

Ontwikkelingssamenwerking leidt niet tot meer, maar tot minder emigratie

Het Nederlandse migratie- en ontwikkelingsbeleid stond onlangs ter discussie door de bevinding dat economische steun aan ontwikkelingslanden aanvankelijk tot meer emigratie zou leiden. Nieuw empirisch onderzoek laat echter zien dat het stimuleren van economische ontwikkeling in deze landen juist samengaat met het terugdringen van emigratie.

IN HET KORT

- Eerdere studies naar het effect van inkomensgroei in herkomstlanden op emigratie kennen methodologische beperkingen.
- Door paneldata voor specifieke landen te gebruiken kan dit effect beter worden geïdentificeerd.
- Economische ontwikkeling blijkt dan tot een continue afname van emigratiestromen te leiden.

NAOMI LEEFMANS

Onderzoeker en docent aan de Universiteit van Amsterdam

TOBIAS VERVLIET

Onderzoeker bij SEO Economisch Onderzoek

NIENKE OOMES

Hoofd Internationale Economie bij SEO

Dit artikel bouwt voort op Berthiaume, Leefmans, Oomes et al. (2021). Figuur 4 is tot stand gekomen in samenwerking met Franc Klaassen.

Volgens data van de Verenigde Naties was het aantal internationale migranten in 2020 gelijk aan 281 miljoen, ofwel 3,6 procent van de wereldbevolking (UN DESA, 2020).

Er bestaan twee tegenstrijdige theorieën wat betreft de relatie tussen deze emigratiestromen en economische ontwikkeling in de landen van herkomst. De klassieke theorie is dat emigratie het resultaat is van achterblijvende economische ontwikkeling in de herkomstlanden, waardoor mensen gaan emigreren, op zoek naar een hoger loon en inkomen (Ravenstein, 1885). Binnen deze theorie past een veelgebruikt argument voor het financieren van ontwikkelingsprogramma's, namelijk dat het verkleinen van inkomensverschillen tussen landen de emigratieprikkel doet afnemen. Ook het Nederlandse en het Europese migratie- en ontwikkelingsbeleid zijn (deels) op deze beleidsgedachte gestoeld (IOB, 2018).

Een tweede, hiermee concurrerende theorie die de laatste jaren steeds meer aan terrein wint, voorspelt dat emigratie in eerste instantie niet zal dalen, maar juist zal stijgen met economische ontwikkeling in de herkomstlanden. Dit komt onder meer doordat economische ontwikkeling mensen meer financiële mogelijkheden biedt om te emigreren, en het onderwijsniveau verhoogt waardoor het aantal potentiële bestemmingen stijgt. Daarnaast trekt de toenemende diaspora op haar beurt weer nieuwe migran-

ten aan (De Haas, 2010). Pas als een zeker omslagpunt is bereikt in economische ontwikkeling, zal volgens deze theorie emigratie gaan dalen. De verwachte baten van emigratie wegen dan niet langer op tegen de kosten ervan, onder andere door betere perspectieven in het land van herkomst. De relatie tussen economische ontwikkeling en emigratie vertoont volgens deze theorie – ook wel de migratietransitie-hypothese genoemd (Zelinsky, 1971) – dus een omgekeerde U-vorm. Figuur 1 laat het verschil in trends volgens beide theorieën zien.

Op basis van vermeend bewijs voor de migratietransitie-hypothese (De Haas, 2010; Dietz en De Haas, 2018; Clemens, 2014; Dao et al., 2018), bekritisieren Dietz en De Haas (2018) de Nederlandse beleidsgedachte om, via internationale samenwerking, irreguliere migratie in te dammen (IOB, 2018) – juist vanwege de, volgens deze hypothese, verwachte initiële stijging van emigratie in geval van economische ontwikkeling.

Dit artikel bespreekt de methodologische beperkingen van deze eerdere onderzoeken, en laat vervolgens zien hoe Berthiaume et al. (2021) deze beperkingen ondervangt door te focussen op een subsample van landen die daadwerkelijk de transitie hebben gemaakt van laag-inkomensland naar midden-inkomensland. Voor deze herkomstlanden vinden zij een continue daling van emigratie met economische ontwikkeling.

Methodologische beperkingen eerdere studies

De meeste studies met vermeend bewijs voor de migratietransitie-hypothese zijn gebaseerd op cross-sectie-data, waarbij in één bepaalde periode de emigratievoeten van landen in verschillende inkomenscategorieën met elkaar worden vergeleken. Bij dit soort van cross-sectie-analyses wordt er inderdaad altijd een omgekeerde-U-relatie gevonden, omdat de midden-inkomenslanden een gemiddeld hogere emigratie ervaren dan de lage- en hoog-inkomenslanden.

Dit betekent echter niet dat deze omgekeerde-U-relatie ook geldt voor elk individueel land over de tijd, zoals de migratietransitie-hypothese voorspelt. Figuur 2 illustreert dit, en toont emigratie in drie perioden voor een laag-, midden- en hoog-inkomensland. In deze figuur wordt er in iedere cross-sectie een omgekeerde-U-relatie gevonden (wat lijkt te duiden op de migratietransitie-hypothese), terwijl voor elk land de emigratie daalt als het inkomen

per hoofd stijgt (conform de klassieke theorie). Cross-section-analyses zijn dus ongeschikt als bewijsvoering voor de migratietransitie-hypothese, waarvoor immers de tijdsdimensie cruciaal is.

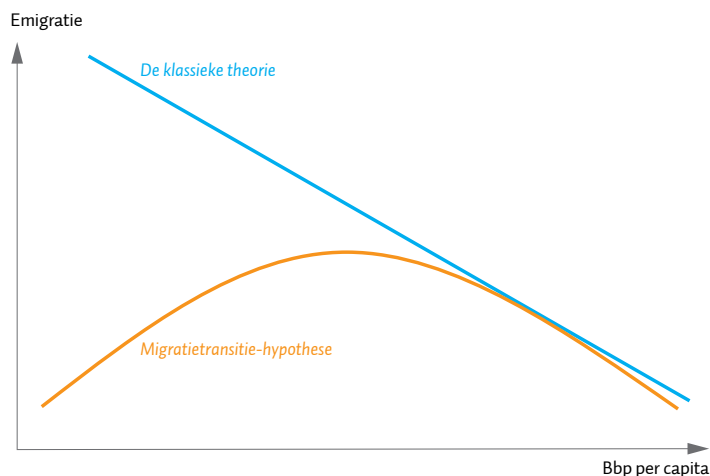
Paneldata zijn noodzakelijk voor het toetsen van de migratietransitie-hypothese, omdat ze de tijdsdimensie incorporeren. Daarnaast is het met paneldata mogelijk om te corrigeren voor omitted variables, die gecorreleerd zijn met de onafhankelijke inkomensvariabele en die de afhankelijke emigratievariabele deels verklaren. Indien echter omitted variables bijdragen aan de hogere emigratievoet van midden-inkomenslanden, dan kan niet volledig corrigeren voor deze omitted variables leiden tot het vinden van onterecht ‘bewijs’ voor een omgekeerde-U-relatie.

Een manier om te corrigeren voor omitted variables is door in het model gebruik te maken van verschillende soorten fixed effects. Als de hogere emigratievoeten van midden-inkomenslanden het gevolg zijn van een constante omitted variable, dan kan hiervoor worden gecorrigeerd met een fixed effect voor ieder herkomstland (een i-FE). Een voorbeeld van een constante omitted variable is de aanwezigheid in de categorie midden-inkomenslanden van relatief veel kleine (ei)landen die gemiddeld een hogere emigratievoet hebben en zo zorgen voor een constante verhoging van emigratie in deze landen-categorie. Figuur 3a illustreert deze situatie, waarbij de werkelijke niet-geobserveerde negatieve relatie tussen emigratie en inkomen per persoon voor midden-inkomenslanden in lichtgrijs is getekend en de pijlen omhoog de constante impact van de omitted variable z tonen. In dit geval volstaat een i-FE om de werkelijke negatieve relatie tussen emigratie en het bruto binnenlands product (bbp) per capita vast te stellen.

Als echter de hogere emigratievoeten van midden-inkomenslanden veroorzaakt worden door een omitted variable die varieert over de tijd (figuur 3b), dan is een i-FE niet toereikend maar is er een it-FE nodig (een fixed effect voor de combinatie van het herkomstland en het jaar) om te corrigeren voor het effect dat deze omitted variable op emigratie heeft. Van een dergelijke omitted variable die over de tijd varieert, is er bijvoorbeeld sprake indien initieel de emigratie vanuit de kleine (ei)landen in de midden-inkomenscategorie gestegen is door dalende transportkosten tot een bepaald jaar, waarna dit effect weer daalt, bijvoorbeeld door een restrictiever toegangsbeleid in veel bestemmingslanden in recente jaren. Hiervoor corrigeren middels it-fixed effects is echter niet mogelijk omdat dit leidt tot perfecte collineariteit met de variabele waarin we geïnteresseerd zijn, het bbp per inwoner. Het bbp per inwoner varieert immers ook per jaar per herkomstland, waardoor het toevoegen van it-fixed effects ertoe leidt dat het effect van bbp per inwoner op emigratie wegvalt. Daarom worden, in de huidige empirische literatuur over de relatie tussen emigratie en inkomen, deze specifieke it-fixed effects weggelaten. Hierdoor wordt er niet volledig gecorrigeerd voor andere factoren dan inkomen die impact hebben op emigratie, waardoor identificatie van het werkelijke effect van inkomensstijging op emigratie uitblijft. In kader 1 wordt uitgelegd dat het weglaten van it-fixed effects zelfs kan leiden tot het vinden van onterecht ‘bewijs’ voor de migratietransitiehypothese.

Theorieën over de relatie tussen emigratie en economische ontwikkeling in herkomstlanden

FIGUUR 1

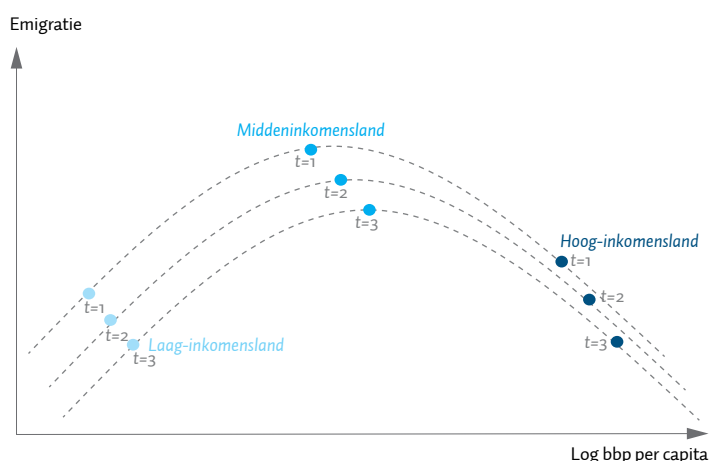


Noot: Het hoogteverschil tussen beide lijnen is hier irrelevant. Het doel van de grafiek is om de verschillen in trends volgens beide theorieën te illustreren.

Bron: Leefmans et al. (2022) | ESB

Een constante daling van emigratie per land kan in cross-section een omgekeerde U-vorm opleveren

FIGUUR 2

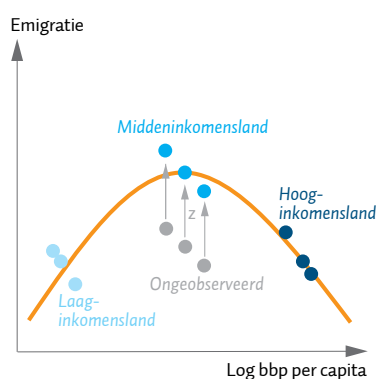


Bron: Leefmans et al. (2022) | ESB

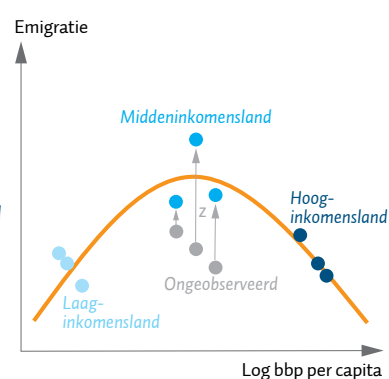
Bij omitted variables die variëren over de tijd zijn fixed effects per herkomstland onvoldoende

FIGUUR 3

3a. Omitted variable z is constant



3b. Omitted variable z varieert over de tijd



Bron: Leefmans et al. (2022) | ESB

Onterecht 'bewijs' voor de migratietransitie-hypothese met uitsluitend i-FE correctie

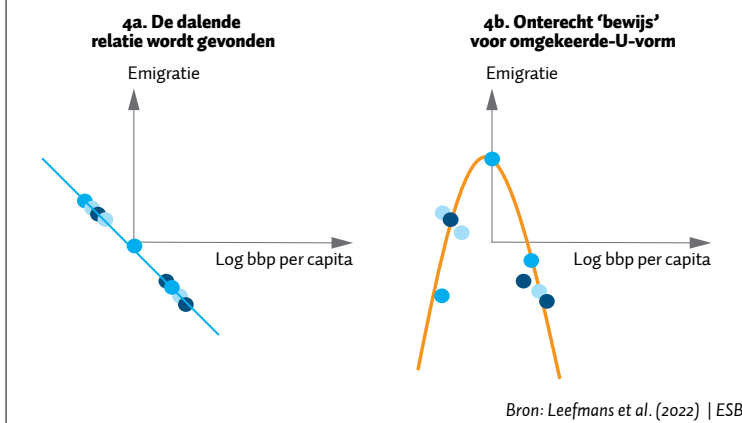
KADER 1

Het weglaten van it-fixed effects en het uitsluitend corrigeren voor i-fixed effects, zoals in de literatuur vaak gebeurt, kan leiden tot het vinden van onterecht 'bewijs' voor de migratietransitiehypothese. De figuren 4a en 4b illustreren dit door de regressielijnen te tonen voor de situaties in respectievelijk de figuren 3a en 3b, na correctie voor uitsluitend i-fixed effects. Figuur 4a toont dat als de hogere emigratievoeten van midden-inkomenslanden het gevolg zijn van een constante omitted variable, zoals in figuur 3a, dat correctie voor i-FE de terechte dalende regressielijn oplevert voor de relatie tussen emigratie en inkomen per capita. Figuur 4b laat echter zien dat als de hogere emigratievoeten van midden-inkomenslanden veroorzaakt worden door een omitted variable die varieert over de tijd, zoals in figuur 3b, dat correctie voor uitsluitend i-FE een omge-

keerde-U-vorm als regressielijn kan opleveren en daarmee onterecht 'bewijs' voor de migratietransitiehypothese. Figuur 3b toont immers dat de werkelijke relatie tussen emigratie en inkomen per capita voor elk land een dalende lijn zou moeten zijn. De correctie voor i-fixed effects in respectievelijk figuur 4a en 4b vindt plaats door de gecentreerde waarden te bepalen voor de observaties van elk land in respectievelijk figuur 3a en 3b. Dat wil zeggen: voor elk land zijn voor iedere observatie de deviaties van de gemiddelde waarden van dat land zowel voor emigratie alsook voor log bbp per capita bepaald. Vanwege het gebruik van gecentreerde waarden liggen de resulterende regressielijnen in figuur 4 laag en enigszins naar links ten opzichte van de assen.

Weglaten van it-FE kan leiden tot onterecht 'bewijs' voor de migratietransitiehypothese

FIGUUR 4



Regressieresultaten: Effect op emigratiestroom

TABEL 1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ln bbp per capita (t-1)	4,033***	-0,253	0,245	-0,470***	0,230
Ln bbp per capita kwadr. (t-1)	-0,257***		-0,033		-0,046
Ln bevolking	-0,0588	-0,505	-0,522	-0,239	-0,232
Sample	1970-2020 Alle 180 landen	LI to MI ¹	LI to MI	LI to MI excl China, India	LI to MI excl China, India
Observaties	89.490	18.524	18.524	16.423	16.423
Pseudo R ²	0,902	0,935	0,935	0,934	0,934

*** Significant op eenprocentniveau

Noot: Fixed effects per landenpaar en per bestemmingsland-jaar zijn in alle regressies opgenomen

¹ LI en MI staan voor respectievelijk lage- en middeninkomenslanden.

Bron: Leefmans et al. (2022) | ESB

Alternatieve methode en data

Om het probleem te ondervangen dat er door het weglaten van it-fixed effects niet volledig gecorrigeerd wordt voor verschillen tussen landen in de diverse inkomensca-

tegorieën, passen Berthiaume et al. (2021) hun model toe op een subsample van landen die daadwerkelijk de transitie hebben gemaakt van laag-inkomensland naar midden-inkomensland. In dit geval zijn namelijk de lage-inkomenslanden gelijk aan de midden-inkomenslanden, alleen op een ander moment in de tijd, waardoor een eventuele initiële stijging van emigratie met economische ontwikkeling niet verklaard kan worden door verschillen tussen de lage- en midden-inkomenslanden, waarvoor er niet volledig gecorrigeerd is. Indien de omgekeerde U-vorm van de relatie tussen economische ontwikkeling en emigratie voor elk individueel land zou gelden, dan zou óf de initiële emigratiestijging met economische ontwikkeling, óf de gehele omgekeerde U-vorm bij uitstek gevonden moeten worden voor specifiek deze groep van landen die de transitie van laag inkomen naar midden inkomen daadwerkelijk gemaakt hebben.

Daarnaast schatten Berthiaume et al. (2021) hun model voor verschillende subsamples van landen aan de onderkant van de inkomensverdeling, aangezien het verschil tussen beide theorieën vooral hier aanwezig is (figuur 1). Dit zijn bijvoorbeeld uitsluitend alle observaties in de 'linkerhelft' van de inkomensverdeling, of alle landen die qua inkomensniveau nog voor het empirisch gevonden 'omslagpunt' liggen, of uitsluitend de Afrikaanse herkomstlanden. Indien de migratietransitie-hypothese zou kloppen, zou voor deze subsamples een emigratiestijging met economische ontwikkeling of een omgekeerde-U-relatie verwacht worden.

Om het effect te schatten van economische ontwikkeling op bilaterale migratiestromen wordt er gebruik gemaakt van een migratie-versie van het graviteitsmodel (Rojas-Romagosa en Bollen, 2018), waarin de migratiestromen verklaard worden aan de hand van de mate van economische ontwikkeling (gemeten als bbp per inwoner) en van de bevolkingsomvang in het herkomstland. In de regressie is het bbp per inwoner zowel lineair als kwadratisch meegenomen om de omgekeerde U-vorm te kunnen modelleren. Daarnaast fungeren in alle schattingen fixed effects per landenpaar (ij-FE), als controlevariabelen voor alle te observeren en niet te observeren factoren die constant zijn, en die de migratie-beslissing van het ene naar het andere land kunnen beïnvloeden. Denk hierbij bijvoorbeeld aan de culturele (taal of geschiedenis) en de geografische afstand tussen twee landen. Ook constante factoren die specifiek zijn voor het herkomstland of het bestemmingsland (dus i-FE en j-FE) zitten in deze fixed effects per landenpaar besloten. Tot slot zijn er ook fixed effects opgenomen voor de combinatie van het bestemmingsland en het jaar, om te kunnen corrigeren voor variabelen zoals de nationale regelgeving ten aanzien van immigratie, die per bestemmingsland over de tijd kunnen variëren.

De gebruikte paneldataset bevat bilaterale migratiestromen tussen 180 landen over een periode van vijftig jaar (1970 tot 2020). Dit is de grootste paneldataset die tot nog toe gebruikt is voor het testen van de migratietransitiehypothese. Het gebruik van een dergelijke lange tijdsperiode is belangrijk omdat de omgekeerde U-vorm, indien aanwezig, zich over een lange periode zou voltrekken naarmate de individuele herkomstlanden zich economisch ontwikkelen.

De gebruikte paneldataset is samengesteld uit de *Global Bilateral Databases* van de Wereldbank (Özden et al., 2011), in combinatie met de data van UN DESA (2019).

Resultaten

Tabel 1 toont de regressieresultaten. De resultaten van het model voor de gehele dataset (de complete periode 1970–2020, en alle 180 landen) lijken in eerste instantie in lijn met de migratietransitie-hypothese. De coëfficiënt voor bbp per inwoner lijkt significant positief, en de coëfficiënt voor de kwadratische term voor bbp per inwoner lijkt significant negatief (kolom 1). De relatie tussen bbp en emigratie lijkt dus inderdaad de vorm van een omgekeerde U te hebben. Deze omgekeerde U blijft ook in stand na verschillende robuustheidsanalyses, zoals na het toevoegen van niet-economische migratiefactoren – bijvoorbeeld demografische ontwikkelingen, netwerkeffecten, politieke instabiliteit en natuurrampen (niet in tabel).

Echter, deze resultaten zijn niet betrouwbaar, omdat het weglaten van it-fixed effects vanwege perfecte collineariteit met bbp per inwoner kan hebben geleid tot het onterecht vinden van ‘bewijs’ voor een omgekeerde U.

Als dit probleem wordt ondervangen door het model voor alle 46 landen te testen die de transitie hebben gemaakt van lage-inkomensstatus naar midden-inkomensstatus, dan is er geen bewijs meer voor een initiële emigratiestijging met economische ontwikkeling, noch voor een omgekeerde-U-relatie (kolom 2 en 3). Sterker nog, als China en India buiten beschouwing worden gelaten (omdat deze landen uitbijters zijn in termen van bevolkingsomvang, wat ook in het model een verklarende variabele is) en het model geschat wordt voor de resterende 44 landen, dan blijkt dat met economische ontwikkeling emigratie zelfs significant daalt (kolom 4 en 5). Hiermee wordt de migratietransitie-hypothese verworpen, die voorspelt dat elk individueel land een omgekeerde U-vorm ervaart in de relatie tussen economische ontwikkeling en emigratie.

Onze bevinding dat emigratie met economische ontwikkeling significant daalt blijkt robuust, en geldt voor meerdere geteste subsamples van deze groep van 44 landen. Daarnaast is er voor geen van de schattingen voor de subsamples van landen aan de onderkant van de inkomensverdeling, een stijging gevonden van emigratie met economische ontwikkeling of een omgekeerde-U-relatie. Het empirisch gevonden patroon van de omgekeerde U in de literatuur lijkt dus sterk veroorzaakt door een *cross-country*-patroon, waarvoor er niet volledig gecorrigeerd is. De omgekeerde U-vorm blijkt niet te gelden voor individuele landen in ontwikkeling.

Lessen voor beleid

Onze bevindingen verwerpen de migratietransitie-hypothese dat emigratie uit een gegeven laag-inkomensland eerst toeneemt naarmate het land rijker wordt, om daarna met een verdere stijging van het inkomen weer te dalen. Onze analyse laat zien dat de omgekeerde U-vorm, op basis van paneldata, vooral veroorzaakt lijkt door omitted variables: fundamentele verschillen tussen landen in verschillende inkomenscategorieën, anders dan hun inkomensverschillen, waarvoor niet volledig gecorrigeerd wordt. Voor

landen die in de afgelopen decennia daadwerkelijk zijn ontwikkeld van een lage-inkomensstatus naar een midden-inkomensstatus, is er namelijk geen bewijs voor een omgekeerde U, noch voor een initiële emigratiestijging bij een toenemend inkomen per hoofd van de bevolking.

De bovenstaande nieuwe empirische resultaten leiden tot een nieuwe interpretatie van de relatie tussen economische ontwikkeling en emigratie, die haaks staat op de conclusies uit eerdere (wetenschappelijke) literatuur over dit thema (Dietz en De Haas, 2018; Clemens en Postel, 2018). Ontwikkelingsprogramma's die bijdragen aan inkomensgroei in lage-inkomenslanden leiden volgens de data niet tot meer, maar eerder tot minder emigratie. Hiervoor is een mogelijke verklaring dat deze programma's mensen meer perspectief bieden in herkomstlanden. Dit inzicht ondergraaft de kritiek dat economische ontwikkeling in herkomstlanden zou bijdragen aan het stimuleren van emigratie.

Verder onderzoek blijft nodig om meer inzicht te krijgen in de grondoorzaken van emigratie. Wellicht is de realiteit dat emigratie niet direct en/of uitsluitend via het stimuleren van economische ontwikkeling kan worden beïnvloed. Grondige impact-evaluaties van individuele ontwikkelingsprogramma's zijn daarom een belangrijke basis voor het ontwikkelingsbeleid. Een afweging tussen het stimuleren van economische ontwikkeling via internationale samenwerking en het beheersen van emigratie blijkt echter niet nodig.

Literatuur

- Benček, D. en C. Schneiderheinze (2019) *More development, less emigration to OECD countries: identifying inconsistencies between cross-sectional and time-series estimates of the migration hump*. Kiel Working Paper, 2145. Te vinden op www.ifw-kiel.de.
- Berthiaume, N., N. Leefmans, N. Oomes et al. (2021) *A reappraisal of the migration-development nexus: testing the robustness of the migration transition hypothesis*. Policy Research Working Paper, WPS 9518. World Bank Group. Te vinden op openknowledge.worldbank.org.
- Clemens, M.A. (2014) *Does development reduce migration?* IZA Discussion Paper, 8592.
- Clemens, M.A. en H.M. Postel (2018) *Deterring emigration with foreign aid: an overview of evidence from low-income countries*. *Population and Development Review*, 44(4), 667–693.
- Dao, T.H., F. Docquier, C. Parsons en G. Peri (2018) *Migration and development: dissecting the anatomy of the mobility transition*. *Journal of Development Economics*, 132, 88–101.
- Dietz, T. en H. de Haas (2018) *Wen er maar aan! Migratie en ontwikkeling: een ongemakkelijke boodschap*. Artikel op www.geografie.nl, 15 juni.
- Haas, H. de (2010) *Migration transitions: a theoretical and empirical inquiry into the developmental drivers of international migration*. International Migration Institute Working Paper, 24.
- IOB (2018) *Ontwikkeling en migratie*. IOB Studie, 427. Ministerie van Buitenlandse Zaken, oktober. Te vinden op www.iob-evaluatie.nl.
- Mayda, A.M. (2010) *International migration: a panel data analysis of the determinants of bilateral flows*. *Journal of Population Economics*, 23(4), 1249–1274.
- Özden, Ç., C.R. Parsons, M. Schiff en T.L. Walmsley (2011) *Where on earth is everybody? The evolution of global bilateral migration 1960–2000*. *The World Bank Economic Review*, 25(1), 12–56.
- Ravenstein, E.G. (1885) *The laws of migration*. *Journal of the Statistical Society of London*, 48(2), 167–235.
- Rojas-Romagosa, H. en J. Bollen (2018) *Estimating migration changes from the EU's free movement of people principle*. CPB Discussion Paper, 385.
- UN DESA (2019) *International Migrant Stock 2019*. United Nations database, te vinden op www.un.org.
- UN DESA (2020) *International Migrant Stock 2020*. United Nations database, te vinden op www.un.org.
- Zelinsky, W. (1971) *The hypothesis of the mobility transition*. *Geographical Review*, 61(2), 219–249.