Migration et chômage en Afrique du Sud : que révèlent les données sur le statut migratoire ?

Association empirique, mécanismes possibles et limites de l'interprétation causale

Par Mukuna Mukelenge P.[1] & Mwanza Kabangu K.[2]

[1] Faculté des Sciences économiques, Économie quantitative, Université Protestante au Congo (UPC), Kinshasa, République démocratique du Congo

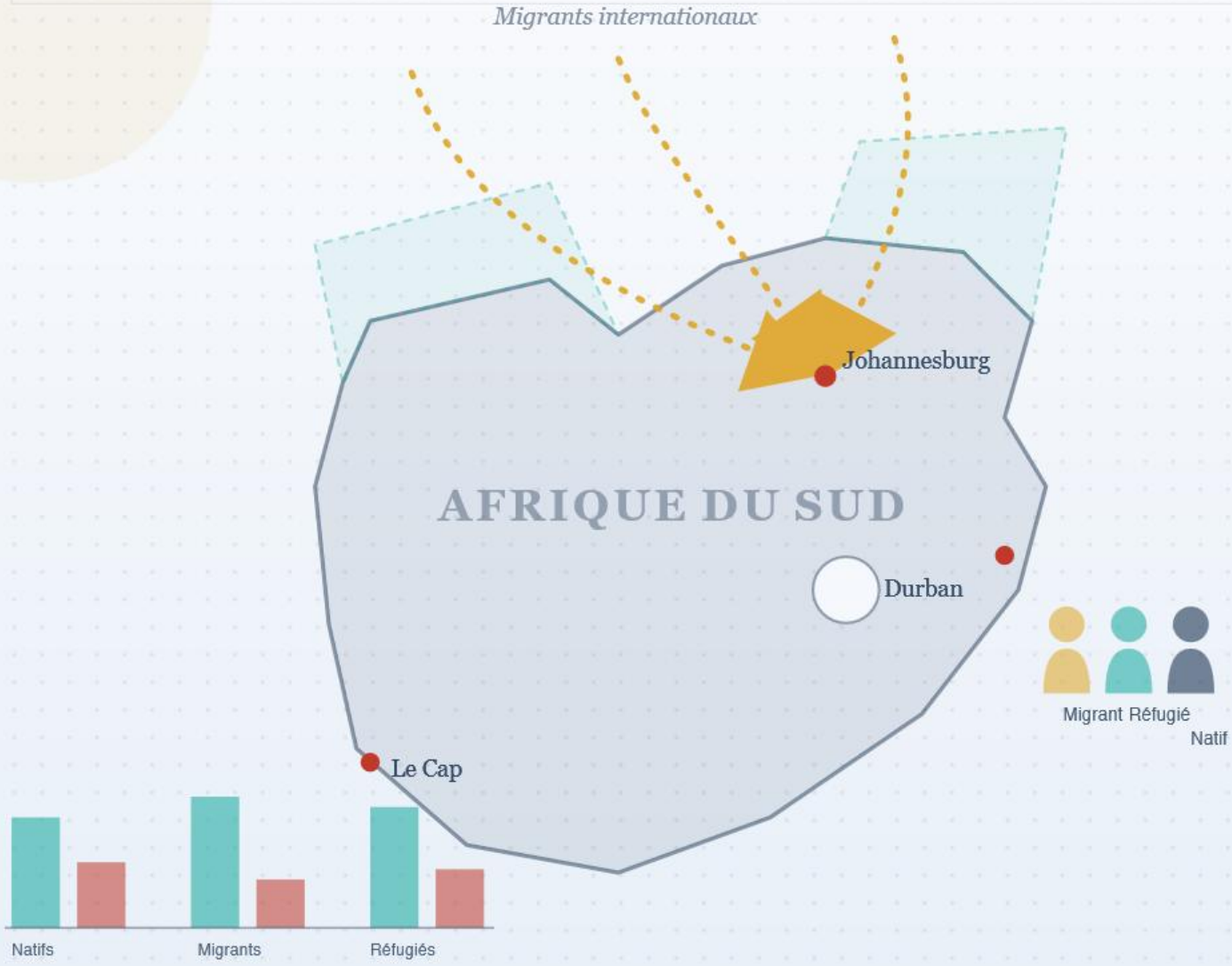
ORCID : 0009-0002-4261-8442

[2] Faculté des Sciences informatiques, Génie logiciel et Conception, Université Catholique au Congo (UCC), Kinshasa, République démocratique du Congo

ORCID : 0009-0006-2222-0284

Auteur correspondant : mukunapeter7@gmail.com

Second auteur : kenmwanza05@gmail.com



Résumé

L'Afrique du Sud connaît depuis plus d'une décennie un chômage structurel élevé, oscillant entre 27 et 34 % selon les périodes (Statistics South Africa, 2022), qui coexiste avec une présence migratoire mesurable de l'ordre de 4 à 6 % de la population active (Statistics South Africa, 2023 ; Yu, 2022). Le débat public attribue fréquemment ce chômage massif à la concurrence exercée par les travailleurs migrants, une hypothèse rarement soumise à une vérification empirique rigoureuse. Cette étude examine l'association entre le statut migratoire, mesuré par le lieu de naissance, et la probabilité de chômage au sein de la population active stricte sud-africaine (15 à 64 ans, en emploi ou au chômage), à partir de trois vagues de la Quarterly Labour Force Survey (QLFS) de Statistics South Africa : les troisièmes trimestres 2012, 2017 et 2022 (N = 28 298, 25 145 et 21 607 respectivement).

La stratégie économétrique repose sur une régression logistique binaire à introduction progressive de variables de contrôle, déclinée en six modèles emboîtés (M1 à M6), tenant compte du plan de sondage complexe de l'enquête. Les coefficients sont traduits en probabilités prédites par la commande *margins*. Les personnes nées à l'étranger présentent, à chacune des trois vagues, un taux de chômage brut nettement inférieur à celui des natifs, et cet écart persiste après ajustement complet pour le sexe, l'âge, le groupe de population, l'éducation et la province de résidence, au point de se renforcer plutôt que de s'atténuer. En 2022, le modèle le plus complet indique un odds ratio de 0,35 pour les migrants par rapport aux natifs, ce qui équivaut, une fois traduit en probabilités prédites, à un écart ajusté de chômage de 15,6 points de pourcentage en leur faveur.

La nature transversale répétée des données interdit toute inférence causale directe. Plusieurs explications restent envisageables et ne s'excluent pas mutuellement, qu'il s'agisse de la composition particulière des populations qui migrent, du fait que les migrants durablement installés soient ceux dont l'insertion a réussi, ou encore de stratégies professionnelles différenciées telles que l'auto-emploi ou la mobilité géographique ; les données transversales ne permettent pas de les départager. L'argument selon lequel les migrants contribueraient au chômage sud-africain parce qu'ils seraient eux-mêmes massivement sans emploi ne trouve, en tout état de cause, aucun appui empirique dans les données QLFS 2012-2022. Ce constat n'établit ni ne réfute les causes de l'hostilité envers les migrants ; il permet seulement d'apprécier la validité empirique de l'un des arguments économiques avancés dans ce débat.

Mots-clés : migration internationale ; chômage ; Afrique du Sud ; régression logistique ; marché du travail ; enquête sur la force de travail.

1. Introduction

Le chômage structurel sud-africain n'est plus, depuis longtemps, un phénomène conjoncturel. Le taux strict dépasse 25 % depuis une décennie et atteignait 32,7 % au sens élargi, incluant les travailleurs découragés, au début de l'année 2026 (Statistics South Africa, 2026). Il touche de façon très inégale les catégories de la population active : plus de la moitié des jeunes de 15 à 24 ans sont concernés (Statistics South Africa, 2022), et les écarts restent marqués selon le groupe de population et la province de résidence. Cette situation, que confirme l'échantillon mobilisé ici jusqu'à toucher un actif sur trois en 2022, fait de l'Afrique du Sud l'un des cas les plus étudiés au monde de chômage de masse persistant.

Le pays demeure par ailleurs une destination migratoire de premier plan en Afrique australe, recevant des flux importants en provenance du Zimbabwe, du Mozambique, du Lesotho et du Malawi, ces flux ayant notamment été alimentés par la crise économique zimbabwéenne des années 2000 et 2010 (Crush et al., 2015). Les estimations du nombre de migrants internationaux varient sensiblement selon les sources, du fait des difficultés propres au recensement des migrations irrégulières ; le recensement national de 2022 et les enquêtes QLFS convergent néanmoins pour situer autour de 4 à 6 % la part de la population active stricte née à l'étranger, soit entre 1,5 et 2 millions de personnes (Statistics South Africa, 2023).

Cette coexistence d'un chômage de masse et d'une présence migratoire visible nourrit un débat public récurrent. Des épisodes de violences xénophobes sont venus le ponctuer à plusieurs reprises depuis la fin de l'apartheid, en 2008, en 2015, puis en 2019 (Landau, 2011 ; Misago et al., 2015). Ces épisodes s'inscrivent dans un contexte de griefs économiques et de rhétoriques politiques qui imputent à la présence des migrants le chômage massif et la pression sur les services publics (Crush & Ramachandran, 2014 ; Neocosmos, 2010), une lecture que la couverture médiatique nationale reprend fréquemment sans toujours la confronter aux données disponibles.

Un argument économique rarement vérifié

L'argument le plus souvent avancé dans ce débat tient en une phrase : les migrants prendraient les emplois des Sud-Africains et feraient ainsi grimper le chômage. Il repose sur deux propositions distinctes et testables : que les migrants présenteraient eux-mêmes un chômage élevé, saturant le marché du travail, et que leur seule présence suffirait à dégrader l'emploi des natifs par un effet de substitution directe. Or la littérature disponible dessine un tableau nettement plus

contrasté. Yu (2022) chiffre à environ 20 % le taux de chômage des migrants internationaux, contre 30 % chez les natifs, et relève un taux de participation au marché du travail sensiblement supérieur chez les premiers (75 % contre 55 %). La Banque mondiale (2018) va plus loin en estimant qu'un travailleur migrant génère indirectement près de deux emplois pour des Sud-Africains, via la consommation, l'entrepreneuriat et les services de proximité, et que le quart des migrants sont auto-employés contre 16 % des natifs. Broussard (2017) nuance toutefois ce constat : au moyen d'une approche par variables instrumentales, elle identifie un effet négatif de l'immigration sur l'emploi et le revenu des natifs noirs dans certains segments du marché du travail, ainsi que des déplacements du secteur formel vers l'informel dans les zones à forte concentration migratoire.

Ces travaux, aussi solides soient-ils, s'appuient pour l'essentiel sur des données antérieures à 2018. Ils n'harmonisent pas toujours l'éducation entre vagues d'enquête et ne tiennent pas nécessairement compte du plan de sondage complexe des QLFS, ce qui peut affecter la précision de leurs estimations. Le débat public, de son côté, amalgame en réalité trois questions de nature très différente : le niveau du chômage chez les migrants, qui relève d'une simple description par enquête ; l'effet causal de l'immigration sur le chômage des natifs, qui exige des méthodes quasi expérimentales ; et le rôle de la concurrence économique perçue dans les tensions xénophobes, question sociologique et politique qui échappe à l'économétrie. La présente étude porte exclusivement sur la première de ces questions, en gardant à l'esprit qu'elle peut éclairer indirectement la deuxième, sans la trancher, et contextualiser la troisième, sans prétendre la mesurer.

Question de recherche et contribution

La question qui structure cet article est la suivante : les personnes nées hors d'Afrique du Sud présentent-elles une probabilité de chômage différente de celle des natifs, et cette différence subsiste-t-elle une fois neutralisées les caractéristiques individuelles, socio-économiques et territoriales ? Elle se décline en interrogations plus précises : quelle est l'association brute entre lieu de naissance et chômage dans les données QLFS 2012, 2017 et 2022 ; cette association évolue-t-elle d'une vague à l'autre ; que devient-elle une fois les variables de contrôle introduites progressivement ; et les écarts observés relèvent-ils d'une simple association statistique ou peut-on raisonnablement leur prêter une portée causale ?

L'étude s'appuie sur les trois vagues QLFS les plus récentes comportant l'information sur le lieu de naissance, couvrant une décennie de dégradation continue du marché du travail, le chômage national étant passé d'environ 25 % à environ 33 % sur la période, et de transformation des flux migratoires. Sur le plan

méthodologique, une variable d'éducation harmonisée assure la comparabilité entre vagues, le plan de sondage complexe est pris en compte de bout en bout, et l'introduction progressive des contrôles, du modèle M1 au modèle M6, permet de tester la robustesse de l'association observée. L'article s'efforce en outre de rendre les résultats accessibles à un lectorat non spécialisé des méthodes quantitatives, sans sacrifier la rigueur de l'exposé statistique, et applique tout du long un principe de prudence causale : les résultats sont présentés comme des associations conditionnelles robustes, non comme des effets causaux.

La suite de l'article se déploie en quatre temps. La section 2 détaille les données, la population d'étude, les variables et la stratégie économétrique. La section 3 présente les résultats empiriques, de la description de l'échantillon jusqu'aux probabilités prédites. La section 4 en propose une interprétation économique, situe ces résultats par rapport à la littérature, en tire des implications pour le débat public et en délimite les limites. La section 5 conclut.

---

2. Matériels et méthodes

2.1 Source et nature des données

L'analyse mobilise trois vagues de la Quarterly Labour Force Survey (QLFS) conduite par Statistics South Africa, les troisièmes trimestres de 2012, 2017 et 2022, retenues pour la disponibilité, dans les fichiers publics correspondants, de la variable relative au lieu de naissance. La QLFS est une enquête-ménage nationale représentative portant sur l'emploi, le chômage et l'inactivité économique. Il s'agit de données transversales répétées, non d'un panel suivant les mêmes individus dans le temps : les évolutions observées entre 2012 et 2022 traduisent des changements de structure de la population active, tels que des effets de cohorte ou des entrées et sorties du marché du travail, plutôt que des trajectoires individuelles, une précision qui conditionne l'ensemble de l'interprétation proposée plus loin.

2.2 Population étudiée et échantillon analytique

L'analyse porte sur les individus de 15 à 64 ans classés comme employés ou chômeurs, c'est-à-dire la population active au sens strict, à l'exclusion des personnes découragées et des autres inactifs économiques. La sélection s'appuie sur la variable *sample_ec_h*. Les échantillons finals comptent 28 298 observations en 2012 (33,00 % de l'enquête totale), 25 145 en 2017 (36,31 %) et 21 607 en 2022 (34,43 %).

2.3 Variables

La variable dépendante, *emploi_chomage*, dérive de la variable *status* de la QLFS et oppose les personnes employées (0, catégorie de référence) aux personnes au chômage (1). La variable explicative principale, *migrant*, distingue les personnes nées en Afrique du Sud, y compris dans une autre province que celle de résidence actuelle (catégorie de référence codée 0), des personnes nées à l'étranger, codées 1, qui représentent 4,21 % de l'échantillon en 2012, 6,30 % en 2017 et 6,40 % en 2022.

Cinq blocs de contrôles sont introduits progressivement : le sexe (homme, référence) ; l'âge, en classes quinquennales de 15-19 ans (référence) à 60-64 ans ; le groupe de population selon la classification officielle sud-africaine (African/Black, référence ; Coloured ; Indian/Asian ; White) ; l'éducation, au moyen d'une variable harmonisée à cinq niveaux (*educ_h*), de l'absence de scolarité (référence) au niveau supérieur ; et la province de résidence parmi les neuf provinces, Western Cape servant de référence. La variable d'éducation d'origine n'étant pas codée de façon identique selon les vagues, *educ_h* a été construite pour en assurer la comparabilité temporelle, opération de mise en cohérence statistique et non reformulation orientée vers un résultat particulier.

2.4 Plan de sondage et stratégie économétrique

Les données QLFS reposent sur un plan de sondage complexe, dont les estimations tiennent compte des poids d'enquête, des strates et des unités primaires d'échantillonnage. Ces paramètres varient selon les vagues, comme le résume le tableau 1.

Tableau 1. Paramètres du plan de sondage par vague d'enquête

Année	Strates	PSU	Population totale	Population active stricte
2012	363	3 024	52 363 379	19 319 151
2017	248	3 244	55 998 430	22 193 297
2022	247	3 153	59 609 482	23 195 898

Source : QLFS Q3 2012, Q3 2017, Q3 2022, Statistics South Africa.

L'estimation recourt à la commande svy, subpop(sample_ec_h) de Stata, qui restreint l'analyse à la sous-population pertinente tout en conservant l'information du plan d'enquête complet, approche plus rigoureuse qu'une simple restriction préalable de l'échantillon car elle préserve le calcul correct des erreurs-types. Le modèle principal, une régression logistique binaire, est estimé selon six spécifications emboîtées : M1 (statut migratoire seul), M2 (+ sexe), M3 (+ âge), M4 (+ groupe de population), M5 (+ éducation harmonisée) et M6, modèle complet, qui ajoute la province de résidence. Les coefficients logistiques, exprimés en log-odds, sont convertis en odds ratios pour en faciliter la lecture, puis traduits en probabilités prédites au moyen des commandes margins, over(migrant) subpop(sample_ec_h) et margins, dydx(migrant) subpop(sample_ec_h), cette dernière fournissant l'effet marginal moyen associé au passage du statut de natif à celui de migrant.

Pour chaque modèle sont rapportés un test F global tenant compte du plan de sondage, un test t de Student pour chaque coefficient et un test du chi² de Pearson ajusté, ce dernier figurant dans les tableaux bivariés et testant l'indépendance entre statut migratoire et chômage.

La nature transversale répétée de ces données appelle d'emblée une réserve qui sera développée en discussion : elle permet de mesurer des associations robustes, non d'établir des relations causales, et les formulations retenues dans la suite de l'article, telles que « est associé à » ou « présente une probabilité différente de », reflètent délibérément cette limite. L'ensemble des analyses a été réalisé avec Stata 17 (StataCorp, College Station, Texas).

3. Résultats

3.1 Caractéristiques de l'échantillon

Après pondération, les échantillons de 28 298, 25 145 et 21 607 observations représentent respectivement 19,3, 22,2 et 23,2 millions de personnes actives strictes au niveau national. Le tableau 2 détaille leur répartition selon le lieu de naissance.

Tableau 2. Répartition de l'échantillon analytique selon le statut migratoire (fréquences non pondérées)

Statut migratoire	2012 n (%)	2017 n (%)	2022 n (%)
Né en Afrique du Sud	27 107 (95,8)	23 562 (93,7)	20 225 (93,6)
Né hors d'Afrique du Sud	1 191 (4,2)	1 583 (6,3)	1 382 (6,4)
Total	28 298	25 145	21 607

Source : QLFS Q3 2012, Q3 2017, Q3 2022, Statistics South Africa.

La part des migrants dans la population active stricte progresse entre 2012 et 2017 avant de se stabiliser autour de 6,4 % en 2022. Le tableau 3 présente les principales caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon.

Tableau 3. Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon analytique (fréquences non pondérées, en %)

Variable	2012	2017	2022
Homme	52,0	51,7	51,6
Femme	48,0	48,3	48,4
Âge médian (années)	~35	~35	~36
African/Black	74,1	80,5	80,6
Coloured	13,7	10,4	10,5
Indian/Asian	2,2	2,3	2,3
White	10,0	6,9	6,6
Aucune scolarité	2,5	2,0	1,1
Primaire	13,5	11,4	8,2
Secondaire	65,6	66,4	72,2
Technique/Professionnel	4,0	4,9	11,4
Supérieur	14,3	15,3	7,2
Gauteng	21,0	29,0	28,1
KwaZulu-Natal	14,0	14,6	14,3
Western Cape	15,7	12,7	12,8

Source : QLFS Q3 2012, Q3 2017, Q3 2022, Statistics South Africa.

L'échantillon présente une quasi-parité des sexes, une concentration dans les tranches d'âge de 25 à 44 ans, une majorité de niveau secondaire et une prédominance du groupe African/Black, en hausse sur la période.

3.2 Association brute entre statut migratoire et chômage

Tableau 4. Statut emploi/chômage selon le lieu de naissance (fréquences non pondérées, % en ligne)

Année / Groupe	Employé (%)	Chômeur (%)	Total (n)
2012 Né en Afrique du Sud	73,3	26,7	27 107
2012 Né hors d'Afrique du Sud	84,8	15,2	1 191
2012 Ensemble	73,8	26,2	28 298
2017 Né en Afrique du Sud	70,9	29,1	23 562
2017 Né hors d'Afrique du Sud	80,5	19,5	1 583
2017 Ensemble	71,5	28,5	25 145
2022 Né en Afrique du Sud	65,7	34,4	20 225
2022 Né hors d'Afrique du Sud	81,0	19,0	1 382
2022 Ensemble	66,6	33,4	21 607

Source : QLFS Q3 2012, Q3 2017, Q3 2022, Statistics South Africa.

L'indépendance entre statut migratoire et chômage est rejetée à chaque vague (test de Pearson ajusté au plan de sondage : $F(1, 2661) = 33,95$ en 2012 ; $F(1, 2996) = 61,29$ en 2017 ; $F(1, 2906) = 97,73$ en 2022 ; $p < 0,0001$ dans les trois cas). Le chômage progresse pour les deux groupes entre 2012 et 2022, mais l'écart entre natifs et migrants se creuse simultanément, passant de 11,5 à 15,4 points de pourcentage.

3.3 Résultats des modèles de régression logistique

Tableau 5. Coefficients logistiques et odds ratios (IC95 %) de la variable « Né hors d'Afrique du Sud », modèles M1 à M6

Modèle	Contrôles ajoutés	2012 OR [IC95%]	2017 OR [IC95%]	2022 OR [IC95%]
M1	Statut migratoire seul	0,55 [0,45 ; 0,67]	0,57 [0,49 ; 0,65]	0,44 [0,42 ; 0,46]
M2	+ Sexe	0,56 [0,46 ; 0,69]	0,58 [0,50 ; 0,67]	0,45 [0,43 ; 0,47]
M3	+ Âge	0,53 [0,43 ; 0,66]	0,55 [0,47 ; 0,64]	0,43 [0,40 ; 0,45]
M4	+ Groupe de population	0,49 [0,40 ; 0,61]	0,50 [0,42 ; 0,59]	0,40 [0,37 ; 0,43]
M5	+ Éducation harmonisée	0,48 [0,39 ; 0,59]	0,48 [0,41 ; 0,57]	0,37 [0,34 ; 0,40]
M6	+ Province	0,45 [0,36 ; 0,55]	0,47 [0,39 ; 0,56]	0,35 [0,32 ; 0,38]

Source : QLFS Q3 2012, Q3 2017, Q3 2022 (svy, subpop). $p < 0,001$ pour l'ensemble des estimations. Référence : « Né en Afrique du Sud ».

Le coefficient associé au statut migratoire se renforce en valeur absolue à mesure que les contrôles sont introduits, passant de -0,60 à -0,80 pour 2012 et de -0,82 à -1,05 pour 2022, ce qui indique que les migrants cumulent des caractéristiques observables qui, prises isolément, tendraient plutôt à accroître leur probabilité de chômage, sans que cela ne se vérifie dans les faits.

Tableau 6. Odds ratios du modèle M6 complet, année 2022

Variable	OR	IC95 %	p
Né hors d'Afrique du Sud (réf. natif)	0,35	[0,32 ; 0,38]	< 0,001
Femme (réf. homme)	1,28	[1,18 ; 1,37]	< 0,001
20-24 ans (réf. 15-19 ans)	0,46	[0,33 ; 0,63]	< 0,001
25-29 ans	0,26	[0,19 ; 0,36]	< 0,001
30-34 ans	0,19	[0,13 ; 0,26]	< 0,001
35-39 ans	0,14	[0,10 ; 0,21]	< 0,001
40-44 ans	0,11	[0,08 ; 0,15]	< 0,001
45-49 ans	0,09	[0,06 ; 0,12]	< 0,001
50-54 ans	0,07	[0,05 ; 0,10]	< 0,001
55-59 ans	0,06	[0,04 ; 0,09]	< 0,001
60-64 ans	0,02	[0,01 ; 0,03]	< 0,001
Coloured (réf. African/Black)	0,58	[0,47 ; 0,73]	< 0,001
Indian/Asian	0,41	[0,29 ; 0,59]	< 0,001
White	0,18	[0,14 ; 0,24]	< 0,001
Primaire (réf. aucune scolarité)	1,11	[0,79 ; 1,57]	0,568
Secondaire	0,93	[0,66 ; 1,30]	0,690
Technique/Professionnel	0,47	[0,32 ; 0,70]	< 0,001
Supérieur	0,25	[0,18 ; 0,36]	< 0,001
Eastern Cape (réf. Western Cape)	1,65	[1,32 ; 2,06]	< 0,001
Northern Cape	0,97	[0,72 ; 1,29]	0,838
Free State	1,22	[0,96 ; 1,54]	0,103
KwaZulu-Natal	0,93	[0,76 ; 1,15]	0,558
North West	1,45	[1,15 ; 1,82]	0,002
Gauteng	1,49	[1,23 ; 1,80]	< 0,001
Mpumalanga	1,21	[0,98 ; 1,51]	0,082
Limpopo	1,05	[0,82 ; 1,33]	0,732

Source : QLFS Q3 2022 (N = 21 607, design df = 2 906, F(26, 2881) = 69,50, p < 0,0001).*

Tableau 7. Variation relative de l'odds ratio « migrant » entre M1 et M6

Année	OR (M1)	OR (M6)	Variation relative
2012	0,55	0,45	-18 %
2017	0,57	0,47	-18 %
2022	0,44	0,35	-20 %

Note : variation relative = [(OR M6 − OR M1) / OR M1] × 100.

3.4 Probabilités prédites de chômage

Tableau 8. Probabilités prédites de chômage selon le statut migratoire, modèle M6 (en %)

Année	Natifs	Migrants	Écart (points de %)	Effet marginal moyen	p
2012	25,8	16,0	-9,8	-11,1	< 0,001
2017	28,5	18,4	-10,0	-11,6	< 0,001
2022	34,2	18,6	-15,6	-17,1	< 0,001

Source : QLFS Q3 2012, 2017, 2022 ; probabilités prédites calculées via margins, over(migrant) subpop(sample_ec_h) après le modèle M6. L'écart correspond à (Migrants − Natifs).

L'ensemble de ces résultats converge : un écart de chômage systématiquement défavorable aux natifs se manifeste à chacune des trois vagues, il s'accroît plutôt qu'il ne se dissipe à mesure que les contrôles sociodémographiques sont introduits, et il se creuse nettement entre 2012 et 2022. Sa portée économique et ses limites d'interprétation font l'objet de la section suivante.

---

4. Discussion

Les résultats qui précèdent contredisent l'idée d'une concurrence directe et défavorable aux migrants sur le marché du travail sud-africain, telle du moins qu'elle serait mesurable par un taux de chômage plus élevé au sein de ce groupe. Leur interprétation exige néanmoins prudence et nuance, car plusieurs mécanismes économiques concurrents peuvent en rendre compte et parce que la mesure même du statut migratoire dans une enquête-ménage officielle comporte des limites qu'il convient d'examiner avant toute généralisation.

4.1 Quels mécanismes économiques sous-jacents ?

Une lecture immédiate consisterait à invoquer une sélection migratoire positive, hypothèse ancienne et bien documentée dans la littérature sur les migrations (Borjas, 1987 ; Chiswick, 1978) : les personnes qui migrent ne constituent pas un échantillon aléatoire de leur population d'origine, mais un sous-groupe doté de caractéristiques particulières telles que la motivation, des compétences transférables, une tolérance au risque ou un capital social susceptible d'expliquer à lui seul leur meilleure insertion sur le marché du travail sud-africain. Rien dans les données transversales mobilisées ici ne permet cependant de la confirmer, faute d'information sur les candidats à la migration restés dans leur pays d'origine.

Un biais de survivance offre une piste complémentaire, sinon concurrente : les migrants observés dans les enquêtes QLFS sont ceux qui sont demeurés en Afrique du Sud, tandis que ceux ayant échoué sur le marché du travail ont pu repartir ou basculer dans une informalité invisible aux statistiques officielles. Si ce mécanisme joue un rôle substantiel, l'estimation du chômage chez les migrants présentée plus haut serait artificiellement basse, un biais que renforce la sous-représentation, déjà évoquée, des migrants en situation irrégulière (voir 4.2).

On peut également avancer que les migrants s'insèrent différemment sur le marché du travail, notamment par une propension marquée à l'auto-emploi et aux niches sectorielles telles que le commerce informel ou les services de proximité (Banque mondiale, 2018 ; Crush & Pendleton, 2007). Environ un quart d'entre eux seraient auto-employés, contre 16 % des natifs, ce qui traduirait moins une performance supérieure sur le marché salarial qu'un retrait partiel de ce marché au profit de l'entrepreneuriat informel. La variable *status* de la QLFS, qui ne distingue pas emploi salarié formel et auto-emploi, ne permet toutefois pas de tester finement cette hypothèse.

La mobilité géographique et professionnelle constitue une autre piste plausible : moins retenus par des attaches familiales ou foncières locales, les migrants peuvent se déplacer plus aisément vers les zones d'emploi ou accepter des postes en décalage avec leurs qualifications. Broussard (2017) suggère à cet égard que les flux migratoires induisent des déplacements sectoriels chez les natifs, du formel vers l'informel ou inversement, sans nécessairement accroître le chômage global. Le contrôle par la province introduit au modèle M6 neutralise partiellement les écarts de localisation, sans toutefois capter la mobilité intra-provinciale.

Reste enfin l'hypothèse d'un capital social migratoire, selon laquelle des réseaux communautaires denses, tels que ceux formés par des commerçants zimbabwéens ou des entrepreneurs mozambicains, faciliteraient l'accès à l'information sur les

emplois ou au crédit informel. Cette lecture est cohérente avec le constat de Yu (2022) d'un taux de participation au marché du travail plus élevé chez les migrants, et avec celui de la Banque mondiale (2018) sur les emplois indirectement créés par leur activité économique. Aucune de ces explications ne s'impose au détriment des autres, et il est vraisemblable qu'elles opèrent conjointement ; ce que l'analyse établit avec robustesse, c'est l'association entre statut migratoire et chômage, non le ou les mécanismes qui la produisent.

4.2 Ce que mesure, et ne mesure pas, la variable de statut migratoire

La mesure du lieu de naissance appelle plusieurs réserves. La sous-représentation, probable dans toute enquête-ménage officielle, des migrants en situation administrative irrégulière ou en logement précaire (Bloch, 2010 ; Landau & Segatti, 2009) constitue la première d'entre elles : si cette population présente, comme cela paraît plausible sans être vérifiable, un chômage supérieur à celui des migrants en situation régulière, l'estimation de 18 à 19 % obtenue ici constitue une borne inférieure du chômage réel des migrants. L'auto-déclaration du statut d'emploi peut en outre différer entre natifs et migrants : un migrant exerçant une activité de subsistance occasionnelle se déclarera volontiers « employé » là où un natif dans une situation comparable se dira « au chômage », en attente d'un poste formel, un biais de classification que Crush et al. (2015) documentent en relevant la part disproportionnée du secteur informel dans l'emploi migrant. La comparabilité stricte des trois vagues pose enfin question, les ajustements du plan d'échantillonnage intervenus entre 2012 et 2022 n'étant pas systématiquement documentés par Statistics South Africa, de sorte qu'une meilleure couverture des zones urbaines informelles en fin de période pourrait expliquer une partie de la hausse du chômage des natifs observée sur la décennie.

4.3 Portée et limites de l'inférence

Ces réserves de mesure s'ajoutent à une limite plus fondamentale, inhérente à la nature transversale répétée des données. N'observant pas les mêmes individus au fil du temps, l'enquête QLFS ne permet pas de distinguer les effets de cohorte des trajectoires individuelles, ni les effets de sélection, autrement dit qui migre, qui reste et qui repart, des effets de traitement proprement dits. Établir une relation causale exigerait des données de panel, une expérience naturelle telle qu'un choc de politique migratoire, ou des variables instrumentales à l'image de la distance géographique au pays d'origine mobilisée par Broussard (2017). En l'absence de ces conditions, l'association mise en évidence ici demeure conditionnelle aux variables observées : des facteurs non mesurés, tels que les compétences linguistiques, les réseaux sociaux, l'état de santé ou une discrimination différenciée à l'embauche,

peuvent influencer simultanément migration et chômage, sans que la direction du biais qui en résulterait puisse être déterminée a priori. L'échantillon, restreint à la population active stricte, est en outre susceptible d'un biais de sélection si la propension à se retirer du marché du travail diffère elle-même selon le statut migratoire, biais que seule une correction à la Heckman (1979), hors de portée des données disponibles, permettrait de traiter.

4.4 Au regard de la littérature existante

Ces résultats confirment, tout en l'actualisant, un constat déjà établi par la littérature sur le marché du travail sud-africain. Yu (2022) rapportait un chômage d'environ 20 % chez les migrants contre 30 % chez les natifs, des ordres de grandeur proches des estimations obtenues ici pour 2017 et 2022, ainsi qu'un taux de participation nettement supérieur. La Banque mondiale (2018) documentait, de son côté, une propension migrante à l'auto-emploi et un effet multiplicateur d'emploi qu'il n'est pas possible de tester directement à partir des seules données QLFS, faute d'une approche en équilibre général. Ils tranchent en revanche avec les perceptions publiques dominantes, une majorité de Sud-Africains continuant d'attribuer le chômage élevé à la présence des migrants (Crush & Ramachandran, 2014). Cet écart peut s'expliquer par la visibilité disproportionnée des migrants dans des secteurs informels très exposés, par la confusion fréquente entre emploi statistique et emploi décent, ou encore par des mécanismes de désignation de bouc émissaire bien documentés en psychologie sociale en période de crise économique (Sherif & Sherif, 1953 ; Allport, 1954), une dynamique que la couverture médiatique du sujet tend à amplifier plutôt qu'à corriger (Neocosmos, 2010). Quant à Broussard (2017), dont l'approche causale identifie un effet négatif de l'immigration sur certains segments du marché du travail des natifs, elle ne contredit pas le présent résultat : les deux études mesurent des quantités distinctes, le chômage des migrants eux-mêmes ici, l'effet de l'immigration sur l'emploi des natifs chez elle, et la présente étude ne permet pas, faute de distinction entre emploi formel et informel, de se prononcer sur l'hypothèse d'un déplacement sectoriel qu'elle avance.

4.5 Ce que cela implique pour le débat public

L'argument xénophobe le plus répandu suppose que les migrants présenteraient eux-mêmes un chômage élevé. Les données QLFS 2012-2022 infirment nettement cette prémisse, sans pour autant valider l'interprétation inverse selon laquelle les migrants « prendraient » des emplois aux natifs : les mécanismes discutés en 4.1 suggèrent au contraire des voies d'insertion, par sélection, auto-emploi, mobilité ou réseaux, qui n'impliquent aucune substitution directe. Quant à l'effet global de l'immigration sur le chômage national, les données mobilisées ici ne permettent pas

de le mesurer, cette question relevant d'une approche territoriale ou quasi expérimentale que seuls des travaux comme celui de Broussard (2017) ont commencé à explorer, avec des résultats plus circonscrits qu'un effet uniforme sur l'ensemble du marché du travail.

Le décalage persistant entre cette réalité statistique et une perception publique inverse n'a, en toute rigueur, rien d'irrationnel au sens où l'entendrait la psychologie sociale. La visibilité asymétrique des migrants dans le commerce de rue (Crush et al., 2015), le raisonnement par cas singuliers plutôt que par statistiques agrégées (Tversky & Kahneman, 1974), l'instrumentalisation politique de l'anxiété économique (Misago, 2016 ; Landau & Freemantle, 2010) et la confusion entre chômage et inégalités structurelles héritées de l'apartheid (Neocosmos, 2010) suffisent à en rendre compte, tout comme le fait que le traitement médiatique de la question reprenne souvent ces mêmes catégories sans les soumettre à un examen empirique (Crush & Ramachandran, 2014). Ces mécanismes relèvent de la sociologie et de la science politique, non de l'économétrie du marché du travail, et cette étude n'a pas vocation à les trancher : elle éclaire une composante précise du débat, sans épuiser la question plus large des ressorts de l'hostilité envers les migrants.

4.6 Pistes de recherche

Plusieurs prolongements paraissent naturels. Sur le plan des données, l'exploitation de vagues QLFS postérieures à 2018, si elles permettent un suivi longitudinal partiel des ménages, ouvrirait la voie à des analyses en panel capables de séparer effets de sélection et effets de traitement ; le recours à des variables instrumentales ou à des discontinuités de régression, à la manière de Broussard (2017), permettrait d'approcher plus directement la question causale. Sur le plan des variables, une distinction plus fine entre emploi formel, informel et auto-emploi, à partir par exemple de la variable relative au type d'employeur, éclairerait l'hypothèse des niches sectorielles, tandis qu'une exploitation de la dimension géographique fine des enquêtes permettrait de tester des effets de concentration spatiale de l'immigration, éventuellement mis en regard des épisodes de violence xénophobe recensés. Des enquêtes qualitatives, enfin, apporteraient un éclairage sur les trajectoires migratoires et les perceptions réciproques que les données d'enquête ne peuvent, par construction, documenter, tandis qu'une réplication de cette analyse dans d'autres pays d'Afrique australe permettrait d'en tester la généralisabilité.

5. Conclusion

Cette étude a cherché à répondre à une question précise : le lieu de naissance modifie-t-il la probabilité de chômage d'un actif sud-africain, une fois neutralisées les caractéristiques individuelles, socio-économiques et territoriales les plus courantes ? À partir de trois vagues d'enquête nationale couvrant une décennie de dégradation continue du marché du travail, la réponse est sans ambiguïté : à chaque vague et sous chaque spécification testée, les personnes nées à l'étranger affichent un risque de chômage nettement inférieur à celui des natifs, et cet écart, loin de se résorber, se creuse à mesure que l'on introduit des contrôles sociodémographiques toujours plus fins, un résultat d'autant plus notable qu'il va à l'encontre de l'intuition la plus répandue dans le débat public sud-africain.

Ce constat porte sur près d'un quart de million d'observations réparties sur dix ans, il résiste à l'ajustement pour cinq grandes dimensions sociodémographiques, et il se retrouve, à des ordres de grandeur comparables, dans les travaux antérieurs de Yu (2022) et de la Banque mondiale (2018). Il ne dit en revanche rien de ce qui le produit, qu'il s'agisse de la composition des flux migratoires, des stratégies d'insertion professionnelle des migrants ou de leur ancrage dans des réseaux communautaires, ni de son effet, s'il en existe un, sur l'emploi des natifs, question que seules des méthodes causales pourront un jour trancher. Il ne dit rien, surtout, des ressorts de l'hostilité envers les migrants, qui débordent très largement le cadre d'une analyse du marché du travail.

C'est cette portée circonscrite qui donne sa valeur à l'exercice : plutôt que de conclure abstraitement à l'existence d'une association statistique, il devient possible d'affirmer qu'un argument économique précis, selon lequel les migrants seraient eux-mêmes en situation de chômage massif et contribueraient ainsi à celui des natifs, ne trouve aucun appui dans les données officielles les plus récentes. Cela ne disqualifie ni l'existence de tensions sociales réelles autour de la question migratoire, ni la possibilité que d'autres canaux, non mesurés ici, relient immigration et marché du travail des natifs ; cela invite seulement à ne pas fonder ces débats sur une prémisse empiriquement infirmée.

Du côté de la recherche, l'accès à des données longitudinales ou à des dispositifs quasi expérimentaux permettrait de sortir du strict registre associatif pour approcher la question causale. Un affinement de la mesure du statut migratoire, portant sur la durée de résidence, le statut juridique ou le type de migration, et une meilleure caractérisation des modes d'insertion sur le marché du travail compléteraient utilement cette analyse, de même qu'une démarche mêlant enquêtes quantitatives et entretiens qualitatifs. Du côté de l'action publique, ces

résultats invitent à la prudence à l'égard de politiques migratoires fondées sur l'hypothèse, ici invalidée, d'un chômage migrant supérieur à celui des natifs, à un effort de meilleure collecte de données sur les populations migrantes les plus vulnérables, en particulier celles en situation irrégulière qui demeurent structurellement sous-représentées dans les enquêtes officielles, et à une communication institutionnelle davantage arrimée aux données disponibles.

L'analyse conduite ici établit une association statistique robuste entre statut migratoire et probabilité de chômage sur trois vagues d'enquête et six spécifications économétriques ; elle n'établit ni les mécanismes qui la sous-tendent ni les causes des tensions sociales que le débat migratoire continue de susciter en Afrique du Sud.

Références

Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Addison-Wesley.

Banque mondiale. (2018). *Mixed migration, forced displacement and job outcomes in South Africa*. World Bank Group. https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/30158

Bloch, A. (2010). The right to rights? Undocumented migrants from Zimbabwe living in South Africa. *Sociology, 44*(2), 233-250. https://doi.org/10.1177/0038038509357198

Borjas, G. J. (1987). Self-selection and the earnings of immigrants. *American Economic Review, 77*(4), 531-553.

Broussard, N. H. (2017). Immigration and the labor market outcomes of natives in developing countries: A case study of South Africa. *Economic Development and Cultural Change, 65*(3), 389-424. https://doi.org/10.1086/690648

Chiswick, B. R. (1978). The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men. *Journal of Political Economy, 86*(5), 897-921.

Crush, J., & Pendleton, W. (2007). Mapping hostilities: The geography of xenophobia in Southern Africa. *Southern African Migration Programme Migration Policy Brief*, 15.

Crush, J., & Ramachandran, S. (2014). Xenophobic violence in South Africa: Denialism, minimalism, realism. *Southern African Migration Programme Migration Policy Series*, 66.

Crush, J., Chikanda, A., & Skinner, C. (Éds.). (2015). *Mean streets: Migration, xenophobia and informality in South Africa*. Southern African Migration Programme, International Development Research Centre, African Centre for Cities.

Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica, 47*(1), 153-161. https://doi.org/10.2307/1912352

Landau, L. B. (2011). *Exorcising the demons within: Xenophobia, violence and statecraft in contemporary South Africa*. Wits University Press.

Landau, L. B., & Freemantle, I. (2010). Tactical cosmopolitanism and idioms of belonging: Insertion and self-exclusion in Johannesburg. *Journal of Ethnic and Migration Studies, 36*(3), 375-390. https://doi.org/10.1080/13691830903494901

Landau, L. B., & Segatti, A. (2009). *Human development impacts of migration: South Africa case study* (Human Development Research Paper 2009/05). United Nations Development Programme.

Misago, J. P. (2016). Responding to xenophobic violence in South Africa: Citizenship, governance and the responsibility to protect. In L. B. Landau (Éd.), *Exorcising the demons within* (pp. 157-180). Wits University Press.

Misago, J. P., Monson, T., Polzer, T., & Landau, L. B. (2015). May 2008 violence against foreign nationals in South Africa: Understanding causes and evaluating responses. In L. B. Landau (Éd.), *Exorcising the demons within* (pp. 108-156). Wits University Press.

Neocosmos, M. (2010). *From 'foreign natives' to 'native foreigners': Explaining xenophobia in post-apartheid South Africa: Citizenship and nationalism, identity and politics* (2e éd.). CODESRIA.

Sherif, M., & Sherif, C. W. (1953). *Groups in harmony and tension: An integration of studies on intergroup relations*. Harper & Brothers.

Statistics South Africa. (2012). *Quarterly Labour Force Survey: Quarter 3, 2012* [Fichier de données]. http://www.statssa.gov.za

Statistics South Africa. (2017). *Quarterly Labour Force Survey: Quarter 3, 2017* [Fichier de données]. http://www.statssa.gov.za

Statistics South Africa. (2022). *Quarterly Labour Force Survey: Quarter 3, 2022* [Fichier de données]. http://www.statssa.gov.za

Statistics South Africa. (2023). *Census 2022: Statistical release*. http://www.statssa.gov.za

Statistics South Africa. (2026). *Quarterly Labour Force Survey: Quarter 4, 2025* [Communiqué de presse]. http://www.statssa.gov.za

Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science, 185*(4157), 1124-1131. https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124

Yu, D. (2022). The impact of international migration on skills supply and demand in South Africa. *African Human Mobility Review, 8*(2), 8-40. https://doi.org/10.14426/ahmr.v8i2.1082