sont mesurées en pourcentage de l'exportation et de l'importation de marchandises. La valeur ajoutée de l'agriculture (AGR_PIB) est mesurée par la valeur ajoutée de l'agriculture en pourcentage du PIB. La production agricole (PROD_AGR) est mesurée par l'indice de production des récoltes et la population agricole (POP_AGR) est mesurée par le nombre de la population économiquement active dans l'agriculture.

I. A. Analyse descriptive

Avant de passer aux données de panel, nous avons procédé à la méthode de l'Analyse en Composantes Principales (ACP), et avant même de passer à l'ACP, il est intéressant de faire l'analyse descriptive de nos variables pour avoir des résultats préliminaires sur les variables étudiées:

VariabLe	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ia	187	24.73209	18.98194	4	73.1
crois_demog	187	2.033803	.7605751	.4610416	3.251496
pa	187	3704.652	3639.268	420	13800
xm	187	18.44688	26.65238	-28.00338	83.15551
agr_pib	187	20.42076	12.51171	1.81917	50.79076
prodagr	187	98.01257	16.80107	42.4	161.47
popagr	187	5984567	7019438	48000	3.24e+07

D'après ce tableau, la prévalence de la sous-alimentation dans notre échantillon de pays africains varie entre 4 pour cent et 73 pour cent, alors que la moyenne de cette variable dépendante est presque 25%, c'est-à-dire, environ une personne sur quatre souffre de la sous-alimentation chronique dans ces 17 pays africains, un pourcentage qui ne peut pas être acceptable dans une année proche de 2015, date butoir de l'objectif du Sommet Mondial de l'Alimentation et de l'OMD 1.

Il est recommandé aussi de détecter le problème de multicolinéarité qui consiste dans l'existence d'une relation très forte entre les variables indépendantes et ce par le calcul du facteur d'inflation de la variance (VIF) :

variable	VIF	1/VIF
agr_pib	9.02	0.110851
pa	5.42	0.184476
xm	3.26	0.306783
crois_demog	2.88	0.347251
popagr	2.15	0.464802
prodagr	1.02	0.976880
Mean VIF	3.96	

Nous apercevons ici que le VIF moyen est de l'ordre de 3,96. Ce niveau est acceptable selon les diverses publications de la littérature car selon Hair, Anderson, Tatham et Black (1995) [2], Kennedy (1992) [3], Marquardt et Snee (1970)

[4], Neter, Wasserman et Kutner (1989) [5], le niveau maximum du VIF correspond à 10, quand au Rogerson (2001) [6], il préconise comme valeur maximale 5, et même si la recommandation de Pan et Jackson (2008) [7] correspond à 4, le niveau du VIF moyen de nos variables explicatives est acceptable.

Cependant, la variable (agr_pib) possède le VIF le plus élevé (9, 02), autrement dit la valeur ajoutée de l'agriculture est la variable la plus fortement corrélée avec les autres variables indépendantes.

C'est la raison pour laquelle, nous appliquons ci-dessous la méthode de l'Analyse en Composantes Principales (ACP)⁴ sur les variables agricoles (la valeur ajoutée de l'agriculture, la production agricole et la population agricole) car l'ACP est une méthode très efficace pour représenter des données fortement corrélées entre elles.

B. Analyse en Composantes Principales :

Cette méthode nous permet d'obtenir le résumé le plus pertinent des données agricoles initiales, elle a pour objectif de « revenir à un espace de dimension réduite en déformant le moins possible la réalité » [8]. Et ce par la réduction des variables initiales (3 variables) en les remplaçant par 2 facteurs appropriés:

Component	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Comp1	1.69683	.69101	0.5656	0.5656
Comp2	1.00582	.708458	0.3353	0.9009
Comp3	.297358	.	0.0991	1.0000

Variable	Comp1	Comp2	Comp3	Unexplained
agr_pib	0.7060	-0.0842	0.7031	0
prodagr	0.0252	0.9953	0.0940	0
popagr	0.7077	0.0486	-0.7048	0

D'après les 2 tableaux ci-dessus, Comp1 est le vecteur propre associé à la plus grande valeur propre (Eigenvalue = 1.69) et Comp2 est le vecteur propre associé à la seconde plus grande valeur propre (Eigenvalue = 1.00). Nous remplaçons alors nos trois variables agricoles initiales par ces deux facteurs car ils possèdent les valeurs propres les plus élevées. Nous nommons ces deux composantes principales retenues : développement agricole 1 et développement agricole 2.

Nous pouvons conclure donc que l'ACP, qui est une méthode factorielle linéaire, nous a permis de transformer les trois variables agricoles initiales corrélées entre elles (AGR_PIB, POP_AGR, PROD_AGR) en deux nouvelles

⁴ L'Analyse en Composantes Principales (ACP), une technique fondamentale en statistique descriptive multidimensionnelle, permet de traiter simultanément des variables quantitatives.

variables synthétiques appelées « composantes principales » ou « facteurs » ou aussi « macro-caractéristiques »⁵, ces composantes principales (DEVP_AGR1, DEVP_AGR2) sont des combinaisons linéaires des variables initiales mais qui sont non corrélées entre elles.

L'ACP est alors une méthode essentiellement descriptive, préalable à l'emploi d'autres méthodes statistiques, telles que les méthodes de classification, de régression ou encore d'économétrie [9], tel que par exemple, l'économétrie des données de panel...

C. Données de Panel :

1) Test de spécification de Fisher

Nous pouvons passer aux données de panel qu'après résoudre le problème du choix de la spécification qui répond à nos attentes économiques. C'est pour cette raison, avant de commencer l'estimation de notre modèle, nous devons effectuer un test de spécification afin de vérifier s'il y a un effet spécifique à chaque pays.

Pour ce faire, nous avons procédé au test de Fisher qui consiste arbitrer le choix entre un modèle pooled ou un modèle à effets spécifiques, il nous permet donc de décider si nous devons estimer notre modèle sur données de panel ou de l'estimer sur un modèle pays par pays :

Source	SS	df	MS		Number of obs = 187
Model	40987.6414	5	8197.52828		F(5, 181) = 57.00
Residual	26030.7869	181	143.816502		Prob > F = 0.0000
Total	67018.4284	186	360.314131		R-squared = 0.6116
					Adj R-squared = 0.6009
					Root MSE = 11.992

ia	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% conf. Interval]
crois_demog	10.17465	1.954456	5.21	0.000	6.318202 14.0311
pa	-.0022382	.0005431	4.12	0.000	-.0011666 -.0033098
xm	-.0736475	.0585884	-1.26	0.210	-.1892515 .0419565
devp_agr1	17.0703	2.18393	7.82	0.000	12.76106 21.37954
devp_agr2	-1.174273	.8827683	-1.33	0.185	-2.916113 .5675677
_cons	-2.894401	5.271964	-0.55	0.584	-13.29681 7.508012

La Prob > F est inférieure à 5%, donc il est opportun d'estimer notre modèle par les données de panel, mais le

⁵ Les composantes principales possèdent les propriétés suivantes :

- Les composantes principales, notées (C¹, C², ..., C^q), sont des combinaisons linéaires des variables initiales (X¹, X², ..., X^p) : Cⁱ = a¹X¹ + a²X² + ... + a^pX^p pour tout j=1, q avec q ≤ p.
- Elles sont non corrélées (les coefficients de corrélation linéaire des composantes prises deux à deux sont nuls) ce qui évite la redondance de l'information déjà résumée.
- La première composante porte ou résume plus d'informations que la seconde qui en porte plus que la troisième et ainsi de suite, de sorte qu'en se limitant aux 2 ou 3 premières composantes on dispose d'un bon résumé de l'information contenue dans les données [9].

problème qui se pose maintenant est de savoir si les effets spécifiques sont des effets fixes ou aléatoires ?

Nous effectuerons un autre test de spécification, le test d'Hausman, pour résoudre ce genre de problème.

2) Test de spécification d'Hausman

Pour mener à bien cette recherche, nous proposons d'estimer l'impact de l'agriculture sur l'insécurité alimentaire par l'utilisation des données de panel⁶ : soit donc par l'estimation d'un modèle à effets fixes, puis par un modèle à effets aléatoires, nous appliquerons enfin le test d'Hausman afin de décider quel sera le modèle à retenir.

- Le modèle à effets fixes :

Le modèle à effets fixes suppose que les relations entre la variable dépendante et les variables indépendantes sont identiques pour tous les pays.

Si nous considérons 17 pays africains observés sur 11 années et 5 variables explicatives (après l'application de la technique de l'Analyse en Composantes Principales (ACP))⁷, notre modèle s'écrit :

$$IA_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \cdot CROIS_DEMOG_{i,t} + \beta_2 \cdot PA_{i,t} + \beta_3 \cdot XM_{i,t} + \beta_4 \cdot DEVP_AGR1_{i,t} + \beta_5 \cdot DEVP_AGR2_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

IA représente la variable dépendante : l'insécurité alimentaire ; CROIS_DEMOG, PA, XM, DEVP_AGR1 et DEVP_AGR2 sont les 5 variables indépendantes ;

⁶ Notre panel étudié est un panel cylindré ou complet, autrement dit, tous les pays sont observés durant toute la période d'analyse.

Un panel non cylindré est un panel incomplet. A titre d'exemple, si on dispose d'un panel incomplet de 1500 entreprises observées sur la période 1991-2010, certaines entreprises n'existaient pas en 1991 et ont été créées par la suite. Par ailleurs, d'autres entreprises qui existaient en 1991 ont pu disparaître de l'échantillon avant 2010, pour diverses raisons (fusion, acquisition, banqueroute, etc) [10].

⁷ Avant l'application de l'ACP, le modèle estimé était :

$$IA_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \cdot CROIS_DEMOG_{i,t} + \beta_2 \cdot PA_{i,t} + \beta_3 \cdot XM_{i,t} + \beta_4 \cdot AGR_PIB_{i,t} + \beta_5 \cdot PROD_AGR_{i,t} + \beta_6 \cdot POP_AGR_{i,t} + \epsilon$$

- α_i représente la spécificité individuelle, supposée fixe ou constante ;
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ et β_5 représentent aussi les paramètres du modèle, qui sont des constantes;
- ϵ_{it} sont les résidus.

- *Le modèle à effets aléatoires :*

Le modèle à effets aléatoires ou à erreurs composées admet que la spécificité individuelle est sous forme aléatoire, autrement dit, le terme constant spécifique à l'individu i est aléatoire. Il se décompose en un terme fixe et un terme aléatoire spécifique à l'individu permettant de contrôler l'hétérogénéité individuelle [10].

- *Le test d'Hausman :*

Le test de spécification d'Hausman (1987) est un test général qui peut être appliqué à des nombreux problèmes de spécification en économétrie. Mais son application la plus répandue est celle des tests de spécification des effets individuels en panel. Il sert ainsi à discriminer les effets fixes et aléatoires [11].

V. RESULTATS

A- A. Le modèle à effets fixes

L'application du modèle à effets fixes sur nos données de panel nous fournit les résultats suivants:

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	187
Group variable: codepays		Number of groups	=	17
R-sq:	within = 0.2247	obs per group: min	=	11
	between = 0.0101	avg	=	11.0
	overall = 0.0036	max	=	11
corr(u _i , x _b) = -0.1672		F(5,165)	=	9.56
		Prob > F	=	0.0000

ia	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
crois_demog	2.919793	.7593722	3.85	0.000	1.420454 4.419132
pa	-.0002437	.0001802	-1.35	0.178	-.0005996 .0001121
xm	.0018869	.0212783	0.09	0.929	-.0401259 .0438997
devp_agr1	-2.794184	.9069502	-3.08	0.002	-4.584908 -1.00346
devp_agr2	-.513639	.1560741	-3.29	0.001	-.8217989 -.2054791
_cons	19.66189	1.912296	10.28	0.000	15.88617 23.43762

sigma_u	19.658177
sigma_e	2.0016705
rho	.98973831 (fraction of variance due to u ₁)

F test that all u_i=0: F(16, 165) = 395.74 Prob > F = 0.0000

Les résultats d'estimation montrent que les coefficients associés au développement agricole (DEVP_AGR1, DEVP_AGR2) et à la croissance démographique (CROIS_DEMOG) sont statistiquement significatifs au seuil de 5% car leur p-value est inférieure à 0,05. L'effet du développement agricole sur la sécurité alimentaire est positif, alors que l'effet de la croissance démographique sur la sécurité alimentaire est négatif. Cependant, le pouvoir d'achat (PA) et la balance commerciale alimentaire (XM) présentent un effet non significatif sur la sécurité alimentaire parce qu'ils possèdent une p-value supérieure à 5%.

La statistique de Fisher $F(16,165) = 375.74$ confirme l'hétérogénéité des pays sous la forme d'un effet fixe, puisque la p-value est nulle (inférieure à 5%).

B. Le modèle à effets aléatoires

Lorsque nous appliquons le modèle à erreurs composées sur nos données, nous obtenons les résultats suivants:

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	187
Group variable: codepays		Number of groups	=	17
R-sq:	within = 0.2170	obs per group: min	=	11
	between = 0.1523	avg	=	11.0
	overall = 0.1397	max	=	11
Random effects u ₁ ~ Gaussian		wald chi2(5)	=	44.74
corr(u ₁ , x)		Prob > chi2	=	0.0000

ia	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
crois_demog	3.340409	.7822969	4.27	0.000	1.807135 4.873682
pa	-.0002782	.0001869	-1.49	0.137	-.0006446 .0000882
xm	.0115809	.0219762	0.53	0.598	-.0314917 .0546535
devp_agr1	-1.977379	.9264695	-2.13	0.033	-3.793226 -.1615325
devp_agr2	-.4965889	.1626978	-3.05	0.002	-.8154707 -.1777072
_cons	18.75535	3.945574	4.75	0.000	11.02217 26.48854

sigma_u	13.491667
sigma_e	2.0016705
rho	.97846236 (fraction of variance due to u ₁)

Les résultats d'estimation obtenus par le modèle à effets aléatoires sont plus ou moins proches de ceux obtenus par le modèle à effets fixes. En fait, les coefficients associés au développement agricole sont encore significatifs au seuil conventionnel de 5%, mais les résultats du modèle à effets fixes concernant ces deux composantes (DEVP_AGR1, DEVP_AGR2) sont plus meilleurs.

Le test de spécification d'Hausman sera donc l'excellent arbitre pour fixer notre choix de modèle (à effets fixes ou à erreurs composées).

C. C. Le test d'Hausman

Après l'application du modèle à effets fixes et du modèle à effets aléatoires sur notre base de données, nous effectuons le test de spécification d'Hausman afin de choisir le modèle le plus opportun à nos données:

	Coefficients		(b-b)	sqrt(diag(v _b -v _B))
	(b) fixed	(B) .	Difference	S.E.
crois_demog	2.919793	3.340409	-.4206153	.
pa	-.0002437	-.0002782	.0000345	.
xm	.0018869	.0115809	-.009694	.
devp_agr1	-2.794184	-1.977379	-.8168046	.
devp_agr2	-.513639	-.4965889	-.01705	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtnreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(5) = (b-b)' [(v_b-v_B)⁻¹](b-b)
 = 98.51
 Prob>chi2 = 0.0000
 (v_b-v_B is not positive definite)

Le test suit une loi de Chi-Deux avec 5 degrés de libertés.

Les résultats du test d'Hausman montrent que ce test réfute l'hypothèse d'absence de corrélation entre le terme aléatoire et les variables indépendantes. Le modèle à effets fixes représente alors le mieux la structure des données de notre échantillon car il est plus adapté que le modèle à erreurs composées puisque la p-value est inférieure au seuil de 5%. Il

est préférable donc de retenir les estimateurs du modèle à effets fixes (sans biais) car ceux du modèle à effets aléatoires sont biaisés.

VI. CONCLUSION

Le niveau de la sous-alimentation chronique en Afrique demeure inacceptable malgré les améliorations faites durant la dernière décennie. C'est pourquoi, nous avons essayé dans cette recherche de montrer l'impact de certains déterminants sur la sécurité alimentaire dans cette région. Pour cela, nous avons traité, tout au long de cet article, une approche en données de panel et plus particulièrement le modèle à effets fixes choisi après l'application du test de spécification d'Hausman, qui nous permet de discriminer entre le dernier modèle et celui à effets aléatoires.

Les résultats obtenus par cette méthode montrent nettement que la contribution de l'agriculture à la sécurité alimentaire est largement significative, tandis que la libéralisation des échanges agricoles et le pouvoir d'achat n'ont pas d'effet sur la lutte contre la faim. Quand à la croissance démographique, elle agit significativement, mais d'une façon négative, sur la sécurité alimentaire.

VII. REFERENCES

- [1] FAO, 2010, « L'état de l'insécurité alimentaire dans le monde : Combattre l'insécurité alimentaire lors des crises prolongées », Organisation des Nations Unies pour l'Alimentation et l'Agriculture, Rome, p 8-11.
- [2] Hair, J.F. et al, 1995, « Multivariate data analysis », IOSR Journals, Printice-Hall (Upper Saddle River, N J).
- [3] Kennedy, P., 1992, « Un guide à l'économétrie », 3^{ème} édition, Cambridge, MA : MIT Press.
- [4] Marquardt, D.W and Snee, R.D., 1970, « Ridge regression in practice », The American Stat, 29, 3-19.
- [5] Neter, J., Wasserman, W. and Kutner, M.H., 1989, « Applied linear Regression Models », Homewood, IL : Richard D. Irwin, Inc.
- [6] Rogerson RICHARD, 2001, « Farm work, home work and international productivity differences », Department of Economics working papers 2002-08, Department of Economics, Williams College.
- [7] Pan Y, Jackson RT, 2008, « Insights into the ethnic differences in serum ferritin between black and white US adult men ». Amer Jour Hum Biol, 20 : 406-416.
- [8] Alain BACCINI, 2010, « Statistique descriptive multidimensionnelle », Publications de l'Institut de Mathématiques de Toulouse, p 6.
- [9] Rafik ABDESSELAM, 2013, « Analyse des données, Polycopié 1 : Méthodes factorielles », Économie quantitative, Master 2- ECOSMA, Études et conseils en stratégie et marketing, Université Lumière Lyon 2, Faculté de Sciences Économiques et de Gestion, p 7.
- [10] Mohamed GOAIED et Seifallah SASSI, 2012, « Économétrie des données de panel sous stata », Module n°1, 1^{ère} édition, Université de Carthage, Institut des Hautes Études Commerciales de Carthage (IHEC) et Laboratoire d'Économie et de Finance Appliquées, Mai 2012, p16.
- [11] Christophe HURLIN, 2004, « L'Économétrie des données de Panel, Modèles Linéaires Simples », Séminaire méthodologique, École Doctorale Edosif, p 49.