



**HAL**  
open science

# Essais sur les impacts socioéconomiques de l'immigration et des politiques de restrictions : une application aux économies développées

Ababacar Cisse

► **To cite this version:**

Ababacar Cisse. Essais sur les impacts socioéconomiques de l'immigration et des politiques de restrictions : une application aux économies développées. Economies et finances. Université Grenoble Alpes [2020-..], 2023. Français. NNT : 2023GRALE007 . tel-04616410

**HAL Id: tel-04616410**

**<https://theses.hal.science/tel-04616410>**

Submitted on 18 Jun 2024

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

THÈSE

Pour obtenir le grade de

**DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ GRENOBLE ALPES**

École doctorale : SE - Sciences Economiques

Spécialité : Sciences économiques

Unité de recherche : Centre de Recherche en Economie de Grenoble

**Essais sur les impacts socioéconomiques de l'immigration et des politiques de restrictions: Une application aux économies développées**

**Essays on the socioeconomic impacts of immigration and restrictive policies: An application to developed economies**

Présentée par :

**Ababacar CISSE**

Direction de thèse :

**Pierre BERTHAUD**  
Maître de Conférences, Université  
Grenoble Alpes

Directeur de thèse

Rapporteurs :

**Ekrame BOUBTANE**  
MAITRE DE CONFERENCES HDR, Université Clermont Auvergne  
**Nong ZHU**  
PROFESSEUR, Institut National de la Recherche Scientifique Québec

Thèse soutenue publiquement le **4 décembre 2023**, devant le jury composé de :

<b>PIERRE BERTHAUD</b>	Directeur de thèse
Maître de Conférences, Université Grenoble Alpes	
<b>Ekrame BOUBTANE</b>	Rapporteuse
MAITRE DE CONFERENCES HDR, Université Clermont Auvergne	
<b>Nong ZHU</b>	Rapporteur
PROFESSEUR, Institut National de la Recherche Scientifique Québec	
<b>Michel ROCCA</b>	Président
PROFESSEUR DES UNIVERSITES, Université Grenoble Alpes	
<b>Manon DOMINGUES DOS SANTOS</b>	Examinatrice
PROFESSEURE DES UNIVERSITES, Université Gustave Eiffel	



**UNIVERSITE GRENOBLE ALPES**

**DOCTORATE THESIS**

---

**Essays on the socioeconomic impacts of immigration and restrictive policies: An application to developed economies**

---

Author:

**Ababacar Sadikh CISSE**

Supervisor:

**M. Pierre BERTHAUD**

A thesis submitted in fulfilment of the requirements  
for the degree of Doctorate in Economics in the

**Université Grenoble-Alpes**  
**Department of Economics**

# Dedication

*This thesis is dedicated to my mother and my late lamented father,*

*To my beloved wife Medina and my son,*

*To my brothers, sisters, uncle and all my family.*

*Thank you for your kindness, love and endless support.*

## Acknowledgements

I would like to thank first my supervisor Dr. Pierre BERTHAUD for believing in my capacities and for his precious support, advice, and availability over the years. Though an exciting experience, writing this thesis has been also a stressful and arduous task. But his comments, criticisms, humanity, attention to detail, and ability to listen always helped me to move forward and have contributed to improving this document immensely.

I am honoured and thankful to the members of the Doctoral Committee: Prof. Nong ZHU, Dr. Ekrame BOUBTANE, Prof. Michel ROCCA, and Prof. Manon DOMINGUES DOS SANTOS for accepting to evaluate my work.

My sincere gratitude to all members of the follow-up committee: Dr. Angeline ESCAFRET-DUBLET, Prof. Daniel LLERENA and Prof. Guillaume VALLET for their constructive feedback, availability, and encouragement throughout this thesis.

This work has been supported by UNIVERSITE GRENOBLE ALPES which has funded my PhD research. I sincerely thank the University for the funding. I am thankful to Prof. Virgil CHASSAGON and Prof. Nadine MASSARD respectively the ongoing and former directors of Grenoble's Doctoral School of Economics.

I am also grateful to all my teachers from the Economics Department (FASEG) of the University Cheikh Anta Diop (UCAD) particularly Prof. Chérif Sidy KANE, Dr. Marième NDOYE and Prof. Seydi Ababacar DIENG.

My thanks go also to the whole supporting staff of CREG laboratory (Bruno Lamotte, Solange Amoussou, Catherine Ciesla, Lindsay Bardou, Sylvie Lamour and Leslie Hollett) for their kindness, availability and welcome. I am greatly grateful to all my friends and colleagues, especially to Karamoko, Abdou Salam, Souleymane Mbaye, Modou Mar, Thierno Bocar, Mamadou Saliou Barry, Kenneth Ky, Ousmane Kanté, Marcos, Josue, Bruno Tomio, Alioune Badara, Momar, Khady, Denis, Maurel, Alvaro, Moctar and Mouhamadou Sidibé for their support and useful comments. I also thank my friends from the postgraduate programme PTCI (where I started my first steps in research, the master GODI and the Magistère Économie du Développement of the Clermont Auvergne University (CERDI).

I am enormously thankful to Fouzia Boualita, Alassane Diallo, Mouhamed Gola Diallo, Françoise Gerbier, Bernard Gerbier, and all members of Veillon's family (Antoine, Pierre,

Olivier and their lamented excellent mother Françoise). They guided my first steps in Grenoble by giving me a place to live and they never stopped supporting me throughout my studies.

A special thanks to my parents, my wife, my son, brothers, and sister for their support, endless love, understanding and kindness. Nothing would be possible without them. I dedicate this thesis to them.

# Abstract

This thesis aims to investigate the socioeconomic impacts of immigration in developed countries and the consequences of restrictive immigration policies. It is structured around three essays (or chapters) built on theoretical and empirical methods.

The first essay (chapter 1) reviews the recent literature on the impact of immigration on the labour market (43 articles) and public finances (40 articles) in European countries. The review of the literature reveals a weak positive effect of immigration on natives' wages. The impact on employment is slightly negative especially for low-skilled workers because of their adjustments following a migration shock (specialisation towards more complex tasks or internal migration). However, these results are dependent on the degree of labour market flexibility. The more rigid the labour market institutions and wages, the greater the negative impact on employment. The literature on refugees mainly focuses on historical migratory episodes (Algerian independence war, refugees from the Balkan Wars and the Arab Spring, and the fall of the Berlin Wall) and therefore remains weakly developed. Generally, refugees or repatriations have negative effects on wages and employment, but only in the short term. Because effects dissipate over time given the sudden and temporary nature of these shocks. Furthermore, empirical studies show that European migrants have a positive fiscal impact while the impact of non-European migrants is highly dependent on the methodology used but remains low overall. The impact of refugees and asylum seekers is negative mainly because of labour market restrictions they are subjected to which lead to weak economic integration. In general, in most European countries, fiscal imbalance generated by migrants does not threaten the sustainability of the social protection system and their net fiscal contribution improves with age until retirement and with the number of years of residence. Finally, though migrants reduce the demographic dependency ratio, it is not enough to offset the public deficit linked to the ageing of the European population (pensions, health, etc.).

The second essay (chapter 2) assesses the impacts of low and high-skilled immigration on natives' demand for redistribution in Europe. Our multilevel logistic regressions fail to support a robust direct effect of low- and high-skilled immigration on natives' demand for redistribution. Rather, we find that the effects of immigration on natives' demand for redistribution are mainly driven by labour-market causes. They favour more redistribution in

non-contributory transfers namely in Jobs and Income when immigrants with similar skill level increases. This means that the higher the competition in the labour market because of an increase in low- or high-skilled immigration, the more natives with similar skill levels consider that it is the government's responsibility to provide jobs for everyone who wants one and to reduce income differences. Also, being unemployed or a retired native has no robust effect on the demand for redistribution. These results lend support to the labour market channel because unemployed and retired individuals do not work, and therefore they are less in competition with immigrants in the labour market. We also find that natives voting for left parties are more likely to favour redistribution particularly when immigrants are relatively skilled.

The third essay (chapter 3) estimates the size and the compositional effect of restrictive immigration policies. Findings demonstrate that restrictive immigration policies reduce significantly bilateral migration flows. This effect holds regardless of the dimensions (internal or external) and fields (family reunification, labour migration, asylum) in which these restrictions are applied. However, the negative effect of restrictions is more important when migrants come from developing countries and when the host country has a non-point-based immigration system. For the skill composition effects, we find that restrictions increase the probability of high-skilled emigration from developing-origin countries. External restrictions reduce this probability while internal restrictions tend to increase it. Finally, we find that there is an inverted U-shaped relationship between restrictions and the probability of high-skilled emigration.

**Keywords:** High and low-skilled immigration, Demand for redistribution, Restrictive immigration policies, Labour market and public finance, Contributory and non-contributory transfers, Developed countries.



## Résumé

Cette thèse a pour objectif d'évaluer les impacts socioéconomiques de l'immigration dans les pays développés ainsi que les conséquences des politiques migratoires restrictives. Pour ce faire, elle s'articule autour de trois essais ou chapitres.

Le premier essai (chapitre 1) procède à une revue de la littérature récente sur les impacts de l'immigration sur le marché du travail (43 articles) et sur les finances publiques (40 articles) en Europe. Il montre que l'impact de l'immigration sur les salaires est positif mais faible. Quant aux impacts sur l'emploi, ils sont faiblement négatifs surtout chez les travailleurs faiblement qualifiés notamment à cause des ajustements de ces derniers (spécialisation vers des tâches plus complexes ou migration interne) par suite d'un choc migratoire. Ces résultats sont très dépendants du degré de flexibilité du marché du travail. Les impacts sur l'emploi sont plus élevés dans les pays dont les institutions du marché du travail et les salaires sont rigides. Concernant le cas spécifique des réfugiés, la littérature dédiée se focalise surtout sur les épisodes migratoires historiques (retour des pieds noirs en France, les réfugiés de la guerre des balkans et du Printemps Arabe, chute du mur de Berlin) et par conséquent demeure très peu développée. D'une manière générale, elle conclut sur des effets négatifs sur les salaires et l'emploi mais uniquement à court terme car le caractère soudain et temporaire de ces chocs fait qu'ils se dissipent rapidement. En outre, les études empiriques indiquent un impact budgétaire positif des migrants européens tandis que celui des migrants non européens est fortement dépendant de la méthodologie utilisée mais reste globalement faible. À l'inverse, l'impact des réfugiés et des demandeurs d'asile est négatif du fait notamment des restrictions et des obstacles d'accès au marché du travail dont ils sont l'objet et par conséquent leur faible intégration économique. En général, dans la plupart des pays européens, le déficit que les migrants peuvent engendrer ne menace pas la soutenabilité du système de protection sociale et leur contribution fiscale nette s'améliore avec l'âge jusqu'à la retraite et avec le nombre d'années de séjour. Enfin, bien que l'immigration réduise le ratio de dépendance démographique, elle s'avère insuffisante pour compenser les dépenses publiques liées au vieillissement de la population européenne (pension, santé, etc.).

Le deuxième essai (chapitre 2) évalue les impacts de l'immigration qualifiée et non qualifiée sur la demande de redistribution des natifs. Les résultats démontrent l'absence d'effets directs robustes de l'immigration qualifiée et non qualifiée sur la demande de redistribution des natifs

Européens. Nous constatons plutôt que les effets de l'immigration sont principalement liés au marché du travail. Une hausse de la proportion de migrants qualifiés et faiblement qualifiés est associée à une hausse de la demande de redistribution pour les prestations non contributives. Autrement, plus la concurrence est forte sur le marché du travail en raison d'une augmentation de la proportion d'immigrés qualifiés ou peu qualifiés, plus les travailleurs natifs du même niveau de qualification considèrent qu'il est de la responsabilité de l'État de fournir des emplois à tous ceux qui en veulent un et de réduire les inégalités de revenu. Nous trouvons aussi que les natifs qui votent pour des partis de gauche sont plus favorables à la redistribution en particulier lorsque les immigrés sont qualifiés. Enfin, la demande de redistribution des chômeurs et des retraités est indépendante de l'immigration. Ce qui tend à confirmer la primauté du canal du marché du travail car ces derniers ne sont pas en activité et ils sont donc moins en concurrence avec les immigrés. En outre, les prestations qu'ils reçoivent sont généralement de nature contributives (assurance chômage et pensions de retraite).

Le troisième essai (chapitre 3) estime l'effet de taille et de composition des politiques migratoires restrictives. Les résultats de nos estimations attestent d'un effet négatif et statistiquement significatif des politiques migratoires restrictives sur les flux migratoires bilatéraux. Ce résultat tient aussi bien pour les restrictions internes et externes que pour les restrictions liées au regroupement familial, à la migration du travail et à la demande d'asile. L'effet négatif des restrictions est plus prononcé pour les flux migratoires en provenance des pays en développement comparé à ceux des pays développés. En outre, les restrictions ne réduisent les flux migratoires bilatéraux que dans les pays développés n'ayant pas un système d'immigration par points. L'évaluation des effets de composition met en évidence l'existence d'une relation sous forme de U inversé entre l'immigration et les restrictions migratoires. En outre, les restrictions accroissent la probabilité d'une sélection positive des migrants seulement lorsqu'ils viennent des pays en développement. Les restrictions externes diminuent cette probabilité tandis que les restrictions internes tendent à stimuler une immigration de plus en plus qualifiée.

**Mots-clés:** Immigration qualifiée et peu qualifiée, Demande de redistribution des natifs, Politiques migratoires restrictives, Marché du travail et finance publique, Transferts contributifs et transferts non contributifs, Pays développés.

## List of abbreviations

CEPII	Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales
CGD	Center for Global Development
CITE	Classification Internationale Type de l'Éducation
DID	Difference-in-Difference
DIOC	Database on Immigrants in OECD and non-OECD Countries
EMN	European Migration Network
EU	European Union
EU-LFS	European Union Labor Force Survey
EU-SILC	European Union Statistics on Income and Living Conditions
ESS	European Social Survey
FDI	Foreign Direct Investment
GDP	Gross Domestic Product
GSP	Global Skill Partnership
HIEF	Historical Index of Ethnic Fractionalisation
IAB	Institute for Employment Research
IMPIC	Immigration Policies in Comparison
IOM	International Organization for Migration
ISSP	International Social Survey Programme
ISCED	International Standard Classification of Education
OECD	Organization for Economic Co-operation and Development
OMC	Organisation Mondiale du Commerce
PBS	Point-Based Immigration System

PPML	Poisson Pseudo-Maximum Likelihood
TAPIG	Transformation Partnership in the healthcare sector
UK	United Kingdom
UN	United Nations
UN DESA	United Nations Department of Economic and Social Affairs
WDI	World Development Indicators

# Contents

<b>Acknowledgements</b> .....	<b>iii</b>
<b>Abstract</b> .....	<b>v</b>
<b>Résumé</b> .....	<b>vii</b>
<b>List of abbreviations</b> .....	<b>ix</b>
<b>Contents</b> .....	<b>xi</b>
<b>List of Figures</b> .....	<b>xiv</b>
<b>List of Tables</b> .....	<b>xv</b>
<b>Introduction générale</b> .....	<b>1</b>
0.1 Problématique.....	1
0.2 Gains d'efficience associés aux migrations internationales .....	5
0.3 Enjeux et objectifs de la recherche.....	8
0.3.1 Quels sont les impacts de l'immigration sur le marché du travail et les finances publiques en Europe?.....	8
0.3.2 Quels sont les impacts de l'immigration qualifiée et non qualifiée sur la demande de redistribution des natifs? .....	10
0.3.3 Les politiques migratoires restrictives affectent-elle la taille et la composition des flux migratoires bilatéraux? .....	11
0.4 Structure de la thèse .....	13
0.5 Principaux résultats .....	15
<b>Chapter 1: Impacts de l'immigration sur le marché du travail et les finances publiques en Europe: Une revue de la littérature récente</b> .....	<b>20</b>
1.1 Introduction.....	21
1.2 L'impact de l'immigration sur le marché du travail.....	27
1.2.1 Mécanismes théoriques .....	27
1.2.2 Impacts sur le marché du travail .....	31
1.2.2.1 L'approche spatiale et les ajustements aux chocs migratoires .....	32
1.2.2.2 Les proportions de facteurs (ou <i>skill-cell approach</i> ).....	38
1.2.2.3 Le rôle des institutions du marché du travail .....	43
1.2.2.4 Impacts des chocs migratoires exogènes et des réfugiés.....	49

1.3	Effet de l’immigration sur les finances publiques en Europe .....	56
1.3.1	Les différentes approches d’évaluation .....	58
1.3.2	L’impact budgétaire des migrations non-européennes.....	61
1.3.3	L’impact budgétaire de l’immigration intra-européenne .....	67
1.3.4	L’impact des réfugiés et des demandeurs d’asile.....	71
1.4	Conclusion.....	81

**Chapter 2: Impact of the skill of migrants on natives' demand for redistribution: Evidence from European countries.....84**

2.1	Introduction .....	85
2.2	Trends in immigration .....	89
2.3	Review of the literature .....	93
2.3.1	Overview of theoretical rationales of demand for redistribution.....	93
2.3.2	Skills of the immigrants and demand for redistribution .....	96
2.4	Empirical strategy and data .....	99
2.4.1	Empirical strategy .....	99
2.4.2	Data sources and description .....	102
2.4.2.1	Dependent variables: demand for redistribution .....	102
2.4.2.2	Country-level independent variables.....	106
2.4.3	Endogeneity problem .....	109
2.5	Main results .....	110
2.5.1	Effects of low- and high-skilled immigration on welfare state attitudes .....	110
2.6	Heterogenous effects across political affiliation groups and labour market status .	117
2.7	Robustness checks.....	120
2.8	Conclusion.....	124
2.9	Appendices Chapter 2 .....	126

**Chapter 3: Size and compositional effects of restrictive immigration policies 139**

3.1	Introduction .....	140
3.2	Conceptual framework of restrictive migration policies.....	144
3.3	Theoretical framework: The self-selection model and the financial constraint model	147
3.4	Methodological approach.....	149

3.5	Data sources and variables .....	150
3.5.1	Dependent variables.....	151
3.5.2	Independent variables .....	152
3.6	Endogeneity bias treatment .....	157
3.6.1	Size effects estimates .....	158
3.6.2	Skill composition estimates .....	160
3.7	Results.....	160
3.7.1	Size effects of restrictive immigration policies.....	160
3.7.1.1	PPML and instrumental variable estimates .....	160
3.7.1.2	Heterogeneity .....	166
3.7.2	Skill composition effects of restrictive immigration policies .....	170
3.7.2.1	Probit random effects estimates .....	170
3.7.2.2	Joint working model estimations .....	173
3.7.2.3	Related impacts of restrictions on sub-dimensions of the immigration policy 178	
3.7.2.4	Threshold effect of restrictions .....	179
3.7.2.5	Robustness checks.....	181
3.8	Conclusion.....	183
3.9	Appendices Chapter 3 .....	186
	<b>General conclusion .....</b>	<b>191</b>
	<b>Bibliography .....</b>	<b>197</b>

## List of Figures

Graphique 0.1: Évolution du stock de migrants internationaux en proportion de la population mondiale entre 1970 et 2020.....	1
Graphique 0.2: Réponses des natifs (%) à la question de savoir quand les immigrés devraient avoir accès aux prestations ou services sociaux .....	3
Graphique 1.1: Stock de migrants internationaux exprimé en pourcentage de la population totale en 1990 et 2020 .....	23
Graphique 1.2: Evolution du nombre de migrants internationaux dans 18 pays européens, 1960-2020.....	24
Graphique 1.3: Facteurs influençant la position fiscale nette .....	58
Figure 2.1: Trend in the proportion of non-EU-born by educational levels in EU-28 (aged 15-64), 2006-2019 .....	91
Figure 3.1: Conceptual framework of the effects and effectiveness of migration policies ...	146
Figure 3.2: Evolution of the restrictive immigration policies index between 1990 and 2010 .....	155
Figure 3.4: Distribution of the restrictive immigration policy index before and after the transformation .....	156



## List of Tables

Tableau 0.1: Convergence des salaires entre 1870 et 1910.....	7
Tableau 1.1: Sélection d'études empiriques utilisant l'approche spatiale.....	33
Tableau 1.2: Sélection d'études utilisant les proportions de facteurs.....	39
Tableau 1.3: Sélection d'études mettant en évidence le rôle des institutions du marché du travail .....	44
Tableau 1.4: Sélection d'études sur l'impact des chocs exogènes et des réfugiés.....	51
Tableau 1.5: Impact budgétaire des migrations non-européennes.....	62
Tableau 1.6: Sélection d'études sur l'impact budgétaire des migrations intra-européennes.....	68
Tableau 1.7: Sélection d'études sur l'impact budgétaire des réfugiés et des demandeurs d'asile .....	73
Table 2.1: Educational attainment of the working-age population by country of birth in EU-28, 2006 and 2016.....	91
Table 2.2: Summary statistics in 2016.....	105
Table 2.3: Multilevel logit estimates of the effect of the share of low and high-skilled immigrants on demand for redistribution in 2016: Odds ratios and Z-scores.....	111
Table 2.4: Heterogenous effects among educated native groups in 2016: Odds ratios and Z- scores.....	115
Table 2.5: Heterogenous effects of the political party affiliation in 2016: Odds ratios and Z- scores.....	118
Table 2. 6: Heterogenous effects among retired and unemployed natives in 2016: Odds ratios and Z-Scores.....	120
Table 2.7: Multilevel logit estimates of the effect of the share of low and high-skilled (non- European) immigrants on demand for redistribution in 2016: Odds ratios and Z-scores.....	126
Table 2.8: Heterogenous effects among educated native groups in 2016 considering immigrants from non-European countries: Odds ratios and Z-Scores.....	127
Table 2.9: Heterogenous effects of the political party affiliation in 2016 considering immigrants from non-European countries: Odds ratios and Z-Scores.....	128
Table 2.10: Heterogenous effects among retired and unemployed natives in 2016 considering immigrants from non-European countries: Odds ratios and Z-Scores.....	129

Table 2.11: Proportion analysis - multilevel logit estimates of the effect of the share of low and high-skilled immigrants on support for redistribution in 2016: Odds ratios and Z-scores....	130
Table 2.12: Multilevel logit estimates of the effect of the share of low and high-skilled immigrants on support for redistribution in 2006 and 2016 (with a year dummy): Odds ratios and Z-scores .....	132
Table 2.13: Two-Way Fixed Effect models in 2006-2016: Odds ratios and Z-scores .....	134
Table 2.14: Heterogenous effects among educated native groups in 2006 and 2016: Odds ratios and Z-Scores .....	135
Table 2.15: Heterogenous effects of the political party affiliation in 2006 and 2016: Odds ratios and Z-Scores .....	136
Table 2.16: Heterogenous effects among retired and unemployed natives in 2006 and 2016: Odds ratios and Z-Scores .....	137
Table 2.17: Pourcentage responses in 2016 .....	137
Table 3.1: Selection of items.....	153
Table 3.2: The IMPIC conceptualization of immigration policy .....	154
Table 3.3: Effects of restrictive immigration policy on bilateral flows .....	162
Table 3.4: Effects of the subdimensions of restrictive immigration policy index .....	165
Table 3.5: Size effects of restrictions in destination countries with point-based immigration system (PBS) and non-point-based immigration system (non-PBS).....	167
Table 3.6: Size effects of restrictions according to the level of development of origin countries .....	169
Table 3.7: Correlated and dynamic random effects estimates .....	172
Table 3.8: Skill composition effects of restrictions according to the level of development of origin countries .....	174
Table 3.9: Effects of the restriction of the different sub-dimensions of the immigration policy .....	178
Table 3.10: The threshold effect of restrictions .....	180
Table 3.11: Variables and sources .....	186
Table 3.12: First-stage regression of the instrumental variable method .....	187
Table 3.13: Effects of restrictions on the Skill Ratio .....	188
Table 3.14: Effects of restrictions on the skill ratio according to the level of development of the origin country.....	189

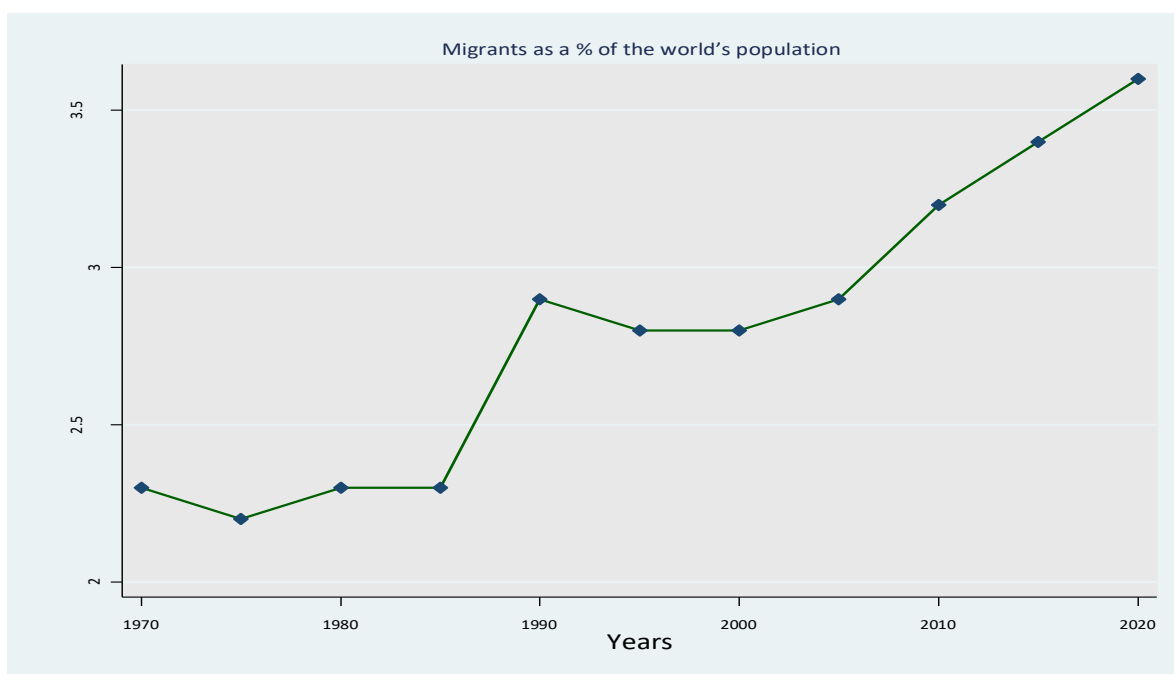
.....

# Introduction générale

## 0.1 Problématique

Au 21<sup>e</sup> siècle, les migrations internationales concernent toutes les régions du monde que ce soit comme lieu de départ, de transit ou de destination (De Wenden, 2017)<sup>1</sup>. Traditionnellement, ces flux concernaient surtout les Européens et les Asiatiques; mais à partir des années 1980, elles se sont élargies aux populations du Sud (De Wenden, 2018).

Graphique 0.1: Évolution du stock de migrants internationaux en proportion de la population mondiale entre 1970 et 2020



Source: Author's calculation. Data are from UN DESA (2019)<sup>2</sup> and Mcauliffe and Triandafyllidou (2021).

Le **graphique 0.1** montre l'évolution du stock de migrants internationaux en proportion de la population mondiale. De 1970 à 2020, il a augmenté passant de 2.3% à 3.6% tandis qu'il

---

<sup>1</sup>Il importe de souligner que les mouvements migratoires peuvent être de nature interne ou international. Ils peuvent prendre plusieurs formes en fonction de la durée, de la cause et de leur composition (IOM, 2007).

<sup>2</sup> <https://www.un.org/en/development/desa/population/migration/data/estimates2/estimates19.asp>

représentait 2.8% en 1995. Ces migrations internationales se sont globalisées du point de vue des pays de destination (Europe, Amérique du Nord, etc.) et rarement de celui des pays de départ (de Haas and al., 2019). Par exemple dans les années 80, plus de la moitié des migrants au Royaume-Uni était originaire des pays du Commonwealth (Hooghe et al., 2008), les Mexicains migraient pour la plupart vers les États-Unis et les migrants africains francophones vers le France. Sur la récente période, les destinations sont plus diverses incluant les pays d'Asie, du Golf et d'Europe du Sud (Czaika et de Haas, 2014).

Les pays de l'OCDE accueillent la plus grande partie des migrants internationaux sur ces dernières décennies. Entre 2000 et 2020, le nombre de personnes nées à l'étranger et vivant dans un des pays de l'OCDE est passé de 83 à 136 millions, soit une hausse moyenne de 2,5% par an. Près de la moitié (48%) de ces derniers vivent dans les pays européens de l'OCDE et le tiers aux États-Unis (OECD, 2021).

L'augmentation de l'immigration dans ces pays n'est pas sans soulevée des préoccupations auprès des autochtones quant aux effets qu'elle peut avoir non seulement sur le plan économique mais aussi social et politique. En effet, ils considèrent que les flux migratoires réduisent les opportunités d'emplois et les salaires des natifs. En outre, une part importante des natifs perçoit les migrations comme étant élevées et majoritairement peu qualifiées (Alesina and al., 2018); et par conséquent elles constitueraient une charge pour le budget de l'État.

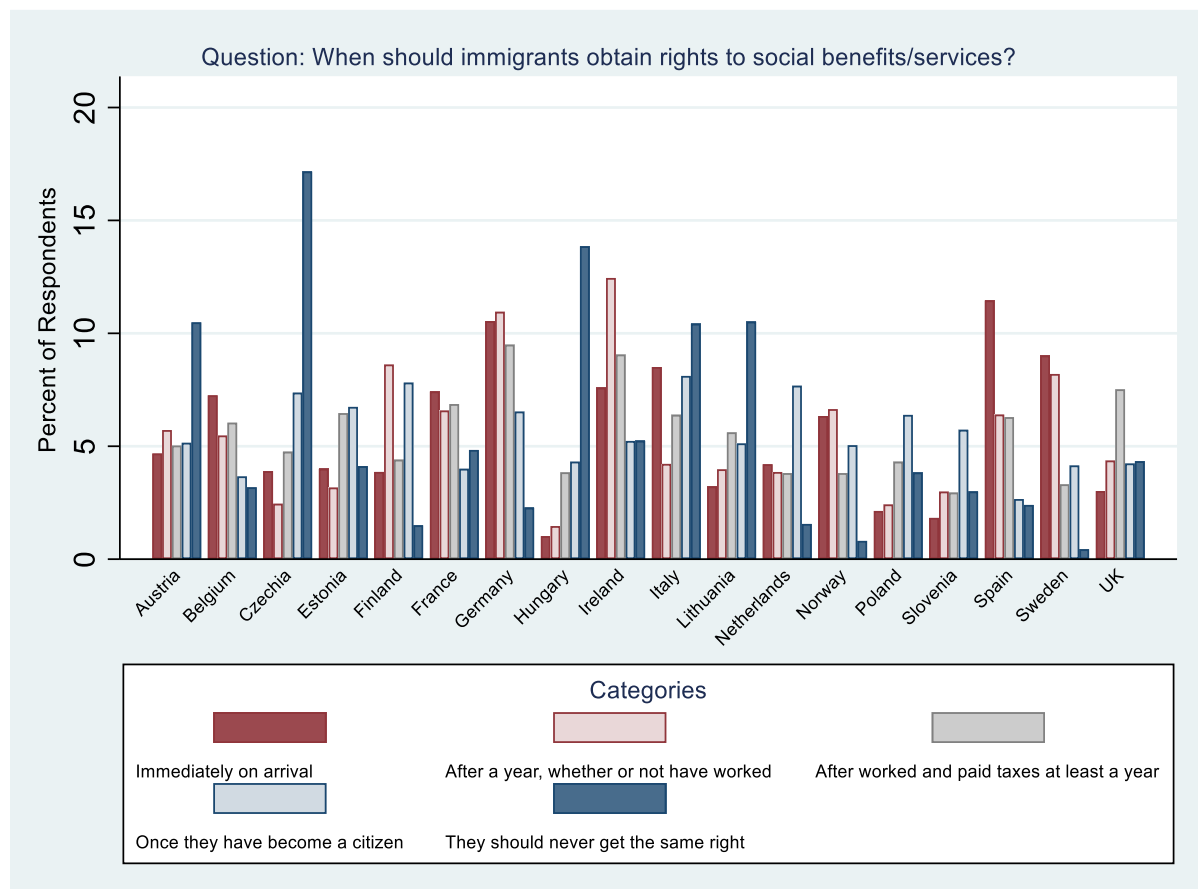
À titre illustratif, le sondage international *Transatlantic Trends* de 2014<sup>3</sup> révèle que 58% des Britanniques et 56% des Américains pensent que les immigrants réduisent les opportunités d'emplois des autochtones alors qu'ils étaient respectivement 53% et 52% en 2010 à estimer que l'immigration baissent les salaires. Ipsos<sup>4</sup> (2017) sur 25 pays en majorité développés constate qu'en moyenne 49% des enquêtés sont d'accord avec l'affirmation que "*les immigrants constituent un fardeau pour les services sociaux*". Ils sont 50% au Canada, 51% en Allemagne, 55% en France, 56% en Suède, 53% en Nouvelle Zélande et 61% en Italie à partager cette réponse.

---

<sup>3</sup> [file:///C:/Users/33605/Downloads/gfmd\\_turkey2014-2015\\_tm2\\_contribution\\_german\\_marshall\\_fund.pdf](file:///C:/Users/33605/Downloads/gfmd_turkey2014-2015_tm2_contribution_german_marshall_fund.pdf)

<sup>4</sup> <https://www.ipsos.com/en/global-views-immigration-and-refugee-crisis>

Graphique 0.2: Réponses des natifs (%) à la question de savoir quand les immigrants devraient avoir accès aux prestations ou services sociaux



Source: Calcul de l’auteur à travers les données de 2016 de l’Enquête Sociale Européenne (European Social Survey)

Les résultats de la 8<sup>e</sup> édition (2016) de l’Enquête Sociale Européenne (European Social Survey) confirment la préoccupation des natifs vis-à-vis de l’accès des migrants aux prestations sociales. Le **graphique 0.2** montre les réponses à la question qui suit dans 18 pays européens: “*quand les migrants doivent-ils obtenir des droits aux prestations sociales?*”. Excepté en Belgique, en Allemagne, en Suède et en Espagne, les personnes enquêtées souhaitent un accès des migrants aux prestations sociales seulement un an après leur arrivée ou après avoir travaillé et payé des cotisations pendant au moins un an. Dans des pays comme la Hongrie, l’Autriche, la Lituanie, l’Italie, la Pologne, la Slovénie et la République Tchèque, les natifs soutiennent

majoritairement que les immigrants devraient soit avoir accès aux prestations après avoir obtenu la nationalité du pays d'accueil, soit ne jamais avoir les mêmes droits qu'eux.

Selon Alesina, Murard, and al., (2021a) et Moriconi and al., (2022), ces inquiétudes ou oppositions vis-à-vis des immigrants sont surtout liées au fait qu'ils sont considérés par les natifs comme étant proportionnellement plus pauvres et/ou moins qualifiés qu'eux. Et à ce titre, les migrants seraient dépendants des prestations sociales et exerceraient une pression à la baisse sur les salaires. En outre, Kunovich (2004) estime que la présence des immigrants déforme la perception qu'ont les natifs sur le niveau du taux de chômage dans le pays, en le surestimant. Cette situation peut amener les natifs à être favorables à plus de redistribution.

À l'inverse, si les migrants sont complémentaires aux natifs sur le marché du travail, leur présence aurait tendance à accroître les salaires des natifs, et les pousseraient à être moins favorables à plus de redistribution pour ne pas avoir à payer plus d'impôts qui selon eux bénéficieraient plus aux immigrants. Faut-il en déduire un impact de l'immigration sur la demande de redistribution des natifs? Si oui, est-ce que cette demande serait différente selon qu'on considère les transferts sociaux contributifs et/ou les transferts sociaux non contributifs?

Les réponses politiques à ces préoccupations ne se sont pas fait attendre dans la plupart des pays développés et prennent souvent la forme d'une restriction des conditions d'entrées et de séjour. Bien que ces restrictions soient en mesure d'affecter la taille des flux migratoires, elles peuvent aussi modifier la composition de ces flux en termes de qualification. Dans un contexte où les décideurs publics sont de plus en plus réticents à apparaître indulgents vis-à-vis de la politique migratoire et des flux d'immigration pour des raisons économiques, politiques et sociales, il importe de s'interroger sur les conséquences de telles restrictions. Ne risquent-elles pas de réduire l'immigration hautement qualifiée? Qu'en est-il de l'effet des restrictions internes et externes sur le niveau de qualification des migrants accueillis dans le pays? Et qui des émigrés des pays en développement et des pays développés seront les plus affectés? Enfin, comment se manifestent les conséquences de ces restrictions dans les pays d'accueil avec un système d'immigration à points comparés aux pays sans système d'immigration à points?

Par système d'immigration à points nous faisons référence à un système dans lequel le gouvernement du pays d'accueil établit une liste de caractéristiques (diplôme, salaire, expérience professionnelle, âge, etc.) que les étrangers doivent posséder. Chaque

caractéristique se voit attribuer un certain nombre de points et seuls les candidats qui ont obtenus suffisamment de points sont éligibles pour un visa.

Cette thèse structurée autour de trois chapitres entend répondre à ces questions. Pour ce faire, le premier chapitre fait une revue récente de la littérature sur les impacts de l'immigration sur le marché du travail et sur le budget de l'État en Europe. Le deuxième chapitre examine l'impact du niveau de qualification des migrants sur la demande de redistribution des natifs. Le troisième chapitre analyse empiriquement les impacts des politiques migratoires restrictives sur la taille et la composition des flux migratoires. La thèse porte sur les pays développés de l'OCDE<sup>5</sup> qui constituent l'une des plus grandes destinations migratoires au monde et couvre la période allant de 1990 à 2016 qui est dictée par la disponibilité des données. Avant de définir les objectifs, la structure et les principaux résultats de cette thèse, il importe de discuter des gains d'efficacité associés par les économistes aux migrations internationales au niveau global.

## **0.2 Gains d'efficacité associés aux migrations internationales**

De la fin de la Guerre froide à la crise économique de 2007, la mondialisation sous ses différents aspects a connu des évolutions considérables. Si le ratio des flux internationaux de capitaux au PIB passe de 5 à 21% et celle du commerce de 39 à 59%, le nombre de personnes vivant hors de leur pays de naissance a crû de 25%. Une inflexion nette s'est produite depuis 2007-2010 dans le commerce (dont la progression stagne) et les mouvements de capitaux (qui tendent en moyenne à décroître) allant jusqu'à soulever l'hypothèse d'une possible démondialisation ou en tout cas d'une *slowbalization* (Antràs, 2020). Cette *slowbalization* des transactions commerciales et financières fait toutefois contraste avec la poursuite depuis 2000 de la croissance des flux migratoires dans le monde (Mallaby, 2016; p.7). En effet, ils sont passés de 2,9 à 3.6% en proportion de la population mondiale entre 2000 et 2020 (voir Graphique 1).

L'essor de ces flux migratoires est certes moindre en proportions qu'il l'avait été lors de la "*première mondialisation*" (Berger, 2003), mais qu'il se poursuit malgré l'affirmation dans les pays développés notamment et la mise en oeuvre de politiques plus restrictives à leur égard.

---

<sup>5</sup> Les 25 pays concernés sont l'Allemagne, la France, le Canada, la Suède, le Royaume-Uni, l'Australie, les États-Unis, l'Espagne, la Finlande, la Norvège, le Danemark, la République Tchèque, la Hongrie, la Slovaquie, la Slovénie, la Lettonie, la Grèce, la Nouvelle Zélande, la Hollande, le Portugal, la Suisse, le Luxembourg, l'Autriche, l'Irlande et l'Italie.



Ce premier paradoxe en inspire un second à Rodrik (2008) qui juge qu'avec ce type de barrières aux mouvements internationaux de population et de la main-d'œuvre, le monde se prive de sa principale source de prospérité et de bien être, ou qu'il la restreint en tout cas sans justification économique solide. Les migrations contribuent à la mobilité du facteur travail et ce faisant elles favorisent l'homogénéisation des revenus entre pays (notamment entre pays du Nord et du Sud) mais elles participent aussi à un gain d'efficacité globale du travail et donc potentiellement à une meilleure efficacité globale de l'économie. Ceci constitue l'un des résultats de l'analyse économique standard (voir Harris and Todaro, 1970; Williamson, 1965).

Pour Rodrik (2011) le potentiel gain en termes de revenu mondial d'une amélioration de l'accès des travailleurs en provenance des pays en développement au marché du travail des pays développés dépasse désormais les gains associés par la libéralisation des échanges dans le cadre du Cycle de Doha à l'OMC. Quant aux gains de la libéralisation des mouvements de capitaux ils sont pour lui bien plus discutables. Compte tenu des différences de salaires, un travailleur du Sud parvient à multiplier son revenu par  $n$  une fois qu'il s'intègre au marché du travail d'un pays plus riche ou avancé. En contrôlant certaines caractéristiques observables notamment l'éducation, le sexe et le pays d'origine, Clemens et al., (2008) trouvent qu'un travailleur péruvien ou yéménite qui migre aux États-Unis multiplie son revenu respectivement par un facteur de 15 et 3.

Les mécanismes à l'œuvre dans le raisonnement de Rodrik peuvent trouver leur fondement dans la théorie néoclassique des migrations dont une synthèse plus élaborée fut proposée par Massey et al., (1993). Cette approche part de l'existence d'une différence d'offre et de demande de travail entre le pays d'origine et le pays de destination afin de justifier la capacité des migrations internationales à assurer une allocation optimale des ressources au niveau mondial. En considérant les mouvements de travailleurs Sud-Nord, ces modèles font l'hypothèse que le pays d'émigration (Sud) est fortement doté en travail (faiblement qualifié) tandis que cet actif est relativement plus rare dans le pays d'accueil relativement mieux doté en capital. Il en résulte un différentiel de rémunération des facteurs qui stimule les migrations internationales. Cette différence, à moins d'être résorbée par les flux commerciaux, continuera de stimuler les migrations internationales qui généreront à leur tour des gains d'efficacité au niveau mondial.

Tableau 0.1: Convergence des salaires entre 1870 et 1910

Pays	Salaire réel, 1870 (États-Unis =100)	$\Delta$ salaire réel % 1870-1910
<b><i>Origin Country</i></b>		
Ireland	43	84
Italy	23	112
Norway	24	193
Sweden	24	250
<b><i>Destination Country</i></b>		
Argentina	53	51
Australia	110	1
Canada	86	121
United States	100	47

Source: Krugman, Obstfeld, and Melitz (2015), p.79.

Par exemple, les migrations de masse lors de la première mondialisation (1870-1914) ont occasionné d'importants flux migratoires des pays périphériques d'Europe (Italie, Irlande, les pays scandinaves et d'Europe de l'Est) vers les États-Unis, le Canada, l'Australie et l'Argentine qui étaient mieux dotés en terre et où les salaires étaient plus élevés. Le **tableau 0.1** tiré de Krugman et al., (2015) montre l'évolution des salaires réels entre ces deux groupes de pays lors de la première mondialisation. Conformément à la prédiction du modèle, les salaires ont eu tendance à converger. Ils ont en moyenne augmenté plus fortement dans les pays d'origine (où l'offre de travail sur le marché national a été comprimée par l'émigration) que dans les pays d'accueil (où l'offre de travail a été absorbée par l'immigration). Quand l'offre augmente pour une demande supposée constante, le prix du travail, donc le salaire, tend toutes choses égales par ailleurs à baisser.

Sur le plan empirique, plusieurs études ont mis en évidence l'existence de ces gains. Clemens (2011) fournit une synthèse de cette littérature qui compare les gains associés à la levée complète des barrières associées à la migration, au capital et aux échanges de biens et services. Sous différentes hypothèses, les résultats confirment généralement la supériorité de la mobilité internationale du travail dans l'accroissement de la consommation, de la productivité et du PIB mondial.

Ce potentiel de gains économiques n'a pas empêché le débat public sur les flux migratoires dans les pays développés de se structurer autour de positions de plus en plus clivées (Scalettaris, 2016). Les uns estiment que les travailleurs migrants notamment ceux en provenance des pays en développement diminuent les opportunités d'emploi des natifs et tirent les salaires à la baisse. D'autres soutiennent à l'inverse des politiques migratoires libérales à l'égard des travailleurs migrants en prenant argument du gain d'efficacité globale et en considérant parfois également les projections faisant état d'une baisse de la population d'âge actif et du vieillissement de la population au cours du 21<sup>e</sup> siècle (UN, 2000). Cette thèse entend répondre à certaines de ces préoccupations soulevées par l'immigration dans les pays développés en se déclinant en trois objectifs exposés dans les sections qui suivent.

### **0.3 Enjeux et objectifs de la recherche**

#### **0.3.1 Quels sont les impacts de l'immigration sur le marché du travail et les finances publiques en Europe?**

En 2020, près de 87 millions de migrants vivaient en Europe soit 11.6% de la population européenne. Par rapport à 2010, ceci représente une augmentation de près de 16 millions, soit 23% de la population immigrée en Europe (OIM, 2019). Les crises survenues ces dernières décennies ont ralenti les flux sans jamais les freiner.

L'augmentation de ces flux s'explique par des facteurs économiques et non économiques impliquant aussi bien les pays d'accueil que les pays d'origine notamment les inégalités de revenu et de niveau de vie (éducation, santé, insécurité) et les aménités publiques (Card et al., 2012). À l'interface de ces deux catégories de motifs, d'autres facteurs d'incitations aux migrations sont aussi à prendre en compte notamment les *réseaux sociaux*. Ils permettent d'avoir des informations sur les opportunités du pays d'accueil (meilleures conditions de travail, perspectives de salaires plus élevés) (Domingues Dos Santos et Taugourdeau, 2021), son attractivité (sécurité, respect des libertés politiques) et sur les conditions d'accès (Pereira et Van Meeteren, 2014). Tant que ces facteurs persistent, les migrations subsisteront et ceci constitue une source de préoccupation majeure en Europe (Eurobarometer, 2018) pour ses conséquences économiques et non économiques. Dans cette recherche, nous nous intéressons à ses conséquences économiques plus spécifiquement à celles relatives au marché du travail et aux finances publiques.

Ces dernières années la littérature ayant trait à ces problématiques s'est beaucoup développée et a donné lieu à plusieurs tentatives de synthèse des résultats empiriques. Par exemple, une synthèse proposée par Edo (2019) et portant sur les pays développés aboutit à la conclusion que l'impact de l'immigration sur les salaires moyens et le niveau d'emploi des travailleurs natifs est nul ou faiblement positif. Cet impact peut être négatif à court terme mais les ajustements à long terme permettent à l'économie d'accueil d'absorber le choc migratoire et de minimiser ces effets. Il trouve aussi que l'immigration réduit les salaires des travailleurs natifs du même niveau de qualification et accroît ceux des travailleurs aux caractéristiques complémentaires. Une autre étude de Gál (2019) s'intéresse aux impacts budgétaires de la crise des réfugiés sur les quatre pays européens ayant reçu le plus de migrants sur la période 2014-2016 à savoir la Suède, le Danemark, l'Allemagne et l'Autriche. Elle conclue que l'impact des réfugiés est négatif. Enfin, une analyse moins récente de Kerr et Kerr (2011) soutient le résultat sur la faiblesse des impacts aussi bien sur le marché du travail que sur le budget de l'État dans les pays d'Europe du Nord.

Cependant, ces synthèses des études empiriques ne rendent pas suffisamment compte des impacts sur le marché du travail et sur les finances publiques dans le contexte européen. Pour ce faire, il convient de tenir compte de l'hétérogénéité des migrants qui n'ont pas tous la même capacité à s'intégrer au marché du travail des économies d'accueil et par conséquent à impacter le budget de l'État. C'est le cas entre les migrants européens et les migrants non européens. De même, les réfugiés ou les conjoints de migrants ne sont souvent pas éligibles à travailler dans le pays de destination à leur arrivée contrairement aux autres groupes de migrants. Un autre facteur à intégrer dans la synthèse des études empiriques est le rôle des institutions ou des rigidités du marché du travail qui sont fortes en Europe comparé aux États-Unis. Elles peuvent par exemple prendre la forme d'un salaire minimum, d'un fort taux de syndicalisation des employés, de l'existence de conventions collectives et un système généreux de redistribution des revenus. Ces régulations sont des facteurs déterminants dans la capacité des pays européens à absorber une hausse de l'offre de travail due à l'immigration et dans la manière dont celles-ci impactent les salaires des natifs et leurs opportunités d'emploi. Un grand nombre de résultats empiriques (voir Brücker et al., 2014; Chassamboulli et al., 2022; D'Amuri et al., 2010; Edo, 2016; Esposito et al., 2020) soutient qu'au niveau européen ces impacts sont conditionnés par les institutions du marché du travail.

Ce chapitre entend faire une revue des études empiriques sur l'impact de l'immigration sur le marché du travail et les finances publiques en Europe en intégrant les facteurs susmentionnés. La littérature mobilisée date en grande partie de la dernière décennie.

### **0.3.2 Quels sont les impacts de l'immigration qualifiée et non qualifiée sur la demande de redistribution des natifs?**

Alesina et al., (2018) ont mené une étude portant sur les interactions entre l'immigration et la redistribution des revenus en Italie, en France, au Royaume Uni, en Allemagne, en Suède et aux États-Unis. À travers une approche expérimentale, leurs résultats révèlent que les natifs dans une grande majorité estiment que les immigrants profitent plus qu'il ne devraient de l'État providence et sont plus enclins d'être au chômage et faiblement qualifiés. Et ces facteurs seraient une des causes principales de la faible demande de redistribution des natifs vis-à-vis de l'État.

Ce résultat qui vient en appui de ceux de Razin and Wahba (2015) suggère que les natifs internaliseraient les caractéristiques socioéconomiques des bénéficiaires et des contribuables dans leur approche vis-à-vis de la politique de redistribution (Cavaillé and Trump, 2015; Sánchez-Pagés and Solano García, 2016). Cette situation se pose avec plus d'acuité dans un contexte européen marqué par un système de protection sociale généreux et où les impacts économiques de l'immigration sont sujets à d'importantes controverses.

À l'inverse de la littérature existante (voir Alesina et al., 2021; Moriconi et al., 2019; Murard, 2017), l'analyse de ces impacts notamment sur la demande des natifs en termes de redistribution requiert une distinction à deux niveaux. D'abord, celle entre les migrants qualifiés et les migrants non qualifiés. Car si les migrants qualifiés sont mieux à même d'intégrer le marché du travail et par conséquent d'être moins dépendant de la protection sociale, c'est moins le cas des migrants faiblement et moyennement qualifiés concentrés pour la plupart dans des emplois à faible niveau de rémunération et aux conditions de travail plus précaires (IOM, 2012). Dans ces conditions, si la demande de redistribution des natifs est susceptible de varier avec l'immigration, cet effet peut se manifester différemment selon qu'on distingue les migrants qualifiés des migrants faiblement qualifiés.

Ensuite, la seconde distinction à faire a trait aux transferts sociaux non contributifs et aux transferts sociaux contributifs. Les premiers font référence aux transferts sociaux qui sont payés

indépendamment du fait que le bénéficiaire ait ou non versé une cotisation préalable. Ils sont généralement soumis à des conditions de ressources et financés sur fonds publics. Or les transferts contributifs sont conditionnés à une cotisation préalable par le bénéficiaire à l'instar de l'assurance chômage et des pensions de retraite. Donc ils s'apparentent à une assurance privée. Cette différenciation permet de déterminer les prestations sociales auxquelles les migrants peuvent bénéficier sans une cotisation préalable. Elle est d'autant plus pertinente qu'en Europe les migrants sont majoritairement parmi les bénéficiaires de transferts non contributifs (Boeri, 2010; Conte and Mazza, 2019). De toute évidence, si les natifs perçoivent l'immigration comme une charge sociale, leur demande pour plus de redistribution pourrait être moins importante pour les services sociaux qui sont perçus comme étant principalement utilisés par les immigrants (Fox, 2012), et *vice versa*.

Cela nous amène ainsi à nous demander: quels sont les impacts de l'immigration qualifiée et faiblement qualifiée sur la demande des natifs en matière de redistribution en Europe? Ces impacts sont-ils variables selon qu'on considère les prestations sociales contributives et les prestations sociales non contributives?

### **0.3.3 Les politiques migratoires restrictives affectent-elle la taille et la composition des flux migratoires bilatéraux?**

Dans les controverses sociétales que soulève l'immigration notamment du fait de ses impacts supposés négatifs sur le marché du travail et les finances publiques, des appels à la restriction des politiques migratoires et d'asile sont monnaie courante dans la plupart des pays développés (Danewid, 2021). La montée des partis politiques anti-immigration et la réticence de partis socio-démocrates à se montrer désormais indulgent vis-à-vis de l'immigration est symptomatique du regain de popularité des politiques de durcissements des conditions d'entrées et de séjour.

Ce durcissement a commencé par exemple en Europe au début des années 70 lorsqu'une immigration temporaire de travail pour les besoins de la reconstruction d'après guerre s'est transformée en une immigration d'installation poussant les décideurs publics à adopter des mesures plus restrictives (Geddes and Scholten, 2016). Sur la période récente, ses restrictions sont souvent évoquées en période de crise ou de conjoncture économique défavorable.

Cependant, cette situation coïncide avec une concurrence accrue entre les pays développés pour attirer les “*talents*” (Czaika and Parsons, 2016; OECD, 2008) via des mesures entre autres d’exonérations fiscales, de reconnaissance des diplômes et compétences acquis à l’étranger, d’un accès immédiat à la sécurité sociale et au regroupement familial, la perspective d’une résidence permanente, la carte bleue européenne et l’autorisation de changer d’emploi sans avoir à demander un nouveau permis de travail temporaire (Czaika and Parsons, 2016). En 2017, 44% des 176 États membres de l’ONU déclaraient avoir mis en oeuvre des politiques pour attirer des immigrants hautement qualifiés (UN, 2017). Cette part a doublé par rapport à 2005 où ils n’étaient que de 22% (UN, 2013).

Donc à l’évidente volonté de restreindre les conditions d’entrées et de séjour se conjugue l’attrait d’une main-d’oeuvre hautement qualifiée (Cohen et Razin, 2008; Czaika et de Haas, 2017; de Haas and al., 2016). Or ces restrictions peuvent créer un effet de substitution spatiale en réorientant les flux migratoires vers des destinations plus accessibles. Elles peuvent aussi influencer les canaux à travers lesquels les immigrants décident d’accéder dans le pays d’accueil tout en dissuadant les migrations de retour (de Haas, 2011). À cela s’ajoute le fait qu’elles peuvent affecter le taux de rendement de l’éducation et les contraintes financières et non financières auxquelles les migrants doivent faire face pour obtenir un visa. Par conséquent elles déterminent la décision migratoire et par ricochet la taille et la composition des flux migratoires (Bianchi, 2013).

Si l’évaluation des impacts de ces restrictions sur les flux migratoires a fait l’objet de certaines contributions empiriques dans la littérature (par exemple Czaika and de Haas, 2017; Ortega and Peri, 2013; Helbling et Leblang, 2019), celles relatives à la composition en compétence des flux migratoires se font rares du fait notamment de l’indisponibilité de données récentes sur les flux migratoires bilatéraux par niveau de qualification. À notre connaissance, à part Belletini et Ceroni (2007), Bianchi (2013) et Canto and Udwardia (1986) qui ont analysé théoriquement cette problématique, Chen (2015) est le premier à analyser empiriquement cette problématique dans le cadre des migrations chinoises vers les États Unis. En utilisant la méthode des doubles différences (DID), Chen trouve que les restrictions imposées par le gouvernement Américain en 1882 via le *Chinese Exclusion Act* a entraîné une baisse une baisse en compétence de l’immigration chinoise.

Dans cette situation, il apparaît important d'analyser et d'évaluer l'impact des politiques de restrictions internes et externes sur la taille et la composition des flux migratoires d'une part et celui des restrictions portant sur la politique de regroupement familial, de la migration du travail et de la demande d'asile.

#### **0.4 Structure de la thèse**

Cette thèse empirique s'articule autour de trois essais ou chapitres.

- Le premier essai est une revue de la littérature sur les impacts de l'immigration sur le marché du travail et sur le budget de l'État en Europe. Pour ce faire, nous avons exploité 83 articles dont 43 pour les impacts sur le marché du travail et 40 pour l'impact budgétaire. Ces articles datent majoritairement de la dernière décennie. Le chapitre est subdivisé en deux grandes parties.

La première section traite de l'impact sur le marché du travail. Elle consiste d'abord à discuter des mécanismes théoriques à travers lesquels l'immigration affecte les salaires et l'emploi des natifs. Ensuite, nous faisons un bilan des études empiriques sur l'impact des migrants et des réfugiés et nous analysons comment les institutions du marché du travail conditionnent ces résultats. La deuxième section examine d'abord les différentes approches méthodologiques utilisées dans la littérature pour évaluer l'impact budgétaire de l'immigration. Ensuite, nous faisons un état des lieux des études empiriques en distinguant l'impact des migrations non européennes, des migrations européennes et des réfugiés et des demandeurs d'asile.

- Le deuxième essai évalue les impacts de l'immigration qualifiée et non qualifiée sur la demande des natifs en termes de redistribution. Il couvre 13 pays européens à savoir l'Allemagne, le Danemark, la France, la Finlande, Hongrie, la République tchèque, la Lettonie, la Norvège, la Slovaquie, la Slovénie, l'Espagne, la Suède et le Royaume Uni; et porte sur les années 2006 et 2016. Le choix des pays et des années est dicté par la disponibilité des données. Suivant Steele et Breznau (2019), nous définissons la demande pour la redistribution comme le souhait des natifs pour une intervention de l'État afin de réduire les inégalités. C'est donc une attitude qui favorise les politiques publiques redistributives. Nous la mesurons à travers six indicateurs qui captent les attitudes des natifs vis-à-vis des dépenses publiques de santé, de



logement, de retraite, de chômage, de soutien à la création d'emplois et de réduction des inégalités de revenu. À la différence de la littérature existante, nous subdivisons ces six indicateurs en prestations sociales contributives (chômage et retraite) et en prestations sociales non contributives (santé, logement, soutien à la création d'emplois et inégalité de revenu). À notre connaissance, ce travail est le premier à faire cette distinction qui permet de dissocier les prestations sociales auxquelles les migrants ne peuvent bénéficier sans une contribution préalable de celles qui n'en requièrent pas et qui sont donc soumises à des conditions de revenu et entièrement financées sur fonds publics. Pour calculer la proportion de migrants qualifiés et faiblement qualifiés qui sont nos principales variables explicatives, nous utilisons la base de données DIOC de l'OCDE. Être un migrant qualifié signifie avoir validé au moins une année d'enseignement supérieur selon la *Classification Internationale Type de l'Éducation* (CITE). Dans le cas contraire, le migrant est considéré comme faiblement qualifié.

Ainsi dans un premier temps, nous regressons à l'aide d'un modèle logistique multiniveaux la demande des natifs pour la redistribution sur la proportion de migrants qualifiés et non qualifiés et un ensemble de variables de contrôle en 2016. En second lieu, nous procédons à des tests d'hétérogénéité à l'aide de variables d'interaction pour voir si les impacts de l'immigration sur la demande de redistribution sont variables en fonction du niveau de qualification des natifs, de leur statut sur le marché du travail (retraité, chômeur ou en activité) ou de leur idéologie politique (vote pour les partis de gauche ou de droite). En troisième lieu, nous menons des tests de robustesses en recalculant la proportion de migrants qualifiés et faiblement qualifiés en ne considérant que les migrants nés en dehors des pays d'Europe. En outre, nous combinons les données de 2016 à celles de 2006 pour estimer un modèle "*Two-way fixed effects*". Ceci réduit le nombre de pays à neuf du fait des limites des données disponibles.

- Le troisième essai évalue l'effet de taille et de composition des politiques migratoires restrictives dans 20 pays développés de l'OCDE et pour 195 pays d'origine en utilisant des données quinquennales sur la période 1990-2010. Ces choix sont dictés par la disponibilité des données. L'indice de politique restrictive est notre principale variable explicative. Il est extrait de la base de données IMPIC (Immigration Policies in Comparison) développée par Helbling and al., (2017). Cette base a l'avantage de dissocier les restrictions externes et les restrictions

internes, ainsi que les restrictions liées au regroupement familial, à la migration du travail et à la politique d’asile sur un ensemble de 33 pays de l’OCDE sur la période 1980-2010.

Nous utilisons les flux migratoires bilatéraux comme proxy de la taille de l’immigration et les données sont issues de Abel and Cohen (2019). Nous mesurons la composition en qualification des flux migratoires par le ratio entre les flux de migrants qualifiés et les flux de migrants faiblement qualifiés. Nous codons cette variable 1 si le ratio est supérieur ou égal à 1 (sélection positive des migrants) et 0 sinon. Les données sont issues de IAB (*Institute for Employment Research*). Par la suite, nous régressons les variables précitées sur l’indice de restrictions et un ensemble de variables de contrôle notamment les PIB par tête du pays de destination et d’origine, la taille de la population du pays de destination et d’origine, les variables de gravité (la distance, la contiguïté, l’existence d’une relation coloniale entre pays et le partage d’une langue commune) et des effets fixes.

Nous estimons l’effet de taille des politiques restrictives par la méthode Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML) et par l’approche des variables instrumentales. Tandis qu’un modèle probit appliqué à la méthode “*joint modeling approach*” de Skrondal et Rabe-Hesketh (2014) est utilisé pour évaluer l’effet de composition. Ensuite, dans les deux cas, nous désagrégeons l’indice de restriction entre restrictions internes et restrictions externes d’une part, et entre restrictions liées au regroupement familial, à la migration du travail et à la demande d’asile d’autre part. En troisième lieu nous menons des tests d’hétérogénéité et de robustesse pour vérifier si les impacts des politiques de restrictions varient selon le niveau de développement du pays d’origine du migrant et le type de politique migratoire du pays d’accueil (système d’immigration à points ou non). Enfin nous testons l’hypothèse d’un effet de seuil des restrictions sur la composition en termes de qualification des flux migratoires.

## **0.5 Principaux résultats**

Cette section présente successivement les principaux résultats obtenus pour les chapitres 1, 2 et 3.

### **- Chapitre 1**

Il ressort de la revue de la littérature que l’immigration accroît faiblement les salaires des natifs. Quant aux impacts sur l’emploi, ils sont souvent nuls ou faiblement négatifs surtout chez les

natifs faiblement qualifiés notamment à cause des ajustements de ces derniers suite à un choc migratoire (spécialisation vers des tâches plus complexes ou migration interne). Cependant, ces résultats sont très dépendants du degré de flexibilité du marché du travail. En effet, les impacts sur l'emploi sont d'autant plus élevés que les institutions du marché du travail et les salaires sont rigides. Pour les réfugiés, la littérature y afférente se focalise surtout sur des épisodes migratoires historiques (retour des pieds noirs en France, les réfugiés de la guerre des balkans et du Printemps Arabe, chute du mur de Berlin) et par conséquent demeure très peu développée. D'une manière générale, elle aboutit à des effets négatifs sur les salaires et l'emploi mais uniquement à court terme car le caractère soudain et temporaire de ces chocs fait qu'ils se dissipent avec le temps.

Pour ce qui concerne l'impact budgétaire de l'immigration, les études empiriques indiquent que les migrants européens ont une contribution nette budgétaire positive tandis que celle des migrants non européens est fortement dépendante de la méthodologie utilisée mais elle reste globalement faible. À l'inverse, la contribution nette des réfugiés et des demandeurs d'asile est négative du fait notamment des restrictions d'accès au marché du travail dont ils sont l'objet et par conséquent leur faible intégration économique. En général, dans la plupart des pays européens, le déficit que les migrants peuvent engendrer ne menace pas la soutenabilité du système de protection sociale et leur contribution fiscale nette s'améliore avec l'âge jusqu'à la retraite et avec le nombre d'années de séjour. Enfin, bien que l'immigration réduise le ratio de dépendance démographique, elle s'avère insuffisante pour compenser les dépenses publiques liées au vieillissement de la population européenne (pension, santé, etc.).

## **- Chapitre 2**

Nos résultats révèlent l'absence d'effet direct robuste de l'immigration qualifiée et faiblement qualifiée sur le soutien des natifs pour plus de redistribution en Europe. En revanche, nous constatons que les effets de l'immigration sont principalement liés au marché du travail. Ainsi, les natifs sont favorables à plus de prestations sociales non contributives lorsque la proportion de migrants augmente. En d'autres termes, plus la concurrence est forte sur le marché du travail en raison d'une augmentation de la proportion de migrants qualifiés ou faiblement qualifiés, plus les natifs du même niveau de qualification considèrent qu'il est de la responsabilité du gouvernement de fournir des emplois à tous ceux qui en veulent un et de réduire les inégalités de revenu. Ces résultats soutiennent l'hypothèse de compensation selon laquelle l'exposition à

l'immigration incite les natifs du même niveau de qualification à favoriser plus de redistribution.

Nous trouvons aussi que les natifs qui votent pour des partis de gauche sont plus susceptibles de favoriser la redistribution en particulier lorsque les immigrés sont qualifiés. Enfin, le fait d'être au chômage et à la retraite n'a pas d'effets robustes sur la demande de redistribution. Ce qui tend à confirmer l'hypothèse de la compensation car les retraités et les chômeurs ne sont pas en activité et ils sont donc moins en concurrence avec les immigrés sur le marché du travail. En outre, les prestations qu'ils reçoivent sont généralement de nature contributive (assurance chômage et pensions de retraite).

### **- Chapitre 3**

Nos analyses montrent un effet négatif et statistiquement significatif des politiques migratoires restrictives sur les flux migratoires bilatéraux. Ce résultat tient aussi bien pour les restrictions internes et externes que pour les restrictions liées au regroupement familial, à la migration du travail et à la demande d'asile. Ces résultats sont robustes à l'introduction d'effets fixes. En termes d'hétérogénéité, on trouve que l'effet négatif des restrictions est plus prononcé pour les flux migratoires en provenance des pays en développement comparés à ceux des pays développés. Nous constatons aussi que les restrictions ne réduisent les flux migratoires bilatéraux que dans les pays de l'OCDE n'ayant pas un système d'immigration par points. Lorsque nous excluons les États-Unis de cet échantillon de pays compte tenu de la particularité de son système migratoire basé principalement sur le regroupement familial et les quotas de visa, cet effet négatif devient plus important. Enfin, les résultats démontrent un effet positif du PIB par tête du pays de destination et d'origine et de la taille de la population du pays d'origine. Tandis que la taille de la population du pays de destination est négativement liée aux flux bilatéraux.

En ce qui concerne l'effet de composition, les estimations montrent que les restrictions accroissent la probabilité d'une immigration qualifiée venant uniquement des pays en développement. Il existe aussi une relation non linéaire sous forme de U inversé entre les restrictions et l'immigration. Ainsi, de faibles restrictions favorisent l'immigration qualifiée, mais de fortes restrictions ont tendance à les décourager. En outre, les restrictions externes liées entre autres à l'existence de quotas, d'exigences financières, de frais de dossier ou d'aptitude linguistique ne favorisent pas une immigration qualifiée. Tandis que les restrictions internes

liées à la durée de validité et de renouvellement des permis de travail, au retrait du permis de travail après la perte d'un emploi, la perte du statut de réfugié après la cessation des risques ayant causés le départ de son pays d'origine, au passage d'un permis de séjour temporaire à un statut de résident permanent stimule une immigration de plus en plus qualifiée.



**Chapter 1: Impacts de l'immigration sur le marché  
du travail et les finances publiques en  
Europe: Une revue de la littérature récente**

## 1.1 Introduction

À la sortie de la Seconde Guerre mondiale, la période de forte croissance économique et le manque de main-d'œuvre pour les besoins de la reconstruction dans le secteur agricole, industrielle et minière ont fait de l'Europe une région d'immigration avec des migrants venant principalement des pays du Sud, d'Afrique du Nord et de l'Europe du Sud (Blanc-Chaléard, 2001; De Wenden, 2017; Schiff, 1999). Avec la survenue de différentes crises (chocs pétroliers, crise financière de 2007, etc.) au cours de ces dernières décennies, la demande de travailleurs migrants a baissé mais pas l'offre. Dans un contexte d'incertitudes économiques accrues et de hausse du chômage, l'immigration a fini par être considéré comme un fardeau en Europe. L'institut de sondage IPSOS (2017) révèle par ses enquêtes régulières que la perception de l'immigration en termes de fardeau économique gagne du terrain. Par conséquent, des voix de plus en plus nombreuses s'y opposent (IOM, 2015).

Cette situation a donné lieu à d'importantes analyses scientifiques sur les conséquences économiques de l'immigration dans les pays de destination. Bien qu'une grande partie de cette littérature traite du cas des États-Unis (voir Borjas, 2017; Borjas et al., 1997; Borjas et Cassidy, 2019; Card, 2005, 2009; Ottaviano et Peri, 2012), celle relative aux pays d'Europe s'est beaucoup développée sur ces deux dernières décennies (voir Angrist et Kugler, 2003; d'Albis et al., 2016; Domingues Dos Santos et Wolff, 2010; Dustmann et al., 2010; Edo, 2016; Fiorio et al., 2022; Foged et Peri, 2016). Ce chapitre procède à une revue de la littérature dédiée à l'estimation et à l'évaluation des impacts de l'immigration sur les salaires, l'emploi des natifs et le budget des États. Dans un contexte où l'immigration est devenue l'une des préoccupations majeures en Europe (Eurobarometer, 2018b), cette revue contribue à une meilleure compréhension de ses enjeux.

On dispose déjà des revues de littérature récentes sur ce sujet (voir Edo, 2019; Kerr et Kerr, 2011). Mais ces synthèses soit ne se limitent pas à l'Europe et donc couvrent l'ensemble des pays développés (États-Unis, Australie, Canada, pays européens), soit elles ne sont pas récentes pour rendre suffisamment compte de l'impact de l'immigration sur la dernière décennie. Et surtout, elles ne ciblent pas spécifiquement les distinctions qui serviront ultérieurement (chapitres 2 et 3) pour l'analyse fine des impacts de l'immigration qualifiée et faiblement qualifiée sur la demande de redistribution des natifs et sur l'effet de taille et de composition des politiques migratoires restrictives. La revue de littérature que nous proposons de produire



ici se focalise sur l'Europe et est axée sur les impacts de l'immigration sur le marché du travail et les finances publiques d'une part, et sur la distinction à faire entre les migrations européennes, les migrations non européennes et les réfugiés et demandeurs d'asile d'autre part. Cette lecture se justifie pour nous par le fait que, concernant l'Europe au moins, ces catégories de migranys n'ont pas la même capacité à s'intégrer économiquement dans le pays de d'accueil et les motifs de départ ne sont souvent pas les mêmes. Si les migrations européennes sont essentiellement une migration de travail, celles des réfugiés et des demandeurs d'asile sont dictées par des causes non économiques (instabilité politique, guerre civile, catastrophe naturelle, etc.). Or ces facteurs sont susceptible de conditionner leurs insertions sur le marché du travail et par conséquent leur impact budgétaire (Ruist, 2015).

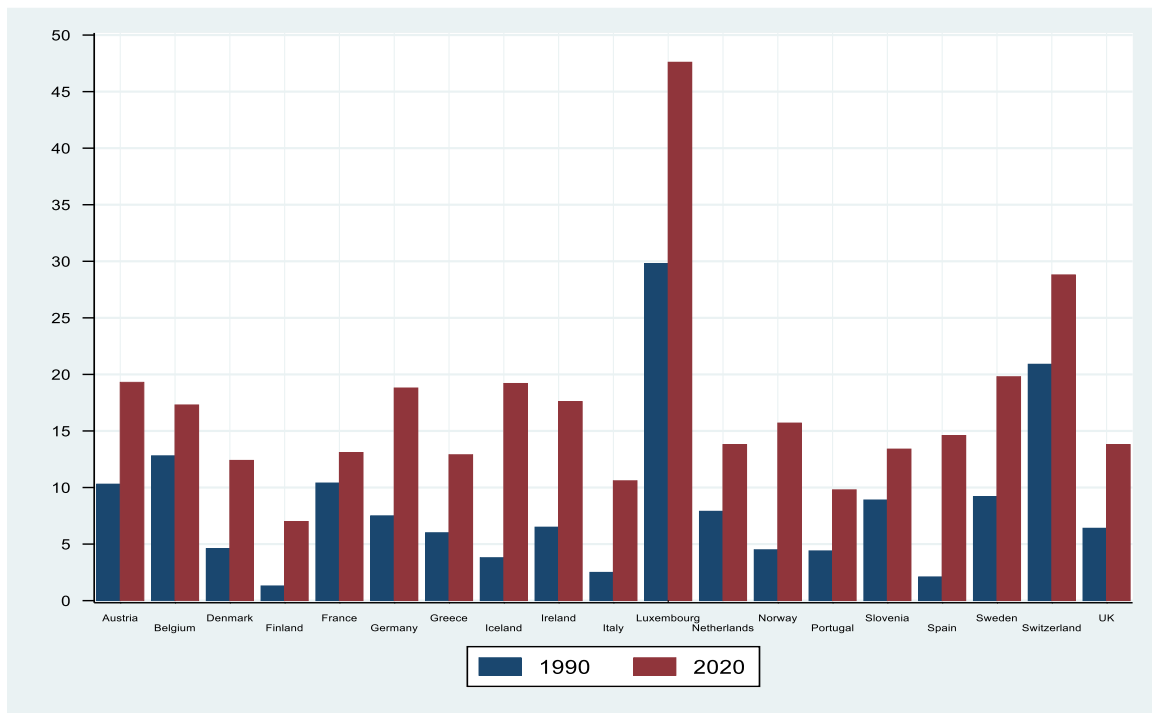
En atteste les résultats récents de Akgüç et Welter-Médée (2021) qui suggèrent qu'en Europe le motif de migration économique et le fait d'avoir un emploi à l'arrivée sont associés à des salaires élevés, tandis que les migrants familiaux et les réfugiés sont plus susceptibles d'obtenir des salaires faibles. En outre, ces résultats sont très dépendants de l'origine géographique des migrants<sup>6</sup>. D'où la nécessité de faire cette distinction afin de mieux appréhender les implications sur le marché du travail et les finances publiques. En outre, nous mobilisons une littérature très récente afin de mieux rendre compte de l'évolution des résultats de la recherche sur la dernière décennie.

En 2020, près de 87 millions de migrants vivaient en Europe soit 11.6% en proportion de la population européenne. Par rapport à 2010, ceci représente une augmentation de près de 16 millions, soit 23% de la population immigrée en Europe. Au niveau des pays, l'immigration a fortement augmenté sur la période 1990-2020 comme le montre le **graphique 1.1**. En pourcentage de la population, elle a plus que triplé en Espagne où elle est passée de 2.1 à 14.6%, de 3.8 à 19.2% en Islande, de 2.5 à 10.6% en Italie et de 4.5 à 15.7% en Norvège. Le **graphique 1.2** indique que l'Allemagne, le Royaume-Uni, l'Espagne et l'Italie ont reçu le plus de migrants internationaux sur la période.

---

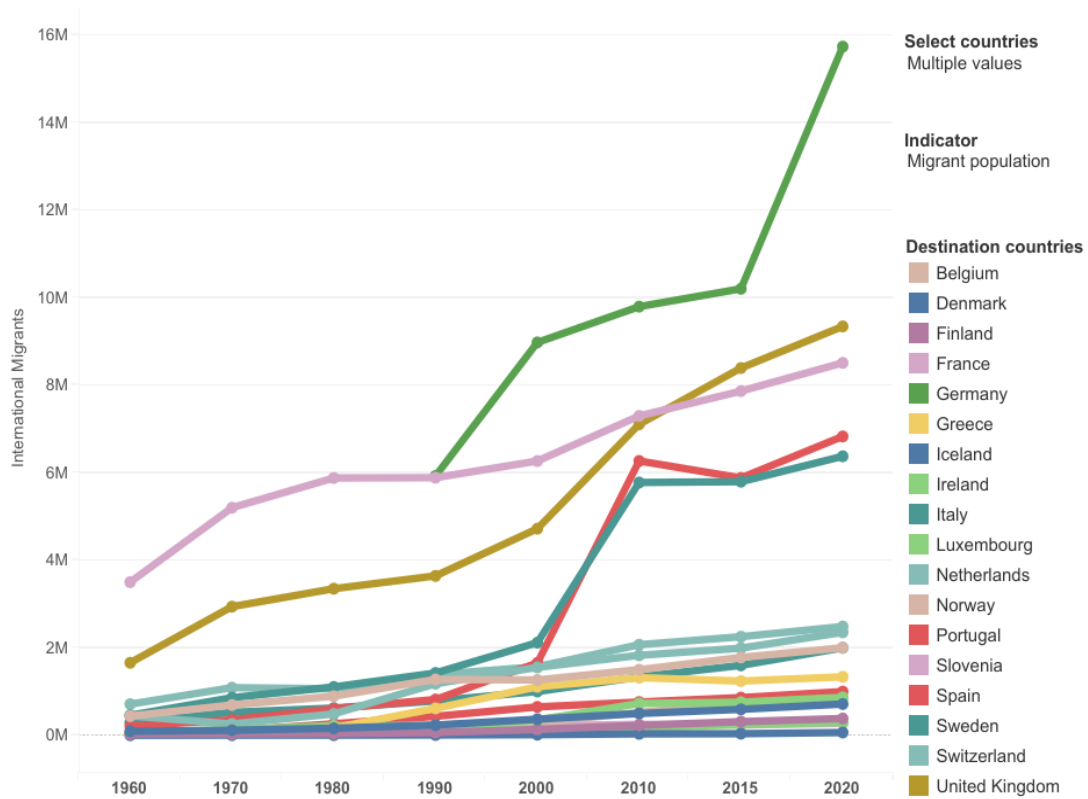
<sup>6</sup> L'article utilise les données récentes sur de l'Enquête Européenne sur les Forces de Travail (EU-LFS) et compare quatre motifs de migration: économique, éducatif, familial et la protection internationale. L'étude porte sur les pays de l'UE-15 et considère les migrants de tous les origines (Asie, Afrique du Nord, Moyen-Orient, Amérique, Australie, Océanie et les autres pays d'Europe).

Graphique 1.1: Stock de migrants internationaux exprimé en pourcentage de la population totale en 1990 et 2020



Source: Auteur avec les données de United Nations Department of Economics and Social Affairs (UN DESA). Les pays considérés sont ceux de l'Union Européenne à quinze membres (UE-15) plus la Norvège, la Suisse, l'Islande et la Slovénie.

Graphique 1.2: Evolution du nombre de migrants internationaux dans 18 pays européens, 1960-2020



Source: Migration Policy Institute (MPI)

<https://www.migrationpolicy.org/programs/data-hub/charts/international-migrants-country-destination-1960-2020>

L'augmentation des flux (et in fine du stock et de la proportion) s'est accompagnée en Europe d'une montée des préoccupations de la part des natifs concernant les effets des migrations sur le marché du travail (emploi, salaire) et sur les finances publiques (impact budgétaire, fiscal). Une des craintes souvent exprimées par les adversaires de politiques migratoires "libérales" (non restrictives, voire incitative) est qu'en accroissant la concurrence sur le marché du travail, l'immigration exercerait une pression à la baisse des salaires et/ou à la perte d'emploi des natifs (Dustmann et al., 2008). Quoiqu'il en soit du sens et de la force de cet effet, l'on doit toutefois considérer avec Angrist et Kugler (2003) et Grossman (1982) qu'il est très dépendant du degré de rigidité du marché du travail.

En ce qui concerne les finances publiques, la controverse a trait aux coûts associés à la présence des immigrés souvent au centre des débats sociétaux récents dans les économies d'accueil (Chojnicki et al., 2018). À titre illustratif, un sondage réalisé par l'institut Ipsos en 2017 dans 25 pays développés révèle que 49% des répondants estiment que l'immigration constitue un "fardeau fiscal" pour leur pays. Ils sont 51% à être d'accord avec cette affirmation en Allemagne, 55% en France, 56% en Suède, 58% au Royaume-Uni et 61% en Italie. Ces perceptions se manifestent dans un contexte marqué par un vieillissement rapide la population en Europe (United Nations, 2022).

L'objet de ce chapitre est double. Il s'agit d'abord de faire un bilan des études empiriques qui se sont consacrées à tester les impacts de l'immigration sur les salaires et l'emploi en Europe en distinguant les migrants et les réfugiés; avant d'analyser comment le degré de flexibilité du marché du travail conditionne ces effets. Ensuite, nous discutons des différentes approches utilisées dans la littérature pour évaluer l'impact budgétaire de l'immigration avant de faire un état des lieux de la littérature empirique sur la question en distinguant les migrants non européens, les migrants européens et les réfugiés et demandeurs d'asile. Dans les deux cas, nous mobilisons une littérature récente.

Pour ce faire, nous avons exploité plus de 83 articles empiriques récents dont 43 pour les impacts sur le marché du travail et 40 pour l'impact budgétaire des réfugiés et des demandeurs d'asile. Les articles exploités datent en majorité de la dernière décennie.

Les résultats révèlent que l'immigration accroît faiblement les salaires des natifs. Quant aux impacts sur l'emploi, ils sont soit nuls, soit faiblement négatifs surtout pour les natifs faiblement qualifiés notamment à cause des ajustements de ces derniers suite à un choc

migratoire (spécialisation vers des tâches plus complexes ou migration interne). Cependant ces résultats sont très dépendants du degré de flexibilité du marché du travail. Les impacts sur l'emploi sont d'autant plus élevés que les institutions du marché du travail et les salaires sont rigides. Pour les réfugiés, la littérature y afférente traite surtout des épisodes migratoires historiques (retour des pieds noirs en France, les réfugiés de la guerre des balkans et du Printemps Arabe, chute du mur de Berlin) mais demeure très peu développée. D'une manière générale, elle aboutit à des effets négatifs sur les salaires et l'emploi des natifs mais uniquement à court terme car le caractère soudain et temporaire de ces chocs fait qu'ils se dissipent avec le temps.

Concernant l'impact budgétaire, les études empiriques tendent à indiquer que l'impact budgétaire des migrations européennes est positif; tandis que celui des migrants non européens est fortement dépendant de la méthodologie utilisée mais reste globalement faible. À l'inverse, l'impact des réfugiés et des demandeurs d'asile est négatif du fait notamment des restrictions d'accès au marché du travail dont ils sont l'objet et par conséquent de leur faible intégration économique. En général, dans la plupart des pays européens, le déficit que les migrants peuvent engendrer ne menace pas la soutenabilité du système de protection sociale et leur contribution fiscale nette s'améliore avec l'âge jusqu'à la retraite et avec le nombre d'années de séjour. Enfin, bien que l'immigration réduise le ratio de dépendance démographique, elle s'avère insuffisante pour compenser les dépenses publiques liées au vieillissement de la population européenne (pension, santé, etc.).

La suite de ce chapitre s'articule de la manière qui suit. La prochaine section fait une revue de la littérature sur les impacts de l'immigration sur le marché du travail. D'abord, il s'agit de faire une analyse des mécanismes théoriques à travers lesquels l'immigration impacte les salaires et les opportunités d'emploi des natifs. Ensuite nous faisons une revue des études empiriques en distinguant l'impact des migrants de celui des réfugiés et le rôle des institutions du marché du travail. La deuxième section fait une revue des études empiriques sur l'impact budgétaire de l'immigration. En premier lieu, elle consiste à discuter des approches méthodologiques utilisées pour évaluer l'impact fiscal de l'immigration. En second lieu, nous présentons les résultats des études empiriques en dissociant l'impact des migrations non européennes, des migrations intra-européennes et des réfugiés et des demandeurs d'asile. La troisième section est consacrée à la conclusion.

## **1.2 L'impact de l'immigration sur le marché du travail**

Sur les débats relatifs à l'immigration, la question de savoir si les immigrants prennent les emplois des non-immigrés et entraînent une baisse de leurs salaires du fait d'une concurrence accrue sur le marché du travail est l'une des plus controversées et les plus fréquemment discutées. Avant d'analyser l'état de la littérature empirique sur cette question, nous allons étudier en premier lieu les mécanismes théoriques qui sous-tendent les effets de l'immigration sur le marché du travail.

### **1.2.1 Mécanismes théoriques**

L'analyse des effets de l'immigration sur le marché du travail des pays d'accueil se fait souvent à travers un modèle de demande de travail où le niveau des salaires d'équilibre est déterminé par la confrontation de l'offre et de la demande de travail et avec une fonction de production à rendements constants (voir Altonji et Card, 2001; Angrist et Kugler, 2003; Borjas, 1999; Card et DiNardo, 2000; Faini, 1996; Ottaviano et Peri, 2008). Deux facteurs de production sont identifiés à savoir le capital détenu par les non-immigrés et le travail constitué des travailleurs immigrants et des non-immigrés ou natifs.

Ainsi l'immigration est appréhendée comme un choc exogène d'offre de travail<sup>7</sup> qui vient accroître la concurrence avec les travailleurs natifs. Dans ces conditions, si l'on considère que le capital et le travail sont complémentaires et que les travailleurs immigrants et les natifs sont parfaitement substituables, l'immigration entraîne une hausse du chômage dans le pays d'accueil à condition que l'offre de travail soit élastique<sup>8</sup>, et que l'offre de capital et la demande de travail soient fixes. Car dans ce contexte, soit les non-immigrés préfèrent être au chômage en refusant de travailler au nouveau salaire d'équilibre plus bas que celui d'avant immigration, soit les immigrants ne trouvent pas d'emplois. Quant aux détenteurs du capital, ils bénéficient de l'immigration du fait de la complémentarité avec le facteur travail.

À l'inverse, dans l'hypothèse où le capital est parfaitement élastique notamment à long

---

<sup>7</sup> Même si l'immigration (notamment économique) en réalité est plus un phénomène continu, prévisible et qui dure dans le temps (Ottaviano and Péri, 2008).

<sup>8</sup> Selon Dustmann et al., (2008), une offre de travail élastique suppose que les employés refusent de travailler lorsque le niveau de salaires est faible et par conséquent préfèrent rester au chômage. En revanche, une offre de travail inélastique signifie que les employés offrent du travail quelque soit le niveau des salaires.

terme<sup>9</sup>, l'immigration aura pour effet d'accroître la production sans pour autant affecter négativement les salaires et le niveau de l'emploi. En effet, l'ajustement à long terme de l'offre de capital permet d'absorber le supplément de main-d'œuvre lié à l'immigration en augmentant la demande de travail des entreprises. Cet afflux de capital en réponse à l'immigration peut soit provenir de l'économie domestique soit de l'étranger ou bien encore des immigrés eux-mêmes (Borjas, 1999). Au-delà de l'ajustement de capital, des salaires ou de l'emploi, la hausse du chômage peut être la conséquence de l'impossibilité soit des nouveaux immigrés à trouver un emploi dès leur arrivée, soit des employeurs à trouver un travailleur adapté au poste de travail qu'ils désirent pourvoir (Domingues Dos Dantos, 2006). D'où l'existence d'un chômage à court terme dû à l'immigration.

Ces mécanismes théoriques supposent une homogénéité de la main-d'œuvre. Cependant, il est difficile de ne pas tenir compte de l'hétérogénéité des immigrés pour évaluer les impacts de l'immigration sur le marché du travail. Les immigrés à l'instar des non-immigrés sont constitués de travailleurs qualifiés, moyennement qualifiés et faiblement qualifiés. Dans les modèles standards faisant cette distinction, trois facteurs de production sont considérés au lieu de deux à savoir le travail qualifié, le travail non qualifié et le capital.

Griliches (1969), Johnson (1970) et Welch (1970) sont parmi les premiers auteurs à faire cette distinction en appréhendant le niveau de qualification par le niveau d'éducation atteint. Une littérature plus récente (voir Adjei et al., 2021; Borjas et al., 2008; Ortega et Verdugo, 2014; Ottaviano et Peri, 2012) considère le nombre d'années d'expérience professionnelle et le niveau d'éducation ou le type d'occupation (Orrenius et Zavodny, 2007) comme une mesure du niveau de qualification.

Cette différenciation de la main-d'œuvre amène à reconsidérer ou à redéfinir le degré de substituabilité ou de complémentarité entre les immigrants, les natifs et le capital d'une part, et au sein d'un même niveau de qualification d'autre part. Ceci est d'autant plus évident que la nature et l'ampleur des impacts de l'immigration sur les salaires et l'emploi, tant sur le plan théorique qu'empirique, tiennent aux hypothèses ou à l'évaluation de la proportion dans laquelle les immigrants peuvent se substituer aux natifs ou présentent les mêmes caractéristiques que les leurs (Borjas et al., 2008; Dustmann et al., 2005).

---

<sup>9</sup> Le capital s'ajuste parfaitement à l'immigration à long terme.

Supposons que les immigrants et les natifs soient parfaitement substituables au sein d'un même groupe de qualification. En outre, le capital est complémentaire avec la main-d'œuvre qualifiée et substituable avec la main-d'œuvre faiblement qualifiée. Dans ces conditions, les impacts de l'immigration sur les salaires et l'emploi vont dépendre de la composition en termes de qualification des flux migratoires (Borjas, 1999, 2013). Si les nouveaux immigrants sont majoritairement peu qualifiés, ceci rend la main-d'œuvre faiblement qualifiée relativement plus abondante, mais aussi modifie la structure des qualifications dans l'économie d'accueil. Ainsi, les salaires des travailleurs faiblement qualifiés diminuent du fait d'une concurrence accrue sur le marché du travail et en fonction de l'élasticité de la demande de travail faiblement qualifiée. Ce qui entraîne une hausse du chômage lorsqu'il refuse de travailler au nouveau salaire d'équilibre relativement plus bas.

Toutefois, ces effets de court terme peuvent être amoindri à long terme par un ajustement du capital à l'immigration à long terme. En outre, les travailleurs qualifiés bénéficient d'une hausse de salaire du fait de la complémentarité avec la main-d'œuvre faiblement qualifiée. D'où l'absence d'effets de l'immigration sur le salaire moyen.

Au-delà du capital, l'ajustement peut prendre la forme d'une migration interne soit des natifs vers des secteurs d'activité au niveau de salaires plus élevés, soit des entreprises vers des marchés ou zone géographiques au niveau de salaires faibles. Ce dernier type d'ajustement est rarement mis en œuvre dans la littérature empirique parce que plus difficile à observer.

À l'opposé, si la composition en compétences des flux migratoires n'est pas différente de celle des natifs, l'immigration n'aura aucun effet sur les rémunérations. Car l'ajustement du capital se fait de sorte que la productivité marginale du capital ou du travail reste constante et par conséquent les niveaux de rémunérations (Dustmann et al., 2013). Dans le cas où l'offre de capital est inélastique, l'immigration en réduisant le niveau du capital physique par tête affecte négativement la productivité du travail et par conséquent les salaires (Edo et al., 2018) quelle que soit la structure des qualifications des flux d'immigration.

En outre, à niveau d'éducation et d'expérience équivalent, les immigrants peuvent être imparfaitement substituables aux natifs (D'Amuri et al., 2010; Ottaviano et Péri, 2012) notamment du fait de leur impossibilité d'accéder à certains emplois, de la non-reconnaissance des compétences ou diplômes acquis dans le pays d'origine ou d'un manque de maîtrise de la langue de travail. Dans ces conditions, les immigrants ont plus de chance d'intégrer le marché



du travail à l'arrivée soit en occupant des métiers manuels ou des emplois qui requièrent moins de compétences linguistiques, soit via des secteurs d'activité à forte concentration d'anciens immigrés et à faible niveau de productivité (Domingues Dos Santos et Taugourdeau, 2021). Ce qui les rend plus substituables à ces derniers qui peuvent subir à leur tour une baisse de salaire<sup>10</sup>; et plus complémentaires vis-à-vis des natifs qui sont donc moins touchés par l'immigration. Cette complémentarité entre migrants et natifs peut prendre la forme d'une réallocation des travailleurs natifs vers des emplois plus qualifiés (comparés à ceux occupés par les nouveaux immigrés) ou vers ceux qui requièrent plus de connaissance de la langue de l'économie d'accueil. D'où un faible effet de l'immigration sur les salaires des natifs.

Toutefois, dans un contexte de forte rigidité du marché du travail comme c'est le cas de la plupart des pays européens (salaire minimum, forte représentation syndicale, coût de licenciement élevé, etc.), cette mobilité professionnelle s'opère difficilement. Le caractère plus ou moins rigide des salaires relativement à celui des États-Unis entraîne des capacités d'ajustements plus ou moins limitées suite à un choc migratoire. De ce fait, les ajustements se font souvent du côté de l'emploi et moins sur les salaires (Longhi et al., 2010; Somerville et Sumption, 2009).

Un autre canal par lequel les flux migratoires affectent les immigrés déjà installés dans le pays a trait à la distribution géographique et sectorielle des migrants à travers le pays d'accueil qui est fortement influencée par les réseaux migratoires existants ou les flux antérieurs d'immigration (Domingues Dos Santos et Taugourdeau, 2021; Massey, 1986; Zimmermann, 1995). Ces derniers jouent un rôle important dans la décision de migrer en ce sens qu'ils permettent d'avoir des informations sur les opportunités du pays d'accueil, sur les perspectives de salaires et d'emploi et les conditions d'accès et de séjour. Par conséquent, ils permettent de réduire les coûts et risques migratoires (Chort, 2013; Pereira et Van Meeteren, 2014). Ils constituent une source d'informations utiles sur la situation du marché du travail. Partant, la recherche d'emploi par le migrant, une fois installé dans le pays d'accueil s'effectue plus facilement dans les secteurs où sont installés les anciens migrants. Cette hausse de l'offre de travail peut avoir des effets sur la structure des salaires et des emplois d'anciens immigrés

---

<sup>10</sup> Chiswick (1978) a démontré qu'aux États-Unis cette inégalité de salaire chez les hommes entre immigrant et autochtone a tendance à disparaître au bout de 10 ou 15 ans du fait des expériences acquises sur le marché du travail et de l'apprentissage progressif de la langue.

surtout dans les emplois précaires ou dans les secteurs d'activité à forte flexibilité.

D'autres mécanismes d'ajustements ont été mis en évidence dans la littérature et pouvant expliquer l'absence ou l'effet faible de l'immigration sur le marché du travail. Dans ces cas, l'économie est supposée produire plus d'un seul bien avec des intensités factorielles différentes. Du point de vue théorique, Rybczynski (1955) est l'un des précurseurs de ces approches. Ainsi, lorsque l'immigration accroît l'offre de travail qualifiée, l'absorption de cette main-d'œuvre supplémentaire sans modification de la structure des salaires et de l'emploi des natifs supposent une extension de la production du bien intensif en facteur de production le plus abondant et la réduction de la production des autres biens. À court terme, si les salaires des natifs du même niveau de qualification baissent, la hausse de la production en augmentant la demande de travail permet à long terme aux salaires de retrouver leur niveau d'équilibre. Ceci nécessite une ouverture commerciale de l'économie afin que les changements dans la structure de production puissent être absorbés via les exportations et les importations (Hanson et Slaughter, 2002).

D'autres modèles (Acemoglu, 1998; Beaudry et Green, 2003; Lewis, 2011; 2003) reposent sur l'hypothèse d'une technologie de production endogène. Dans ce contexte, la hausse de l'immigration peut ne pas avoir d'effet sur les salaires si les industries s'ajustent en adoptant une technologie de production intensive en facteur de production le plus abondant. Ce qui permet d'absorber le supplément de main-d'œuvre issu de l'immigration.

Hormis la technologie de production, l'ajustement à la suite d'un choc migratoire peut émaner des autochtones. En effet si ces derniers estiment être affecter négativement par l'immigration par exemple au niveau régional, ils peuvent migrer vers d'autres régions offrant de meilleures opportunités d'emplois (Borjas, 2003; Borjas et al., 1997). Ce qui peut donner lieu à une faible corrélation entre l'évolution des salaires ou les emplois des natifs et un choc migratoire.

## **1.2.2 Impacts sur le marché du travail**

L'analyse des impacts de l'immigration sur le marché du travail en Europe a fait l'objet d'importantes contributions empiriques sur la période récente. Cette littérature met en évidence le rôle prépondérant joué par les institutions du marché du travail (salaire minimum, syndicat, conventions collectives, protection de l'emploi, système de sécurité sociale) dans l'amplitude

des effets sur l'emploi et les salaires, et dans la capacité des économies d'accueil à absorber l'immigration. Bien qu'elle mobilise des approches empiriques différentes et souvent avec des séries temporelles, elle fait ressortir des effets négatifs plus prononcés sur l'emploi que sur les salaires.

### **1.2.2.1 L'approche spatiale et les ajustements aux chocs migratoires**

Parmi les multitudes d'approches économétriques développées pour appréhender les effets de l'immigration sur le marché du travail, l'approche des corrélations spatiales est la plus utilisée. Cette méthode considère que les immigrés et les natifs sont en concurrence à l'intérieur de zones géographiques bien déterminées telles que les régions, les municipalités, les départements ou les zones métropolitaines. L'évolution des salaires et des opportunités d'emploi dans une région donnée, à la suite d'une forte augmentation de l'offre de travail induite par l'immigration est comparée à celle d'autres régions moins touchées par l'immigration qui servent de contrefactuels. Ainsi, les différences observées dans l'évolution des salaires et de l'emploi permettent d'inférer l'existence ou non d'effets de l'immigration. Le **tableau 1.1** résume les résultats de huit études utilisant la même approche.

Tableau 1.1: Sélection d'études empiriques utilisant l'approche spatiale

Pays	Auteur(s)	Période	Niveau	Résultats
Royaume-Uni	Dustmann et al., (2013)	1997-2005	Régional	-Baisse des salaires en deça du 20 <sup>e</sup> percentile de la distribution des salaires, -Hausse des salaires en dessus du 20 <sup>e</sup> percentile de la distribution des salaires.
Allemagne	Hammer et Hertweck (2022)	2005-2017	Régional	-Les migrations temporaires réduisent les salaires tandis que les migrations d'installations ou permanente tendent à l'accroître, -Un effet global négatif qui dure pendant cinq ans.
France	Mitaritonna et al., (2017)	1995-2005	Départemental	-Hausse des salaires de 5% par suite d'une hausse de l'emploi des immigrants de 10%, -Hausse de la productivité, du capital et des exportations.
France	Ortega et Verdugo (2022)	1976-2017	Communal	-Une hausse d'1 point de pourcentage réduit le salaire moyen journalier des natifs qualifiés et peu qualifiés de 0.33% et 0.99% respectivement ; -Effet nul ou non significatif en cas de mobilité interne des natifs.
Italie	Basile et al (2021)	2003-2011	Province	-L'immigration accroît la mobilité interne des natifs peu qualifiés (baisse d'emploi) mais elle est complémentaire avec les natifs hautement qualifiés.
10 grandes capitales	Ji et al., (2022)	2000-2019		-Baisse des opportunités d'emploi des natifs et des salaires.
Espagne	Farré et al., (2011)	1999-2008	52 Régions	-Hausse du taux d'emploi des femmes.
Espagne	González et Ortega (2011)		Régional	-Pas d'effet de l'immigration peu qualifiée sur les salaires et l'emploi des natifs peu qualifiés, -Hausse de l'emploi au niveau industriel du fait d'une modification des intensités factorielles.

Source : Auteur.

Dustmann et al., (2013) tentent ainsi d'analyser l'impact de l'immigration le long de la distribution des salaires au Royaume-Uni. Après une estimation au niveau régional sur la période 1997-2005, ils trouvent un effet positif de l'immigration sur les salaires au-dessus du 20<sup>ème</sup> percentile d'une part et un effet positif sur le salaire moyen d'autre part. L'utilisation de la distribution des salaires au lieu du niveau des salaires comme variable dépendante permet de distinguer les segments du marché du travail avec une plus grande densité d'immigrés. Car l'approche alternative consistant à affecter les immigrants dans des groupes de qualifications en fonction de leur niveau d'éducation et/ou d'expérience professionnelle est jugée appropriée par les auteurs pour le cas du Royaume-Uni. En ce sens que les immigrés y sont en moyenne plus qualifiés que les natifs et ont tendance à occuper des emplois pour lesquels ils sont

surqualifiés.

Pour la France, Mitaritonna et al., (2017) ont montré qu'une hausse de 10% de l'emploi des immigrants au niveau départemental était associée à une hausse moyenne des salaires des natifs de 5% au niveau des entreprises. Ce résultat s'expliquerait par le fait que l'immigration en augmentant la productivité des entreprises et leurs investissements dans le capital physique favorise la hausse des salaires des natifs. De même, l'immigration accroît l'emploi des natifs dans les entreprises à faible niveau de productivité tandis qu'elle le réduit significativement dans les entreprises à haut niveau de productivité. En lieu et place de l'offre de travail au niveau départemental, Ji et al., (2022) considèrent l'offre de travail au niveau des dix villes recevant le plus grand nombre de migrants internationaux (Paris, Rome, Berlin, Amsterdam, Istanbul, Londres, Tokyo, Sidney, New York, Toronto) pour analyser les effets sur l'emploi au niveau individuel. Ils trouvent que l'immigration réduit significativement les opportunités d'emploi des natifs dans ces villes. Farré et al., (2011) trouvent que l'immigration féminine expliquerait le tiers de la hausse du taux d'emploi des femmes qualifiées en Espagne.

Ces études traitent du potentiel biais d'endogénéité (variables omises ou de causalité inverse) en utilisant la méthode des variables instrumentales. Le biais vient du fait que les immigrants décident de s'implanter dans les régions les plus dynamiques économiquement et qui offrent de meilleures perspectives d'emplois. Ce qui tend à sous-évaluer l'effet de l'immigration sur les salaires et l'emploi dans ces régions. Ils utilisent la méthode développée par Altonji et Card (1991) et Card (2001) qui préconisent l'usage des flux antérieurs d'immigration comme instrument de l'offre de travail des immigrants. L'intuition sous-jacente est le fait que la répartition géographique de ces flux antérieurs à travers l'économie d'accueil détermine celle des flux actuels ou présents. Car les nouveaux immigrants décident de s'implanter dans les régions où il y'a une forte concentration de migrants originaires ou non du même pays qu'eux ou avec lesquels ils partagent les mêmes caractéristiques culturelles. Ainsi, les flux antérieurs sont fortement corrélés avec les flux présents sans pour autant être liés directement avec les variations actuelles des salaires et de l'emploi (condition d'exogénéité).

Cependant, même si cette corrélation est établie statistiquement, la condition d'exogénéité peut être violée lorsque la répartition géographique des flux antérieurs d'immigration à travers l'économie d'accueil est stable dans le temps (Aydemir et Borjas, 2011; Borjas, 1999). Les facteurs qui ont poussé les anciens migrants à s'installer dans une région (notamment une

croissance rapide des salaires) peuvent persister dans le temps. Dans cette situation, la variable instrumentale devient *de facto* corrélée avec les variations des salaires ou de l'emploi. Le traitement de ce biais requiert de définir un nombre de retard très élevé pour les flux d'immigration antérieurs (Dustmann et al., n.d.; Jaeger et al., 2018). Ce qui suppose d'avoir une série de données suffisamment longue.

Hammer et Hertweck (2022) ont utilisé cette approche pour évaluer l'impact de l'immigration des tchèques le long de la frontière Allemande après la levée complète en 2011 des restrictions migratoires vis-à-vis des pays d'Europe de l'Est et du Centre<sup>11</sup>. Une partie de ces flux migratoires étaient temporaires et ont négativement affecté les salaires au niveau régional, tandis que les travailleurs tchèques qui sont restés durablement en Allemagne ont contribué à la hausse des salaires. D'où un effet global négatif temporaire qui dure environ cinq ans.

Au-delà de l'endogénéité associée à la répartition géographique des migrants, les natifs peuvent parfois s'ajuster à l'immigration en se déplaçant dans d'autres régions leur offrant plus d'opportunités ou moins sujettes à la concurrence. De ce fait l'effet sur les salaires ou l'emploi devient faible ou inexistant car diffus dans l'économie (Aydemir and Borjas, 2007, 2011; Borjas and Katz, 2007). D'autres comme Card (2001) et Card et DiNardo (2000) estiment que la mobilité inter-régionale des natifs n'est pas liée à l'immigration et que natifs et immigrés sont tous attirés par les régions prospères.

Néanmoins, Basile et al., (2021) trouvent que l'arrivée de nouveaux immigrés accroît la mobilité interne des natifs italiens faiblement qualifiés et les immigrants anciennement installés dans le pays. À l'opposé, les natifs qualifiés ne sont pas concernés par la mobilité car étant complémentaires aux nouveaux immigrés sur le marché du travail. D'autres comme Ortega et Verdugo (2022) s'appuient sur des données françaises permettant de suivre les travailleurs de 286 zones de navettage<sup>12</sup> sur une longue période (1976-2007) afin de maintenir constante la structure des qualifications dans ces zones et donc d'éliminer les variations de salaires liées

---

<sup>11</sup> Après l'élargissement de l'UE à ces pays en 2004, l'Allemagne avait décidé de différer dans le temps la levée de ses restrictions migratoires vis-à-vis de ces pays. Cette levée sera complète en 2011 et a occasionné sur la période 2011-2019 une hausse nette de 1,7 million des migrants de ces pays en Allemagne; soit une hausse de 1,1% à 3,9% de leur part sur la main-d'œuvre allemande. L'étude portant sur la période 2005-2017, Hammer et Hertweck (2022) ont choisi 1998 comme année de base pour leur variable instrumentale.

<sup>12</sup> Selon l'INSEE, une zone de navettage ou *commuting zone* correspond à l'ensemble des communes dont au moins 15% des résidents actifs en emploi travail dans la city.

aux changements endogènes de la composition locale de la main-d'œuvre. Lorsqu'ils déterminent la domiciliation des natifs en fonction de leur localisation initiale (en 1976), une hausse d'un point de pourcentage des flux migratoires réduit le salaire moyen journalier des travailleurs qualifiés approximativement de 0.33% et de 0.99% pour les travailleurs faiblement qualifiés. Cependant lorsqu'ils utilisent les localisations actuelles des natifs comme lieu de domiciliation, l'impact de l'immigration sur les salaires moyens devient faible ou non significatif.

De toute évidence, cet effet modeste vient du fait que toute hausse de l'offre de travail au niveau régional liée à l'immigration est contrebalancée par la mobilité des natifs vers d'autres régions ou professions. Ce qui amoindrit la croissance de l'offre de travail au niveau local et par conséquent l'impact sur les salaires. Cette mobilité peut être contrôlée en introduisant comme variable explicative la taille initiale de la population résidente de la région ou de la profession considérée (Borjas et Monras, 2016).

Cependant, il importe de souligner que la mobilité vers d'autres régions ou professions est susceptible d'être observée plus aux États-Unis qu'en Europe (Basso and al., 2019; Molloy and al., 2011) pour deux raisons. D'abord la protection de l'emploi en Europe et la rigidité des salaires rend l'intégration des migrants à certaines professions difficiles. Par exemple en France, le principal moyen d'ajustement des entreprises réside dans l'attente que les travailleurs à contrats à durée indéterminée quittent leurs emplois, soient en retraite ou licenciés (Edo, 2016). À cela s'ajoute la persistance des barrières culturelles et linguistiques entre pays européens (Kerr et Kerr, 2011). À titre illustratif, en Europe l'ajustement de la main-d'œuvre suite à un choc migratoire au niveau national ou régional dure dix ans tandis qu'il est de cinq ans aux États-Unis sur la période allant de 1973 à 2013 (Beyer et al., 2015).

Les ajustements peuvent aussi prendre la forme d'une modification des intensités factorielles. À l'appui, González and Ortega (2011) trouvent que la forte hausse des flux migratoires en Espagne avant la crise de 2007 a été absorbée par la hausse des recrutements de la main-d'œuvre faiblement qualifiée de la part des industries locales notamment dans les régions les plus touchées.

En somme, les évaluations empiriques récentes s'intéressent plus aux effets sur les salaires qui sont généralement positifs. Tandis que les effets sur l'emploi tendent à être négatifs particulièrement pour les natifs faiblement qualifiés. Néanmoins, les effets sont relativement

faibles du fait des mécanismes d'ajustements des natifs qui prennent souvent la forme d'une migration interne vers d'autres régions ou professions. Cette dynamique est surtout observée pour les études utilisant l'approche des corrélations spatiales plus utilisée dans la littérature. Le fait qu'elle ne permet pas de contrôler les migrations internes des natifs suite à un choc d'offre de travail explique empiriquement selon Aydemir et Borjas (2007, 2011), Borjas et Katz (2007) et (Borjas, 2003) les effets négligeables sur le marché du travail.

Elle est aussi associée à d'autres limites. D'abord, à notre connaissance aucune étude ne prend en compte le biais associé à l'interdépendance spatiale qui est essentiel dans l'analyse des dynamiques locales de l'emploi. Les évolutions de l'emploi et de la population peuvent ne pas résulter uniquement des dynamiques internes à chaque localité mais suivre une évolution plus globale (Arnoult et Duhautois, 2019). En d'autres termes, les dynamiques d'une zone donnée peuvent être liées aux évolutions observées dans les zones géographiques voisines<sup>13</sup>. Ce qui peut conduire à sous-estimer ou surestimer les coefficients obtenus par la méthode des corrélations spatiales. Les approches empiriques standards tendent à négliger cette dépendance spatiale de la même manière que l'économétrie spatiale néglige le biais d'endogénéité (Chen et al., 2013). L'introduction d'effets fixes au niveau local capte l'hétérogénéité inobservable sans suffisamment contrôler les variations du niveau d'emploi associées à cette interdépendance.

Ensuite, les études en coupes transversales ne sont pas en mesure de contrôler les variations de la demande de travail d'une zone à une autre. Lorsque les données sont collectées sur une période de faible récession au niveau régional, les effets de l'immigration deviennent surestimés et inversement (Larminat, 2007). Enfin, dans le traitement de l'endogénéité de la localisation géographique des immigrés par les variables instrumentales, l'idée que les flux antérieurs d'immigration ne sont corrélés avec les variations de l'emploi que via les flux présents ne peut être testée économétriquement. L'approche des proportions de facteurs est l'une des méthodes alternatives utilisées dans la littérature pour minimiser ce potentiel biais d'endogénéité.

---

<sup>13</sup> Un individu peut travailler dans la zone étudiée et résider dans une autre et inversement. Ortega et Verdugo (2022) sont les seuls à prendre en compte cette dynamique dans leur analyse.



### 1.2.2.2 Les proportions de facteurs (ou *skill-cell approach*)

Une approche alternative pour pallier les difficultés méthodologiques associées à la méthode des corrélations spatiales consiste à évaluer les effets de l'immigration sur l'économie au niveau national et non au niveau régional. Ainsi, les travailleurs sont affectés dans des groupes de qualifications en fonction de leur niveau d'éducation, d'expérience ou de leur occupation. Donc l'impact sur les salaires et les emplois est mesuré en fonction de la proportion de migrants à l'intérieur du groupe de qualification. L'idée étant que les immigrés sont en concurrence avec les natifs du même niveau de qualification. Donc la méthode exploite la variation des flux migratoires à l'intérieur de chaque combinaison de niveau d'éducation et d'expérience au niveau national (Hammer et Hertweck, 2022).

La méthode permet ainsi de neutraliser l'endogénéité associée à la distribution géographique non aléatoire des migrants à travers le pays de destination ou les secteurs d'activité. Ce qui permet d'évaluer l'effet réel de l'immigration à l'aide de calcul d'élasticités de substitution entre immigrés et natifs à l'intérieur du groupe de qualification mais aussi entre travailleurs de groupes de qualification différents. Par rapport à la corrélation spatiale, elle permet aussi de minimiser l'endogénéité associée à l'ajustement des natifs. Car chaque secteur d'occupation requiert des compétences et des qualifications spécifiques qui rendent difficiles à court terme la reconversion professionnelle des natifs suite à un choc migratoire (Borjas et Monras, 2016). Borjas (2003) est parmi les précurseurs de cette méthode qu'il a appliqué aux États-Unis et trouve qu'une hausse de 10% de l'offre de travail des migrants réduit les salaires des natifs entre 3 et 4%. L'application de cette méthode dans le contexte européen donne lieu à des résultats contrastés récapitulés dans le **tableau 1.2**.

Tableau 1.2: Sélection d'études utilisant les proportions de facteurs

Pays	Auteur(s)	Période	Résultats
Grèce	Chletsos et Roupakias (2019)	1998-2015	-Impact négatif sur l'emploi sur la période de récession (1998-2007) et un effet de complémentarité sur la période post-récession (2008-2015), -Réallocation ou spécialisation des natifs vers des tâches routinières.
Portugal	Martins et al., (2018)	2002-2008	-Effet positif de l'immigration sur l'emploi.
Suisse	Gerfin et Kaiser (2010)	1991-2008	-À court terme, un impact négatif sur les salaires plus prononcés chez les migrants déjà installés comparés aux natifs, -À long terme, seuls les migrants déjà installés sont affectés.
Irlande	Barrett et al., (2011)	1999-2007	-Effet positif sur les salaires à l'intérieur d'un groupe d'occupation/âge, -Effet négatif sur les salaires à l'intérieur d'un groupe de qualification/âge.
Norvège	Bratsberg et Raaum (2012)	1998-2005	-Faible effet négatif sur les salaires dans le secteur de la construction.
Norvège	Bratsberg et al., (2014)	1993-2006	-Effet négatif sur les salaires plus prononcés chez les anciens migrants que chez les natifs, -Effet négatif élevé des migrants venant des pays nordiques sur les salaires, -Effet faible ou nul des migrants venant des pays en développement ou d'autres pays développés.
Norvège	Hoen (2020)	2004 et 2007	-Une hausse d'1 point de pourcentage de la part des migrants d'Europe de l'Est (UE-12) réduit les salaires des natifs de 0.75%, -Tendance à la hausse de la mise à niveau des compétences pour s'ajuster à l'immigration.
Royaume-Uni	Manacorda et al., (2012)	1975-2005	-Effet négatif sur les salaires des anciens migrants notamment les plus éduqués (substituabilité imparfaite entre natifs et immigrés), -Faible effet négatif sur les salaires des natifs.
Royaume-Uni	Nickell et Saleheen (2015)	1992-2014	-Faible effet négatif des migrants UE et hors UE sur les salaires moyens, - Effet plus élevé chez les travailleurs peu et moyennement qualifiés du secteur des services : baisse des salaires de 0.2% lorsque l'immigration augmente de 1%.
Royaume-Uni	Nathan (2011)	1994-2008	-Absence d'effet sur le salaire moyen et l'emploi, -Effet positif sur la productivité et les salaires des natifs, -Effet négatif sur l'emploi.
Royaume-Uni et Allemagne	Dustmann et al., (2010)	1981-2005 et 1982-2001	-Effet négatif sur l'emploi des travailleurs peu qualifiés mais plus prononcés chez les immigrés que chez les natifs.
Espagne	Amuedo-Dorantes et De la Rica (2008)	1995-2002	-Substituabilité imparfaite entre natifs et immigrés, -L'immigration accroît le revenu des natifs.
Espagne	Carrasco et al., (2008)	1991-2002	-Absence d'effets significatifs de l'immigration sur les salaires et l'emploi des natifs.
France	Edo (2015)	1990-2002	-L'immigration n'a pas d'effets sur les salaires des travailleurs natifs du même niveau de compétence, -Impact négatif sur l'emploi, -Un effet de déplacement des natifs par les immigrés, -Baisse de salaires des natifs avec des contrats de court terme, -les immigrés ont des salaires inférieurs de 2 à 3% par rapport aux natifs.

France	Ortega et Verdugo (2014)	1968-1999	-Substituabilité imparfaite entre immigrés et natifs à l'intérieur d'un même groupe de qualification/expérience; -Une hausse de 10 points de pourcentage de la part des migrants accroît les salaires de 3.3% (réallocation des natifs vers des emplois mieux rémunérés à l'intérieur du groupe de qualification/expérience, spécialisation vers des tâches plus complexes).
15 pays européens	D'Amuri et Peri (2014)	1996-2010	-Hausse du salaire mensuel des natifs de 0.6% par suite d'un doublement de la part des immigrés (réallocation des natifs des emplois routiniers vers les occupations plus complexes).

Source: Auteur.

Sur le cas de la France, Edo (2015) trouve que l'immigration n'a pas d'effet sur les salaires des travailleurs du même niveau de qualification. Mais l'effet sur l'emploi est négatif. Ortega et Verdugo (2014) soutiennent le contraire en montrant qu'une hausse de dix points de pourcentage de la part des immigrés augmentent les salaires des natifs français de 3.3%. Ce résultat s'explique par une substituabilité imparfaite entre immigrés et natifs qui est telle qu'au sein d'un même groupe de qualification, les natifs s'ajustent à l'immigration en se spécialisant sur des tâches plus complexes qui nécessitent une parfaite maîtrise de la langue de travail et une connaissance détaillée de l'environnement de travail notamment la surveillance des machines, l'élaboration de plan et la conception. Par ailleurs, les immigrés se concentrent dans les tâches routinières. Ces ajustements ne peuvent être captés par de séries de données courtes comme c'est le cas dans l'étude de Edo (2015). Ceci peut expliquer la différence de ces résultats.

Contrairement à ces études, la substituabilité entre immigrés et natifs peut être conditionnée par la nature des données considérées. C'est le cas de D'Amuri et Peri (2014) qui ne considèrent dans leur échantillon que les migrants venant de pays en développement. Dans la mesure où ces derniers sont majoritairement faiblement qualifiés, la hausse de l'immigration se traduit par une hausse de l'offre de travail dans les tâches routinières et physiques du fait de leur faible maîtrise de la langue locale et des normes du marché du travail. Ce qui crée par voie de conséquence une substituabilité imparfaite avec les natifs qui s'orientent vers des tâches plus complexes à l'intérieur du groupe de qualification. Leurs résultats sur 15 pays européens soutiennent cette hypothèse et une hausse du salaire mensuel des natifs de 0.6% suite un doublement de la proportion de migrants.

À l'inverse, en Espagne l'avantage comparatif qu'ont les natifs en termes de maîtrise de la langue n'explique pas leur spécialisation à la suite d'un choc d'offre. Car malgré le fait que Amuedo-Dorantes et de la Rica (2011) utilisent un échantillon dont plus de la moitié des migrants maîtrise l'espagnole, ils trouvent une spécialisation vers des emplois moins manuels des natifs. Ce résultat confirme ceux de Amuedo-Dorantes et De La Rica (2008) et de Carrasco et al., (2008) qui trouvent un effet non significatif ou faiblement positif sur les salaires et l'emploi en Espagne et une substitution imparfaite entre migrants et natifs au sein d'un même groupe de qualification.

En Grèce où les migrants sont en majorité peu qualifiés et où près de 45% d'entre eux viennent d'un seul pays à savoir, l'Albanie, Chletsos et Roupakias (2019) trouvent un effet négatif sur l'emploi sur la période de récession (1998-2007) et un effet de complémentarité sur la période post-récession (2008-2015). Contrairement aux études précédentes, ils trouvent que les natifs s'orientent vers des tâches routinières. Ce résultat peut s'expliquer par un accès difficile des travailleurs à certains secteurs formels où d'importantes barrières légales à l'entrée subsistent. Pour la Suisse, Gerfin et Kaiser (2010) estiment qu'à court terme il existe un impact négatif sur les salaires des immigrants et des natifs. Alors qu'à long terme, l'ajustement du capital physique est tel que seuls les immigrants déjà installés dans le pays d'accueil sont les plus affectés.

Pour le marché du travail norvégien, certaines études mettent en évidence un effet négatif sur les salaires et l'emploi. En effet, Bratsberg et Raaum (2012) trouvent que l'immigration réduit les salaires dans le secteur de la construction. Cet effet tend à être faible car les travailleurs affectés s'ajustent en quittant la profession. Hoen (2020) montre qu'une hausse d'un point de pourcentage des migrants d'Europe de l'Est réduit les salaires de 0.75%. L'emploi est aussi négativement affecté surtout pour les travailleurs adultes. Les deux études établissent une relation de substituabilité parfaite à l'intérieur de la profession.

Le calcul de ces élasticités de substitution prend rarement en compte la capacité des migrants à s'exprimer à l'arrivée dans la langue de travail du pays de destination (Amuedo-Dorantes et de la Rica, 2011). Alors qu'elle est souvent présentée dans la littérature comme un facteur déterminant de la capacité des immigrants à se substituer aux natifs ou à s'intégrer au marché du travail (voir Chiswick, 1978; Domingues Dos Santos, 2005; Gentili et Mazzonna, 2017; Hinter et Zimmermann, 2014; Lewis, 2011; Peri, 2016; Pieroni et al., 2019). Par exemple, en

considérant les migrants venant des pays nordiques, Bratsberg et al., (2014) trouvent qu'ils sont parfaitement substituables avec les natifs norvégiens en ce sens qu'ils parlent la même langue et ont un impact négatif sur les salaires comparés aux migrants des pays en développement. Toutefois, la langue ne constitue pas le seul déterminant de la capacité des immigrés à se substituer aux natifs. Les aptitudes techniques et physiques sont autant de facteurs à considérer même si difficile à observer.

De nombreuses études portant sur le Royaume-Uni ont abouti à des effets soit nuls, soit négatifs pour les anciens migrants et natifs peu qualifiés. Manacorda et al., (2012) trouvent que l'immigration réduit plutôt le salaire des immigrés déjà installés dans le pays et surtout les plus éduqués. Tandis que les salaires des natifs ne sont que faiblement affectés. Dustmann et al., (2010) parviennent au même résultat pour l'Allemagne et le Royaume-Uni mais pour les migrants peu qualifiés. D'autres comme Nathan (2011) trouve un effet nul dans les zones urbaines.

La divergence de ces résultats peut s'expliquer par l'inadéquation de l'approche des proportions de facteurs dans le contexte du Royaume-Uni. Car c'est l'un des pays d'Europe où les migrants sont en moyenne plus qualifiés que les natifs. Mais à leur arrivée, ils occupent des emplois pour lesquels ils sont surqualifiés. Donc leur affectation dans des groupes de qualification en fonction du niveau d'éducation atteint donne lieu à une élasticité de substitution erronée. Dustmann et al., (2013) préconisent donc d'utiliser leur position le long de la distribution des salaires comme critère d'affectation. Ils trouvent un effet négatif sur les salaires pour les travailleurs natifs en dessous du vingtième percentile de la distribution des salaires où les migrants sont le plus concentrés. Au-delà, les migrants contribuent à la hausse des salaires.

D'autres comme Card (2001) et Hoen (2020) préconisent d'utiliser comme critère d'affectation le secteur d'activité occupé qui permet de minimiser ce biais en maintenant fixe l'activité occupée par les natifs et les immigrés sur la durée de l'étude. En utilisant cette approche, Nickell et Saleheen (2015) démontrent que les travailleurs peu et moyennement qualifiés du secteur des services sont les plus affectés au Royaume-Uni avec une baisse de salaires de 0.2% environ pour une hausse de la proportion de migrants de 1%. Les travailleurs qualifiés du secteur productif subissent une baisse de 0.17%. Martins et al., (2018) trouvent un effet positif sur l'emploi des natifs au Portugal.

Pour les études dont l'affectation est faite en fonction du niveau d'éducation atteint et le nombre d'années d'expérience professionnelle, il se pose un autre problème d'ordre méthodologique lié à la mesure du niveau d'expérience du migrant avant migration, l'âge d'entrée sur le marché du travail et les retraits temporaires du marché du travail qui ne sont souvent pas disponibles (Bratsberg et al., 2014) . Et même lorsqu'on en dispose, la qualité des systèmes d'éducation entre le pays d'origine et de destination n'est pas toujours équivalente. Ce qui remet en cause l'affectation par le niveau d'éducation atteint pour calculer le degré de substitution. D'ailleurs les impacts de l'immigration peuvent être variables en fonction de critères d'affectation. Par exemple lorsque les migrants et les natifs sont affectés dans des groupes en fonction du niveau d'éducation atteint et de l'âge, Barrett et al., (2011) trouvent un effet négatif de l'immigration sur les salaires en Irlande. À l'opposé, lorsque l'affectation est fonction du secteur d'activité et de l'âge, les salaires sont positivement affectés.

D'une manière générale, neuf des dix-huit articles exploités dans cette section aboutissent à des effets négatifs sur les salaires. Le reste donne lieu à des impacts soit positifs, soit nuls. Les impacts sur l'emploi des natifs européens sont plutôt contrastés. Dans les deux cas, les impacts sont faibles et sont largement dépendants du degré de substituabilité entre natifs et immigrés qui est lui-même dépendant des caractéristiques observables choisies pour affecter ces derniers à l'intérieur des groupes de qualification à savoir le niveau d'éducation, l'expérience professionnelle, le secteur d'activité ou l'âge. Comparée aux évaluations spatiales, la méthode des proportions de facteurs entraîne des effets plus négatifs liés notamment à la minimisation des biais de localisation géographique des immigrés et de mobilité interne des natifs.

### **1.2.2.3 Le rôle des institutions du marché du travail**

Le marché du travail en Europe est caractérisé entre autres par l'existence d'importants dispositifs réglementaires et institutionnels qui assurent une forte protection de l'emploi et des salaires des travailleurs. Ces derniers peuvent prendre la forme d'un salaire minimum, d'un fort taux de syndicalisation des employés, de l'existence de conventions collectives et d'un système généreux de redistribution des revenus. Ces régulations sont des facteurs déterminants dans la capacité des pays à absorber une hausse de l'offre de travail due à l'immigration et dans la manière dont celle-ci affecte les salaires des natifs et l'emploi. Le **tableau 1.3** récapitule les résultats d'études récentes mettant en évidence le rôle des institutions du marché du travail sur l'impact de l'immigration.

Tableau 1.3: Sélection d'études mettant en évidence le rôle des institutions du marché du travail

Pays	Auteur(s)	Période	Méthode	Résultats
Allemagne	D'Amuri et al., (2010)	1987-2001	Proportions de facteurs avec VI	-Faible effet négatif sur les salaires et l'emploi des natifs, -Effet négatif sur l'emploi et les salaires des anciens migrants.
Allemagne	Brücker et Jahn (2011)	1975-2004	Proportions de facteurs avec VI	-Une hausse d'1% réduit les salaires de 0.1% et l'emploi de moins 0.1 point de pourcentage
Allemagne, Danemark, Royaume-Uni	Brücker et al., (2014)	1993-2009	Proportions de facteurs avec VI	-En Allemagne: faible effet sur les salaires et un effet significatif sur l'emploi, -L'inverse est constatée au Danemark et au Royaume-Uni.
France	Edo (2016)	1990-2002	Proportions de facteurs avec VI	-Absence d'effets sur les salaires des travailleurs du même niveau de compétence, -Mais effet négatif sur l'emploi: une hausse de 1% réduit le taux d'emploi entre 0.3 et 0.5%, -Effet négatif sur le salaire des travailleurs en CDD, -Effet négatif sur l'emploi des travailleurs en CDI.
15 pays européens	Esposito et al., (2020)	1997-2016	GMM	-À court terme: effet négatif sur le chômage surtout dans les pays scandinaves et anglo-saxons, -À long terme: effet négatif sur le chômage uniquement dans les pays périphériques d'Europe.
14 pays européens	Muysken et al., (2015)	1994-2013	Modèle d'équilibre général	-L'immigration moyennement qualifiée réduit le chômage des travailleurs peu qualifiés sous un marché flexible mais l'augmente sous un marché du travail rigide.
Espace Économique Européen	Angrist et Kugler (2003)	1983-1999	MCO et VI	-Une hausse de l'immigration de 10% réduit le taux d'emploi des natifs entre 0.2% et 0.7%. Ce faible effet négatif sur l'emploi augmente avec la rigidité du marché du travail.
France, Espagne, États-Unis	Chassambouli et al., (2022)	2003-2018	VAR	-Absence d'effet de l'immigration sur l'emploi des natifs et des migrants.

Notes: VI = Variable Instrumentale, MCO = Moindres Carrées Ordinaires

Dans une analyse récente, Esposito et al., (2020) tentent d'analyser l'effet de l'immigration sur le chômage dans un échantillon de 15 pays Européens. À travers une estimation par la Méthode des Moments Généralisés (GMM), ils démontrent que l'immigration réduit le chômage à court terme mais une forte protection de l'emploi tend à amoindrir cet effet de diminution du chômage. Dans le même ordre d'idées, Angrist et Kugler (2003) évaluent l'impact des migrations consécutives aux guerres du Kosovo et de la Bosnie sur l'emploi dans les pays de l'Espace Économique Européen (EEE). Ils trouvent qu'une hausse de 10% de

l'immigration réduit le taux d'emploi des natifs entre 0.2% et 0.7%. Cet effet négatif augmente avec la rigidité des institutions du marché du travail (coûts de licenciement, le taux élevé de remplacement des salaires par l'allocation chômage, rigidité des salaires, coûts d'entrées des entreprises sur le marché élevés).

L'idée sous-jacente de ces résultats est que le manque de flexibilité du marché du travail rend difficile l'ajustement des entreprises à une hausse de l'offre de travail. Par exemple lorsque ces rigidités prennent la forme d'un taux de remplacement élevé du salaire par l'allocation chômage, elles constituent une incitation pour les natifs à rester au chômage au lieu de s'investir activement dans une recherche d'emploi. Dans le cas où elles portent sur les salaires, bien qu'elles protègent ceux qui sont déjà en emploi à court terme, les ajustements de la part des entreprises se font du côté de l'emploi (Longhi et al., 2010) et peuvent prendre la forme d'une diminution des embauches.

Pour Chassamboulli et al., (2022), ces rigidités liées au marché du travail expliqueraient le différentiel de taux de chômage entre immigrants et natifs qui est plus important en Europe qu'aux États-Unis. En France, Edo (2016) trouve que l'immigration diminue le salaire des travailleurs ayant des CDD tandis que ceux qui sont en CDI sont affectés du point de vue de l'emploi. Cette asymétrie des résultats s'explique par une rigidité des salaires et une protection de l'emploi plus importante pour les CDI que pour les CDD<sup>14</sup>.

Donc lorsque les institutions du marché du travail sont rigides, l'absorption d'un choc d'offre de travail transite par le canal de l'emploi. Ce qui permet de protéger les salaires des travailleurs en emploi tout en diminuant les opportunités d'emplois de ceux qui sont censés être plus en compétition avec les immigrants. Dans la littérature, ce sont souvent les travailleurs faiblement qualifiés ou les immigrants anciennement installés dans le pays d'accueil qui souffrent le plus de cette concurrence pour plusieurs raisons. D'abord ces derniers occupent souvent des emplois à faible niveau de qualification auxquels les nouveaux immigrés peuvent accéder facilement. Ensuite, les nouveaux immigrés ont un faible salaire de réservation<sup>15</sup> ou

---

<sup>14</sup> En France, pour les travailleurs ayant des contrats à durée indéterminée (CDI), l'ajustement par les entreprises consistent à attendre que ces derniers partent à la retraite ou quittent leurs emplois pour pouvoir leur substituer des migrants (Edo, 2016).

<sup>15</sup> Selon Beitone et al., (2019), c'est le salaire le plus faible pour lequel un demandeur d'emploi est disposé à accepter un type particulier d'emploi. Le salarié le détermine entre autres en fonction de son niveau de qualification, de son expérience, du coût de la recherche d'emploi et de sa perception du niveau de l'ensemble des salaires sur le marché du travail.



acceptent des niveaux de salaires faibles à cause de leur faible pouvoir de négociation notamment à leur arrivée (Battisti et al., 2018; Boubtane, 2019). Même si ce salaire de réservation tend à augmenter au fil du temps et avec leur intégration économique (Constant et al., 2017).

En outre, les effets de réseau très présents dans les systèmes migratoires jouent un rôle de premier ordre dans la répartition des migrants sur le marché du travail (Domingues Dos Santos et Taugourdeau, 2021). En plus, ils permettent de réduire les coûts migratoires en apportant une aide financière aux nouveaux arrivants une fois dans le pays de destination. Les réseaux constituent une source d'information utile pour les potentiels immigrés; surtout en ce qui concerne la situation du marché du travail (Chort, 2013). Partant, il paraît évident que la recherche d'emploi, une fois dans le pays d'accueil, soit effectuée de prime abord dans les secteurs où sont installés les anciens immigrés. Les résultats de l'analyse théorique de Domingues Dos Santos et Taugourdeau (2021) corroborent l'impact des réseaux sociaux sur la concentration des immigrés portugais dans les secteurs à faible niveau de productivité en France.

Enfin, les immigrants subissent parfois un déclassement dès les premières années de séjour les amenant à occuper des emplois pour lesquels ils sont surqualifiés. Le manque de maîtrise de la langue locale, la non-reconnaissance des diplômes acquis au pays d'origine, la discrimination basée sur le pays d'origine, l'impossibilité d'accéder à certains emplois pour les étrangers et l'incompatibilité entre les emplois disponibles et leurs compétences peuvent en être les causes. Les non-immigrés peuvent aussi subir un déclassement à la suite d'une perte d'emploi (Autor et al., 2014).

Ces facteurs expliquent une forte concentration des immigrants en bas de la distribution des salaires ou des compétences. Une analyse de D'Amuri et al., (2010) démontre qu'en Allemagne les nouveaux et les anciens immigrés sont parfaitement substituables tandis que les immigrés et les natifs sont imparfaitement substituables. Ils trouvent aussi que les nouveaux immigrés diminuent non seulement les salaires des anciens migrants mais aussi augmentent leur taux de chômage. Toutefois, ces effets ont été amoindris par une série de mesures de flexibilisation du marché du travail portant sur la réduction du montant et de la durée d'indemnisation du chômage et des sanctions pour les chômeurs refusant des offres d'emplois. Ces mesures ont bénéficié aux anciens immigrés en leur permettant de conserver leur emploi en contrepartie

d'un salaire plus faible et aux natifs via une baisse des taxes payées. L'analyse de Brücker et Jahn (2011) via une approche structurelle soutient ce résultat en Allemagne.

Au Royaume-Uni où le marché du travail est l'un des plus flexibles en Europe et où les immigrants sont en moyenne plus qualifiés que les natifs (Hoftijzer et Gortazar, 2018), l'immigration réduit les salaires des anciens immigrés avec des effets non significatifs sur les natifs (Manacorda et al., 2012) et déprime les salaires en bas de la 20<sup>ème</sup> de la distribution des salaires (Dustmann et al., 2013). En Allemagne, Brücker et al., (2014) trouvent un effet négatif sur l'emploi des natifs car les immigrés se concentrent dans les segments du marché du travail avec une faible flexibilité des salaires. Tandis qu'une baisse des salaires est observée au Danemark et au Royaume-Uni où la flexibilité est plus importante.

Dans le cas où l'effet de l'immigration prend la forme d'un déplacement des natifs vers d'autres secteurs d'activité ou des sorties en dehors du marché du travail, les institutions du marché du travail jouent aussi un rôle important dans les dynamiques d'ajustements. Pour Muysken et al., (2015), même en cas de déclassement des immigrants moyennement qualifiés, les travailleurs faiblement qualifiés ne sortent pas du marché car la flexibilité des salaires permet d'absorber le supplément de main-d'œuvre. Mais dans un marché du travail rigide, l'immigration induit un *effet de substitution* poussant les travailleurs faiblement qualifiés au chômage<sup>16</sup>.

Selon Bratsberg et Raaum (2012), en Norvège, les travailleurs dans le secteur de la construction se trouvant dans cette situation sont nombreux à percevoir des prestations publiques cinq années après. En même temps, la rigidité du marché du travail combinée à un système de protection sociale généreuse peuvent être une désincitation pour les travailleurs natifs à muter vers d'autres secteurs d'activité ou zones géographiques (Glitz, 2012; Pischke et Velling, 1997).

Par ailleurs, une forte hausse de l'offre de travail qualifiée due à l'immigration peut réduire le stock de capital par tête. Ceci accroît la productivité marginale du capital tout en réduisant celle du travail. D'où l'attrait de nouveaux investisseurs (Ottaviano et Peri, 2012). Cet ajustement du capital à long terme en augmentant l'offre de travail peut réduire les effets

---

<sup>16</sup> Leur étude porte sur 14 pays européens.

négatifs de court terme à condition que les rigidités et plus particulièrement les coûts d'entrées pour les entreprises sur le marché concerné ne soient pas trop élevés (Angrist et Kugler, 2003).

Ainsi, la littérature récente sur les effets de l'immigration dans le contexte européen accorde un rôle central aux régulations du marché du travail. Dans les pays ou secteur d'activité où ces régulations sont rigides, l'ajustement à l'immigration passe surtout par l'emploi. Alors que dans le cadre d'un marché du travail flexible, l'absorption des immigrants passe par un ajustement des salaires. Dans les deux cas, les effets peuvent être positifs ou négatifs mais restent faibles. Si le système de protection sociale contribue à amoindrir les effets négatifs, d'autres facteurs essentiels ne sont que marginalement pris en compte parmi lesquels la création d'emplois associée à la présence des immigrants.

En effet, ces derniers stimulent la production des richesses (Boubtane et al., 2016), l'innovation (Hunt et Gauthier-Loiselle, 2010; Zhu, 2015), la création d'emploi (Orrenius et al., 2020) et les gains de productivité (Grossmann, 2021; Peri et al., 2015). Ces facteurs liés au marché du travail sont de nature à contrebalancer les effets économiques non désirables de l'immigration mais ne sont que rarement associés à l'évaluation des impacts sur les salaires des natifs et l'emploi en Europe comparé aux États-Unis. Par ricochet, ceci met en évidence le fait que la plupart des modèles théoriques et empiriques considèrent le volume d'emploi dans les économies d'accueil comme étant fixe ("*lump of labour fallacy*") et que l'intégration des immigrants aux marché du travail se traduirait par une réduction des opportunités d'emplois des non-immigrés (Migration Advisory Committee, 2018). Or le bassin d'emploi d'une économie est censé augmenter avec la taille de sa population (Domingues Dos Dantos, 2006).

Ensuite, bien que les institutions du marché du travail conditionnent les effets de l'immigration, l'évaluation de ces effets intègrent rarement le caractère endogène de ces institutions vis-à-vis de l'immigration. En effet, le degré de flexibilité du marché du travail et l'immigration s'auto-renforcent. La segmentation du marché du travail en Europe ou sa flexibilité peut créer une demande permanente pour la main-d'œuvre issue de l'immigration et cette dernière peut aussi contribuer à faire évoluer les institutions<sup>17</sup>. Les flux migratoires des

---

<sup>17</sup> La main-d'œuvre issue de l'immigration offre aux entreprises la possibilité de réduire leurs coûts de production et la flexibilité dont elles ont besoin pour ajuster leur niveau de production (Chassamboulli et Palivos, 2014; Edo, 2015).

huit pays d'Europe de l'Est (A8)<sup>18</sup> vers la Suède, le Royaume-Uni et l'Irlande après l'élargissement de l'UE en 2004 en sont une parfaite illustration (Ruhs, 2017).

Ces trois pays étaient les seuls à ne pas imposer des restrictions transitoires à la libre circulation des immigrés A8. Toutefois, ces flux plutôt stimulés par l'existence d'une demande de travail ("*demand-driven*") (Andersson et al., 2019) étaient moins dirigés vers la Suède que vers le Royaume-Uni et l'Irlande. Car la rigidité du marché du travail (négociation des salaires via les conventions collectives, mise en place à partir de 2004 de mesures supplémentaires pour que ces migrants aient les mêmes salaires et droits que les non-immigrés, etc.) a eu un effet dissuasif sur la demande adressée à cette main-d'œuvre jugée coûteuse par les employeurs Suédois (Ruhs, 2017). En même temps, les migrants des huit pays d'Europe de l'Est ont contribué à flexibiliser le marché du travail au Royaume-Uni (McCollum et Findlay, 2015). Les résultats de Røed et Schøne (2012) pour le compte de la Norvège soutiennent aussi ce résultat.

#### **1.2.2.4 Impacts des chocs migratoires exogènes et des réfugiés**

L'évaluation des impacts des réfugiés et des chocs migratoires exogènes<sup>19</sup> sur le marché du travail s'effectue souvent à l'aide de la méthode des expériences naturelles qui ont l'intérêt de lever l'endogénéité associée aux choix de localisation des immigrés. À la différence des méthodes précédentes, elle utilise des épisodes migratoires inattendus, non durables et de grandes ampleurs dont la cause est souvent politique ou environnementale (instabilité politique, guerre civile, catastrophe naturelle). Ainsi, la méthode des expériences naturelles part du postulat que les immigrés sont répartis géographiquement à travers l'économie d'accueil de manière aléatoire donc exogène. Les régions ou zones ayant reçu le plus d'immigrés constituent le groupe expérimental à l'intérieur duquel l'évolution des salaires et du niveau de l'emploi après immigration est comparée à celle des régions peu affectées qui servent de groupe de

---

<sup>18</sup> La République tchèque, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, Slovaquie et la Slovénie.

<sup>19</sup> Selon l'OIM (2007), un réfugié est une « *personne qui craignant avec raison d'être persécutée du fait de sa race, de sa religion, de sa nationalité, de son appartenance à un certain groupe social ou de ses opinions politiques, se trouve hors du pays dont elle a la nationalité et qui ne peut ou, du fait de cette crainte, ne veut se réclamer de la protection de ce pays; ou qui, si elle n'a pas de nationalité et se trouve hors du pays dans lequel elle avait sa résidence habituelle à la suite de tels événements, ne peut ou, en raison de ladite crainte, ne veut y retourner* ».

Par chocs migratoires exogènes, on fait référence au flux migratoires indépendants de la situation du marché du travail. Donc ils sont causés par des facteurs politiques et non par des facteurs économiques.

contrôle. Néanmoins, on constate que ce n'est pas la seule méthode utilisée pour évaluer l'impact de ce type de flux migratoires.

En Europe, les expériences les plus connues et traitées dans la littérature sont: le retour des pieds noirs en France après la guerre d'indépendance de l'Algérie en 1962 qui a occasionné la migration d'environ 1.5 million d'Algériens faiblement qualifiés et des Français moyennement qualifiés, l'exode des réfugiés de l'ancienne Yougoslavie lors de la guerre des Balkans vers l'Europe entre 1991 et 2001 avec près de 250000 réfugiés (Angrist et Kugler, 2003) et les flux migratoires consécutifs à la chute du mur de Berlin et les réfugiés des *Printemps arabe* en Italie. En dehors d'Europe, on peut ajouter l'épisode connu sous le nom d'*Exode de Mariel* entre avril et septembre 1980 avec 125 000 cubains qui ont migré à Miami d'où une hausse soudaine de la population active de 7% (Card, 1990) et la migration de masse des juifs majoritairement qualifiés vers Israël après la chute de l'Union soviétique et qui a augmenté la population israélienne de 12% dans la première moitié des années 90 (Friedberg, 2001). Ces cas européens ou non ne sont assurément pas les seuls. Mais il faut constater qu'ils ont été ceux qui ont donné lieu au plus grand nombre d'études de ce genre. Le **tableau 1.4** propose un résumé des résultats de onze études empiriques récentes sur le sujet.

Les travaux pionniers de Angrist et Kugler (2003), Card (1990), Friedberg (2001) et Hunt (1992) ont mis en évidence des effets faibles voire non significatifs sur les salaires et les opportunités d'emplois des autochtones de ces chocs exogènes de réfugiés à l'exception de Carrington et Lima (1996) qui estiment que le retour des réfugiés au Portugal en provenance du Mozambique et de l'Angola suite à la perte des colonies africaines a fortement affecté les salaires des autochtones. Ces retours inattendus avaient augmenté la main-d'œuvre portugaise de 10% en trois ans.

Tableau 1.4: Sélection d'études sur l'impact des chocs exogènes et des réfugiés

Pays	Auteur(s)	Période	Méthode	Résultats
Pologne	Gromadzki et Lewandowski (2022)	2022	Corrélations spatiales	-Absence d'effets des réfugiés ukrainiens aussi bien sur les natifs que sur les anciens migrants.
Danemark	Foged et Peri (2016)	1991-2008	Corrélations spatiales	-Impact positif des réfugiés sur les salaires des travailleurs peu qualifiés, l'emploi et la mobilité professionnelle.
Grèce	Murard et Sakalli (2020)	1920	Matching et les scores de propension	-Les municipalités grecques ayant reçus le plus de réfugiées turques en 1923 ont actuellement les salaires les plus élevés, les ménages les plus riches et le niveau d'éducation le plus élevé.
Italie	Lablanca (2020)	2009-2012	Proportions de facteurs, MCO et VI	-Effet positif ou négatif sur l'emploi selon les industries, -Effets globaux non significatifs sur l'emploi et les salaires (effet de compensation).
France	Edo (2020)	1962, 1968 et 1976	Proportions de facteurs, MCO et VI	-Impact négatif sur les salaires au niveau régional entre 1962 et 1968, mais s'annule après 15 années, -Réduction des inégalités de salaires entre qualifiés et non qualifiés sur la période 1962-1976.
France, Israël, USA, Europe	Borjas et Monras (2016)	En fonction des pays	Expériences naturelles, VI	-Impacts négatifs sur les opportunités d'emploi des natifs qualifiés et peu qualifiés en fonction des pays.
France, Israël, USA, Europe	Clemens et Hunt (2019)	En fonction des pays	Expériences naturelles, VI	-Impacts positifs ou négatifs sur l'emploi et les salaires mais globalement faibles ou non significatifs.
Allemagne	Dustmann et al., (2017)	1990-1992	Proportions de facteurs, VI	-En trois ans une hausse de 1% réduit les salaires des travailleurs locaux de 0.13% et l'emploi de 0.9%, -Effet sur les salaires et l'emploi plus prononcés respectivement chez les jeunes et les personnes âgées.
Allemagne	Glitz (2012)	1996-2001	Quasi-expérience naturelle, MCO et VI	-Absence d'effets sur les salaires au niveau régional, -Dix immigrés qui trouvent un emploi se substitue à 3.1 natifs qui vont au chômage ou changent d'emploi.
Allemagne	Prantl et Spitz-Oener (2014)	1986, 1992 et 1999	Proportions de facteurs, MCO et VI	-Impact négatif sur les salaires des travailleurs du même niveau de qualification.
UE-15	Andersson et al., (2019)	1995-2017	Modèle à effets fixes	-Effet positif mais faible des réfugiés et des migrants en général sur la croissance des emplois à bas salaires.

Notes: VI = Variable instrumentale, MCO = Moindres Carrées Ordinaires.

En Europe, des contributions récentes ont entrepris de réviser les conclusions antérieures sur l'effet modeste de ce genre de chocs. Ce faisant elles ont mis en évidence des biais méthodologiques dans les approches du passé. Dustmann et al., (2017) se sont intéressés aux effets d'une hausse soudaine de la migration temporaire tchèque dans les municipalités

frontalières allemandes après la chute du mur de Berlin. Ils trouvent que les salaires et le niveau d'emploi des travailleurs faiblement qualifiés sont affectés négativement. Les natifs jeunes sont plus affectés du point de vue des salaires tandis que les personnes âgées subissent une baisse de leur niveau d'emploi. Pour Glitz (2012), les migrations de retour vers l'Allemagne et en provenance d'Europe centrale et orientale ont affecté l'emploi des résidents de manière significative. En moyenne lorsque dix immigrés trouvent un emploi, ils se substituent à 3.1 travailleurs résidents qui soit vers le chômage soit changent d'emploi. Prantl et Spitz-Oener (2014) trouvent via une analyse par la méthode des variables instrumentales que les migrations de l'Est vers l'Ouest d'Allemagne après la réunification ont fait fortement baissé les salaires des travailleurs du même niveau de qualification dans les segments du marché du travail moins sujets à des barrières à l'entrée pour les entreprises et où les régulations sont plus flexibles.

Dans ces études, la dispersion géographique des flux migratoires à travers l'Allemagne était moins dictée par les préférences des migrants ou les conditions économiques de la région d'accueil (perspective d'emploi, salaires élevés, etc.) que par une politique de dispersion mise en œuvre par le gouvernement soit pour assurer une distribution équitable de ces flux sur le territoire, soit pour déterminer les régions éligibles à l'offre de travail tchèques. Bien que cette situation minimise le biais associé au choix de localisation des migrants, elle ne garantit pas pour autant d'avoir une estimation sans biais des effets des migrations sur le marché du travail.

Par exemple dans l'analyse de Dustmann et al., (2017), le gouvernement choisit les régions frontalières éligibles à la migration journalière<sup>20</sup> en provenance de la République Tchèque, mais les migrants pouvaient quand même s'orienter vers les régions leur offrant plus d'opportunités d'emplois et des salaires élevés parmi les régions éligibles au programme. C'est aussi le cas des rapatriés vers le Portugal et du retour en France des pieds noirs après la guerre d'indépendance d'Algérie respectivement dans les études de Carrington et Lima (1996) et de Hunt (1992). Donc le caractère imprévisible et soudain des flux n'en garantit pas forcément l'exogénéité (Peri, 2016).

Ensuite, dans les expériences naturelles, les flux de réfugiés considérés sont souvent inattendus et de forte ampleur. Ils tiennent souvent sur une période relativement courte. L'estimation de leurs effets est donc considérée également sur une période relativement courte.

---

<sup>20</sup> Le gouvernement allemand n'accordait pas de droit de résidence aux migrants tchèques. Ce qui en faisait des migrations journalières.

Or l'intégration des réfugiés au marché du travail prend plus de temps que les flux migratoires classiques compte tenu des conditions qui ont motivé leur départ (guerre, décision politique, catastrophe naturelle, etc.) (Tumen, 2015). Avec le temps, ils s'ajustent aussi au marché du travail en s'orientant vers des professions qui valorisent le plus leurs compétences.

L'analyse de Edo (2020) pour la France et celle de Labanca (2020) pour l'Italie en sont une illustration. Edo réévalue les impacts associés au retour des pieds noirs en France après la guerre d'indépendance d'Algérie en 1962. Il remet ainsi en cause les travaux de Hunt (1992) dont la base de données sur les salaires ne permettait pas d'isoler le salaire des non-rapatriés de celui des rapatriés. Ce qui donne lieu à des estimations biaisées car la variation des salaires après 1962 pouvait être expliquée par l'afflux de rapatriés dans la décennie précédente (1954-1961) et non par celle d'après. En utilisant les conditions climatiques locales, la distance avec l'Algérie et les flux antérieurs d'immigration comme instrument, il trouve qu'au niveau régional les rapatriés diminuent les salaires des autochtones entre 1962 et 1968 puis l'améliorent entre 1968 et 1976. Les salaires au niveau régional retournent à leur valeur d'équilibre d'avant choc après quinze années. Le fait que cette analyse couvre une période plus longue (1962-1976) que les études précitées permet de mettre en évidence les effets de court et de long terme. Par conséquent, elle suggère d'interpréter avec précaution les résultats associés aux expériences naturelles. L'étude de Labanca (2020) évalue l'impact des réfugiés issus du *Printemps arabe* en Italie en 2011. Il trouve un impact positif sur l'emploi dans le secteur de la construction et des services mais négatif dans le commerce de gros, l'hôtellerie et la restauration. Cependant, ces impacts se dissipent rapidement avec le temps et l'emploi tend à converger vers son niveau d'avant choc car les migrants quittent l'Italie vers d'autres pays Européens.

Donc les expériences naturelles sont aussi confrontées au biais de mobilité interne des natifs vers d'autres régions à la suite d'un choc migratoire. Si la solution préconisée pour contrôler cet ajustement est d'introduire comme variable explicative la taille avant immigration de la main-d'œuvre locale (voir Borjas et Monras, 2016; Edo, 2019; Ortega et Verdugo, 2014, 2022), elle peut aussi être source d'endogénéité.

En effet, l'offre de travail des natifs participant déjà au marché du travail dépend probablement du niveau des salaires. Donc si un choc de réfugiés diminue les salaires au niveau local, les autochtones sont moins incités à offrir du travail. Dans ce cas, l'élasticité des salaires



par rapport à l'offre de travail des réfugiés peut être biaisée vers zéro et par conséquent entraîner des effets modestes de l'immigration. Afin de contrôler autrement cette mobilité des natifs, Borjas et Monras (2016) préconisent de définir des unités d'analyses par secteur d'activité et non par région. Car chaque secteur d'activité requiert des compétences et des qualifications spécifiques qui rendent difficile à court terme la reconversion professionnelle des natifs suite à un choc migratoire (voir Hoen, 2020). Ce qui permet d'évaluer l'effet réel de l'immigration.

En appliquant cette approche aux quatre chocs historiques que sont le retour des pieds noirs en France (Hunt, 1992), l'exode de Mariel à Miami (Card, 1990), le retour des juifs en Israël (Friedberg, 2001) et l'exode des réfugiés de l'ancienne Yougoslavie lors de la guerre des Balkans vers les pays européens (Angrist et Kugler, 2003), Borjas et Monras (2016) trouvent que les deux premiers chocs ont négativement affecté les opportunités d'emplois des travailleurs faiblement qualifiés en France et à Miami. Tandis que dans les deux derniers cas, les travailleurs qualifiés ont été plus affectés.

Une étude plus récente de Clemens et Hunt (2019) met plutôt en évidence la faiblesse de l'approche par les variables instrumentales dans les expériences naturelles. Ils estiment qu'en choisissant les flux de réfugiés antérieurs comme instrument de l'offre de travail actuelle des réfugiés, les résultats sont biaisés car les deux variables ont souvent le même diviseur à savoir la taille de la main-d'œuvre ou de la population totale au niveau régional. Or ce dernier varie peu dans la courte période considérée dans les expériences naturelles. Ce qui crée une fausse corrélation entre l'instrument et la variable supposée endogène. Ils suggèrent d'introduire comme variable explicative chaque composante de ce ratio et d'instrumenter le choc d'offre des réfugiés par les valeurs prédites du nombre de réfugiés du même pays d'origine résidant antérieurement dans chaque région du pays d'accueil par niveau éducation et par secteur d'activité. En appliquant cette approche aux quatre chocs exogènes cités précédemment, ils trouvent des effets faibles qu'ils soient positifs ou négatifs voire non significatifs comparés à la littérature existante dont les effets sont plus élevés.

Hormis les épisodes historiques abordées ci-dessus, il existe très peu de contributions empiriques sur l'impact des flux de réfugiés récents sur les salaires et l'emploi des natifs en Europe. L'accès à des données fiables et les restrictions dont ils font l'objet sur le marché du

travail rendent difficile cette évaluation<sup>21</sup>. On peut citer l'étude de Foged et Peri (2016) sur le Danemark. Ils trouvent que la hausse des flux de réfugiés<sup>22</sup> est associée à un effet positif ou nul sur les salaires ou l'emploi des natifs à faible niveau de qualification et que ce résultat s'explique par la mobilité de ces derniers vers des emplois moins manuels. L'analyse de Murard et Sakalli (2020) des réfugiés turques en Grèce confirme l'effet positif des réfugiés sur les salaires. Une autre étude plus récente de Gromadzki et Lewandowski (2023) étudie l'impact des réfugiés ukrainiens en Pologne suite à l'invasion Russe. Ils ne trouvent aucun effet aussi bien sur les travailleurs locaux que sur les autres migrants. D'autres comme Andersson et al., (2019) soutiennent empiriquement que les réfugiés ne contribuent que faiblement à la croissance des emplois à bas salaires dans l'UE-15.

En somme, à l'opposé des autres types de migration, les impacts des chocs migratoires exogènes ou des rapatriements sont faibles voire nuls. Ceci peut s'expliquer par plusieurs facteurs qui contribuent à diluer ces impacts. D'abord ces flux sont de nature moins prévisibles, temporaires et ne concernent qu'un petit nombre de pays d'origine parmi lesquels la Syrie, l'Afghanistan, l'Irak, la Turquie et le Pakistan. À court terme, ils peuvent réduire le ratio du capital par tête et affecter négativement les salaires. Mais les entreprises peuvent décider de ne pas ajuster le stock de capital due fait du caractère temporaire du choc qui se dissipe avec le temps (Dustmann, Schönberg, et al., 2017). D'ailleurs pour Tabellini (2020), suite à une hausse de l'offre de travail dû aux réfugiés, l'ajustement du marché du travail passe souvent par le capital.

Ensuite, certains épisodes historiques de réfugiés notamment au Danemark ou en Allemagne ont fait l'objet de politique de dispersion par les pouvoirs publics à travers le pays d'accueil<sup>23</sup>. Ce qui rend les impacts diffus dans l'économie. Enfin, sur la période récente la plupart des réfugiés ou demandeurs d'asile quittent leur premier pays d'accueil pour aller vers d'autres pays européens.

---

<sup>21</sup> La littérature existante s'intéresse surtout à l'intégration des réfugiés sur le marché du travail (voir Ahrens et al., 2023; Arendt et al., 2022) et aux facteurs déterminants leur intégration (voir Foged et al., 2022; Ho et Turk, 2018) ou à leurs impacts budgétaires que nous aborderons dans les sections qui suivent.

<sup>22</sup> Les réfugiés considérés sont ceux vivant au Danemark et en provenance des huit pays ayant le plus grand nombre de réfugiés sur la période : Liban, Bosnie, Somalie, Iraq, Iran, Vietnam, Afghanistan et Sri Lanka.

<sup>23</sup> Au niveau régional, l'UE a aussi adopté une politique de relocalisation vers d'autres pays membres pour alléger la pression des pays d'entrées en Europe (Italie, Grèce, Espagne).

Par ailleurs, nous notons aussi que malgré les améliorations significatives apportées ces dernières années à la méthode des expériences naturelles pour détecter l'effet causal de l'immigration, il existe des biais potentiels rarement évoqués dans la littérature. Par exemple si une crise politique, environnementale ou une guerre favorise le départ d'une catégorie socioprofessionnelle plus qu'une autre, cette sélection non aléatoire peut biaiser l'élasticité des salaires à la hausse comme à la baisse (Borjas, 2014; Borjas et Monras, 2016). Ce fut le cas, semble-t-il lors de la Seconde Guerre mondiale lorsque plus de 125 000 réfugiés allemands en majorité juifs sont partis vers les États-Unis pour fuir le régime nazi. Environ 20% d'entre eux étaient des diplômés universitaires dont des prix Nobel (Moser et al., 2014). Si les États-Unis attirent les plus productifs parmi eux, ceci crée une fausse corrélation positive entre les salaires et le nombre de réfugiés. Bien qu'il soit reconnu que l'autosélection des immigrants contamine l'impact salarial de l'immigration, aucune étude n'a encore quantifié ce biais (Borjas et Monras, 2016).

En second lieu, la similarité dans l'évolution des grandeurs du marché du travail entre les régions servant de groupe de traitement et de groupe de contrôle avant la survenue du choc migratoire est difficile à établir et constitue l'une des critiques apportées par Angrist et Krueger (1999) à l'analyse par Card (1990) de *l'Exode de Mariel*. Bien que ces exemples ne portent pas sur l'Europe, ils illustrent bien la difficulté associée à l'évaluation des impacts de l'immigration par les expériences naturelles.

En conclusion, en Europe l'impact de l'immigration sur les salaires est faiblement positif. Quant aux impacts sur l'emploi, ils sont négatifs surtout chez les travailleurs faiblement qualifiés; mais ils ont tendance à être plus importants dans un contexte de forte rigidité du marché du travail. En ce qui concerne les réfugiés et les chocs migratoires exogènes, les impacts sur le marché du travail semblent négatifs à court terme du fait du caractère temporaire et inattendu de ces migrations. Sur le long terme, les salaires et l'emploi tendent à retourner à leur niveau avant immigration.

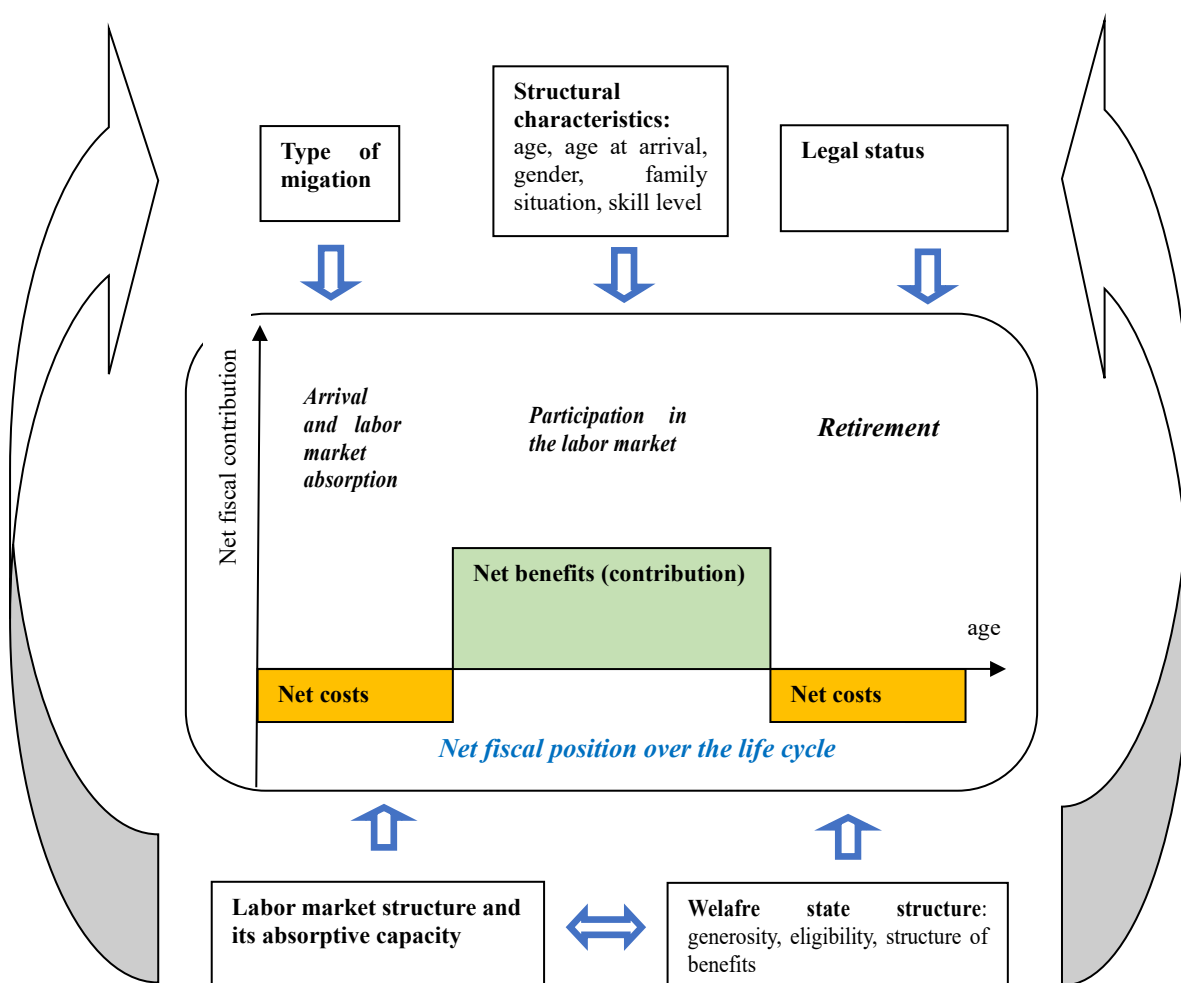
### **1.3 Effet de l'immigration sur les finances publiques en Europe**

L'évaluation de l'impact budgétaire de l'immigration est une littérature très récente et ne se développe que depuis une vingtaine d'années pour ce qui concerne les pays d'Europe

(Chojnicki et al., 2018). D'une manière générale, la littérature s'accorde sur le fait que cet impact est relativement faible. Mais comme l'illustre le **graphique 1.3**, cet impact peut être très variable en fonction des caractéristiques individuelles des immigrants (âge, qualification, compétence linguistique, situation familiale, etc.), du type de migration et du statut légal. En outre, ces caractéristiques sont aussi affectées par des facteurs propres au pays d'accueil notamment la structure du marché du travail et le régime d'État-providence. Cette contribution varie aussi le long du cycle de vie. Elle est souvent positive durant la période de vie active tandis qu'elle tend à être négative à la retraite ou avant l'âge légal d'entrée sur le marché du travail.

Pour une meilleure compréhension de l'impact des immigrants sur les finances publiques en Europe, nous commençons par passer en revue les approches méthodologiques qui ont été mobilisées dans la littérature. Ensuite, nous nous intéressons aux études empiriques en dissociant l'impact des réfugiés et des demandeurs d'asile, et en distinguant encore le cas des migrations intra-européennes et celui des migrations non-européennes. Ces migrants n'ont pas tous la même capacité à s'intégrer au marché du travail. Or ceci constitue un facteur déterminant de leur contribution aux finances publiques. En outre, les migrations européennes sont essentiellement une migration de travail tandis que celle des réfugiés et des demandeurs d'asile sont motivées par des facteurs pour la plupart non économiques (instabilité politique, guerre civile, catastrophe naturelle, etc.). D'où la nécessité de faire cette distinction afin de mieux appréhender les implications de l'immigration sur les finances publiques des pays européens.

Graphique 1.3: Facteurs influençant la position fiscale nette



Source: Kaczmareyk (2015, p.9)

### 1.3.1 Les différentes approches d'évaluation

La variété d'approches développées pour évaluer les impacts de l'immigration sur les finances publiques des économies d'accueil, peut être réduites en deux catégories: les approches comptables statiques et les approches dynamiques.

L'approche statique consiste à évaluer la contribution fiscale nette des immigrants et des non-immigrés sur une période donnée, généralement une année. Particulièrement, elle consiste à comparer les bénéfices que les immigrants retirent du secteur public avec leur contribution

aux prélèvements obligatoires (Chojnicki et al., 2022b). L'approche statique est rétrospective et permet d'évaluer la contribution d'une cohorte spécifique d'immigrant au système fiscal et social.

À ce titre, la méthode n'évalue pas les effets de long terme ni ceux des flux migratoires présents. Elle néglige notamment l'effet de l'immigration sur le marché du travail qui peut avoir des implications sur l'évolution du budget de l'État. Le fait que l'évaluation porte sur une année ou sur une période relativement courte ne permet pas de rendre suffisamment compte des implications budgétaires de l'immigration. Car la structure par âge, la taille et la composition en qualification de la population immigrée, de même que celle des non-immigrés sont amenées à évoluer dans le temps. La conjoncture économique dans le pays d'accueil qui joue un effet non négligeable sur l'intégration des immigrés au le marché du travail.

Ces facteurs sont d'autant plus importants que les individus en âge de travailler ou hautement qualifiés sont plus susceptibles de contribuer positivement aux recettes publiques de l'État que les enfants ou les personnes à la retraite. À titre d'illustration, considérons un immigrant ayant passé toute sa vie professionnelle dans un pays européen donné et qui perçoit sa retraite en étant dans son pays d'origine. Ces transferts payés au présent sont liés à une immigration passée. Étant donné que ces transferts peuvent être relativement importants pour certains pays, tenir compte ou pas de ce décalage temporel aboutit à des résultats différents (Chojnicki et al., 2018). Toutefois, l'approche statique a l'avantage d'être plus simple et réaliste car elle ne suppose pas de faire des hypothèses sur tout le cycle de vie.

À l'inverse, les approches dynamiques nécessitent la formulation d'hypothèse entre autres au sujet de l'évolution de la politique migratoire et fiscale, du taux de fertilité ou de mortalité de la population, de l'évolution du chômage et de la croissance (Dustmann et al., 2010; Hansen et al., 2017). Les approches dynamiques s'inscrivent donc dans un cadre intertemporel et évaluent l'impact sur les finances publiques en considérant l'ensemble du cycle de vie des immigrés et celui de leurs descendants (Liebig et Mo, 2013). Le résultat des évaluations est par conséquent tributaire des hypothèses formulées sur l'évolution future des caractéristiques socio-économiques des immigrés comme des non-immigrés. Ce traitement dynamique peut lui-même être subdivisé en trois catégories d'approches.

D'abord, l'approche de la Valeur Actuelle Nette (VAN) qui évalue la valeur présente de l'impact fiscal des immigrés et de leurs descendants tout au long de leur cycle de vie. Elle se

base sur une projection de l'impact fiscal net annuel des immigrés auquel on applique le principe de l'actualisation. Donc les résultats obtenus varient au gré du taux d'actualisation choisi.

Ensuite, il y a l'approche de la comptabilité générationnelle dont les travaux précurseurs furent ceux de Auerbach et al., (1991), Auerbach et al., (1994) et Auerbach et Oreopoulos (2000). Elle constitue un prolongement de la méthode de la Valeur Actuelle Nette auquel s'ajoute la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État. Elle cherche à mesurer comment la charge fiscale des futurs natifs est impactée par l'arrivée de nouveaux immigrants et de leurs descendants (Ragot, 2021). Donc elle nécessite un grand nombre de données relatives à des estimations et projections démographiques et budgétaires (Chojnicki, 2006).

Enfin, d'autres études utilisent l'approche macroéconomique ou les modèles d'équilibre général calculable dynamique (MEGC). Au-delà des impacts directs sur les finances publiques, l'immigration affecte entre autres la croissance économique, l'éducation nationale, la santé, la productivité, les salaires et l'emploi; qui peuvent à leur tour avoir des implications sur les prélèvements payés par la population résidente et les dépenses consenties par le gouvernement (Colas et Sachs, 2022) . Ces facteurs sont intégrés au modèle via des paramètres calculés à partir de données représentées sous la forme d'une matrice de comptabilité sociale. Si les données ne sont pas disponibles ou sont incomplètes, la définition des paramètres se fait à l'aide d'hypothèses.

Or ces facteurs ont des implications sur les prélèvements payés par la population résidente et les dépenses consenties par le gouvernement (Colas et Sachs, 2022). Pour Clemens, (2022), les autres approches ne prennent pas autant en compte la hausse des impôts payés par le capital du fait de l'augmentation de son rendement due à l'immigration. À ce titre, la méthode évalue la réponse de l'ensemble du système économique aux chocs migratoires.

Hormis ces deux approches, une partie de la littérature utilise l'économétrie des variables qualitatives pour évaluer la probabilité qu'un immigré a de recourir à des prestations sociales comparativement à un natif. À la différence des approches précédentes, celle-ci a l'avantage d'identifier les facteurs socioéconomiques qui déterminent le recours ou non aux prestations sociales.

Donc l'enjeu est double pour les économistes dans le choix de la méthode utilisée pour évaluer les impacts budgétaires de l'immigration. Ils utilisent soit la méthode statique qui offre

plus de garantie en termes de précision et de réalisme; soit ils évaluent ces impacts dans un cadre intertemporel (approche dynamique) plus élaboré mais associé à des incertitudes tenant aux hypothèses faites sur les tendances de la démographie, la conjoncture économique, la politique fiscale, sociale et migratoire. L'approche statique demeure la plus utilisée dans la littérature. Preston (2014) fournit une analyse approfondie des défis auxquels les chercheurs font face dans cet exercice.

Les sections qui suivent passent en revue la littérature récente sur les impacts budgétaires de l'immigration en Europe en englobant aussi bien les approches statiques que les approches dynamiques. La première section étudie l'impact des migrations en provenance des pays non européens<sup>24</sup>. La deuxième section est consacrée à celui de l'immigration intra-européenne et la dernière section porte sur le cas des réfugiés et des demandeurs d'asile.

### **1.3.2 L'impact budgétaire des migrations non-européennes**

Le **tableau 1.5** résume les principaux résultats de 18 études récentes estimant l'impact budgétaire de l'immigration en provenance des pays non-européens. Une partie de cette littérature a trait à l'évaluation de la probabilité relative d'un migrant, comparé à un natif, à recourir au système de protection sociale. L'étude de Pellizzari (2013) pour l'Italie a montré que les migrants en provenance des pays hors Union Européenne, comparés aux natifs, ont une probabilité supérieure de 6.5% de recourir aux prestations sociales. Alors que les migrants venant des pays de l'UE-25, il n'existe aucune différence avec les natifs. L'analyse de Huber et Oberdabernig (2016) pour 16 pays européens corroborent ce résultat lorsqu'ils ne contrôlent pas les caractéristiques observables des individus et des ménages immigrants et des autochtones (âge, genre, la taille et la composition du ménage, etc.). En tenant compte de ces variables de contrôle les auteurs trouvent que les migrants sont aussi dépendants que les natifs aux prestations sociales contributives et non contributives. Pour Defoort et Drapier (2012), les immigrés en France dépendent plus que les autres catégories des allocations chômage et du revenu minimum garanti. Mais leur dépendance à l'égard des autres prestations (remboursement frais de santé, pensions, famille) n'est pas significativement différente de celle des natifs.

---

<sup>24</sup> Cette section intègre aussi un petit nombre d'articles dans lesquels les auteurs ne précisent pas l'origine des migrants étudiés.



Tableau 1.5: Impact budgétaire des migrations non-européennes

Pays	Temps	Auteur(s)	Méthode	Résultats
19 pays OCDE dont 15 pays d'Europe	1980-2015	D'Albis et al., (2019)	Dynamique : Macro-économique (panel VAR)	-Hausse +0.25% et +0.31% du PIB/tête respectivement l'an 1 et 2 après le choc exogène ; -Le choc améliore l'équilibre budgétaire de +0.12% du PIB sur les deux premières années après le choc.
France, UK France, et Pologne	2010-2060	Berger et al., (2016)	Dynamique: Modèle à générations imbriquées	-Hausse de l'impôt sur le revenu du travail de +14.3% en Autriche, +7.3% en Allemagne, +6.2% en UK et +1.7% en Pologne à l'horizon 2060 par l'immigration future.
Pays européens de l'OCDE+USA, Canada, Australie	2007-2009	Liebig et Mo (2013)	Statique	-En moyenne une contribution nette de $\pm 0.5\%$ du PIB par an plus élevée au Luxembourg (+2.02%) et en Suisse (+1.95) et plus faible en Allemagne (-1.13%).
France	1998-2006	Jofrey-Monseny et al., (2016)	MCO et VI	-Baisse des dépenses sociales par tête de 32.5 euros par tête lorsque la part de migrants hors UE-15 augmente de 6.9%.
France	2005	Chojnicki (2013)	Statique et dynamique (VAN)	-Contribution nette de +3.9 milliards d'Euros en 2005 (statique); -Contribution moyenne sur leur cycle de vie -8700 euros contre +28210 euros pour les natifs (dynamique). -Contribution des migrants qualifiés supérieure à celle des peu et moyennement qualifiés jusqu'à l'âge de 65 ans.
France	1979-2011	Chojnicki et Ragot (2016)	Modèle d'équilibre Général	-Baisse du ratio de dépendance démographique à court et moyen terme qui s'améliore avec la part de migrants qualifiés et peu qualifiés; Hausse du ratio à long terme.
France	105 ans <sup>25</sup>	Monso (2008)	VAN	-Contribution nette globale de -1.3 milliards d'euros (soit 7400 euros par immigrant par an) -Entre 20 et 60 ans: la valeur présente nette est positive jusqu'à 25 ans pour devenir négative à l'approche des 40 ans; -Entre 20 et 60 ans: la valeur fiscale instantanée est positive et croissante avec l'âge d'arrivée (entre 20 et 50 ans) et décroît ensuite pour devenir négative à partir de 60 ans.
France	1979-2011	Chojnicki et al., (2022)	Statique	-Contribution nette entre -0.5% et +0.05% du PIB ; pas d'effets de l'immigration sur le déficit primaire.
France	2006	Defoort et Drapier (2012)	Modèle logistique	-Dépendance des migrants vis-à-vis des allocations chômage et du revenu minimum garanti. -Dépendance à l'égard des frais de santé, des pensions et des prestations familles identiques à celle des natifs.
Finlande	1987-2018	Viren (2022)	Macroécon-mique	-L'immigration augmente les dépenses publiques par tête au niveau municipal par le biais de leur effet négatif sur l'emploi des natifs.
16 pays européens	2009	Huber et Oberdabernig (2016)	MCO et modèle probit	-Les migrants sont aussi dépendants que les natifs aux prestations sociales contributives et non contributives dans la majorité des pays.
Italy	2007	Pellizzari (2013)	Modèle probit	-Migrants hors UE ont 6.5% de chance de percevoir des transferts que les natifs ;

<sup>25</sup> La période étudiée n'est pas définie dans l'article mais le nombre d'années de calcul de la VAN est précisé.

				-Aucune différence entre les natifs et les migrants venant des pays de l'UE-25.
Suède	2006-2050	Ekberg (2011)	Dynamique: Valeur actuelle nette	-Contribution nette $\pm 1\%$ du PIB à l'horizon 2050 même avec une bonne intégration au marché du travail ; la contribution s'améliore avec le nombre de migrants.
Espagne	1995-2050	Izquierdo et al., (2010)	Modèle d'équilibre Général	-Impact positif de l'immigration qualifiée et peu qualifiée (baisse du ratio de dépendance, des dépenses de retraite en % du PIB et du déficit des caisses de retraite en % du PIB).
Norvège	1990-2014	Furlanetto et Robstad 2019)	Macroéconomique: VAR	-Faible impact positif sur les recettes fiscales nettes à court terme; -Impact neutre à long terme.
Danemark	2014-2050	Hansen et al., (2017)	Dynamique: macroéconomique (Modèle d'équilibre Général)	- <u>Contribution nette en 2014 en milliards d'euros<sup>26</sup></u> : migrants non-occidentaux (-0.55), seconde génération de migrants non-occidentaux (-1.68), migrants occidentaux (+0.70), seconde génération migrants occidentaux (-0.19), natifs (-2.65) - <u>Contribution nette en 2050 en milliards d'euros</u> : migrants non-occidentaux (-1.64), seconde génération de migrants non-occidentaux (+0.83), migrants occidentaux (+1.46), seconde génération migrants occidentaux (-0.24), natifs (-1.78).
Allemagne et Danemark	1996 et 2000	Hinter et Zimmerman (2014)	Dynamique: Valeur actuelle nette (VAN)	- <u>Taxes nettes payées par tête en Allemagne en euros</u> : En 1996: +2100 (migrants) et +2700 (natifs), Sur la durée de vie: +35500 (migrants) et -14000 (natifs) - <u>Taxes nettes payées par tête au Danemark en euros</u> : En 2000: -1400 (migrants) et +4000 (natifs) Sur la durée de vie: -142900 (migrants non-occidentaux), +39700 (migrants occidentaux), +16600 (natifs).
15 pays UE + USA, Canada, Australia, Suisse, Japon	1991-2015	Burzyński et al., (2018)	Modèle d'équilibre général	-La hausse de l'immigration génère un gain fiscal qui à son tour réduit le taux d'imposition sur le revenu des natifs. Pour une hausse d'1 point de % de la proportion de migrants: Cohorte migrants 1991-2000: -0.67 point de % de baisse du taux d'imposition Cohorte migrants 2001-2010: -0.71 point de % de baisse du taux d'imposition Cohorte migrants 2011-2015: -0.6 point de % de baisse du taux d'imposition.

Source: Auteur

<sup>26</sup> Les valeurs sont actualisées en 2013. Les migrants occidentaux sont ceux venant des 28 pays UE, Andorre, Islande, Liechtenstein, Monaco, Norvège, San marino, Suisse, Vatican, Canada, États-Unis, Australie, Nouvelle Zélande. Les autres pays constituent les pays non-occidentaux.

D'autres études s'intéressent à l'impact de l'immigration sur l'évolution des dépenses publiques. C'est le cas de Viren (2022) qui démontre sur le (seul) cas de la Finlande que l'immigration réduit l'emploi des natifs générant une hausse des dépenses publiques au niveau municipal (éducation, santé, dépenses sociales). À l'inverse, Jofre-Monseny et al., (2016) estime que la hausse de la proportion de migrants hors UE-15 de 6.9% en Espagne entre 1998 et 2006 a entraîné une baisse de la demande de redistribution des natifs et par conséquent une diminution des dépenses publiques de 32.5 euros par tête.

Cependant, ces analyses ne rendent que partiellement compte des conséquences de l'immigration sur les finances publiques. Car ceci nécessiterait de considérer non seulement toutes les dépenses publiques imputables aux migrants mais aussi leurs contributions financières par le biais des impôts et des cotisations de sécurité sociale (Hinter et Zimmermann, 2014).

C'est l'objet de l'analyse de Chojnicki (2013) qui a montré sur la base d'une approche statique que la contribution nette globale de l'immigration au budget de l'État français en 2005 est de +3.9 milliards d'euros. Ainsi pour l'année 2005, un immigrant aurait effectué un paiement net de l'ordre de +800 euros contre environ -220 euros en moyenne pour un natif. Dans une perspective dynamique (méthode comptabilité générationnelle), la valeur actualisée en 2005 de la contribution moyenne d'un immigrant sur le restant de sa vie est de l'ordre de -8737 euros. Ce qui est faible comparé à celle d'un natif de 2005 est de 28210 euros. Dans le même ordre d'idées, Chojnicki et Ragot (2016) et Chojnicki et al., (2022) estiment que l'impact budgétaire de l'immigration est globalement faible (entre -0.5 et +0.05% du PIB) malgré leur surreprésentation dans certaines branches de la sécurité sociale et tend à s'améliorer avec le niveau de qualification des immigrants. Monso (2008) trouve aussi que cette contribution nette est légèrement négative et très dépendante de la structure par âge de la population.

D'autres études trouvent aussi que cet impact est relativement faible. Pour la Suède, Ekberg (2011) a montré sur la période 2006-2050 que la contribution nette des immigrants peut être positive ou négative en fonction des années mais reste inférieure à 1% du PIB. Cependant, elle s'améliore avec l'augmentation du nombre d'immigrés, avec une bonne intégration au marché du travail et surtout pour les pays au vieillissement démographique avancé.

Dans ces pays, la croissance de la population est faible et dans cette condition l'immigration génère un dividende démographique (hausse de la population active) qui stimule à son tour la

création de richesse et les taxes. Cet effet positif sur les finances publiques est d'autant plus élevé que les transferts intergénérationnels sont importants. Les résultats de d'Albis et al., (2019) pour 19 pays de l'OCDE dont 15 pays d'Europe établissent ainsi qu'un choc migratoire accroît le PIB par tête de +0.25% et +0.31 respectivement à l'an 1 et 2 du choc. En outre, l'immigration améliore l'équilibre budgétaire de +0.12% du PIB sur les deux premières années de choc. Une autre analyse comparative de Liebig et Mo (2013) sur les pays européens de l'OCDE ainsi que le Canada, les États-Unis et l'Australie montre une contribution nette moyenne de  $\pm 0.5\%$  du PIB par an. Cette position fiscale des immigrants est principalement déterminée par trois facteurs à savoir l'emploi, l'âge à l'arrivée et la composition de la population d'immigrés (travail, famille, etc.) qui expliquent en grande partie les variations entre pays de la situation fiscale des migrants par rapport aux natifs.

Au-delà de ces facteurs, d'autres études mettent en évidence l'importance des institutions du marché du travail et du système de protection sociale comme facteur déterminant de la situation fiscale des immigrants. Furlanetto et Robstad (2019) estiment pour la Norvège et à l'aide d'un modèle VAR l'impact d'un choc migratoire sur les finances publiques mesuré par la différence entre rentrées fiscales et les dépenses publiques. Ils trouvent un effet positif et faible à court terme mais qui dépend de l'existence ou non d'un choc d'offre de travail domestique. En situation de faible participation des natifs au marché du travail, l'immigration augmente significativement mais cela va de pair avec la réduction du taux de chômage et les dépenses liées aux prestations chômage. Pour Berger et al., (2016), l'immigration accroît les recettes publiques (de +14.3% en France, +7.3% en France, +6.2% en UK et de +1.7% en Pologne) et renforce la soutenabilité des systèmes de pensions à l'horizon 2060. Ils expliquent cet écart dans la capacité des pays européens à profiter de l'immigration par les différences dans le système de protection sociale (système bismarckien ou beveridgien), du marché du travail et de la structure par âge et par qualification des flux migratoires. Dans le même ordre d'idées, Hinter et Zimmermann (2014) ont montré que la contribution nette des migrants en Allemagne est positive tandis qu'elle est négative au Danemark. La principale explication serait pour eux que le système allemand de protection sociale conditionne la durée et les montants de la plupart des transferts (chômage, retraite, etc.) à une participation au marché du travail. Alors que dans le système danois, les régimes de retraite ne sont pas liés aux activités professionnelles et aux cotisations antérieures. Ce qui tend à favoriser les travailleurs natifs et migrants à bas salaires.

À l'inverse de ces résultats, Izquierdo et al., (2010) pour le cas de l'Espagne ont montré que l'immigration, quelle que soient la taille et la composition (qualifiée ou peu qualifiée) ne suffit pas à réduire les dépenses de retraite. D'autres comme Chojnicki et Ragot (2016) pour la France trouvent que l'âge et une politique migratoire sélective en faveur des migrants qualifiés réduiraient la pression fiscale imposée par le vieillissement de la population à court et moyen terme. À long terme, cet effet bénéfique de la politique sélective disparaît car les coûts associés au vieillissement de la population l'emporteraient sur les effets positifs de court et moyen terme.

La principale limite de ces évaluations réside dans la non prise en compte des retours aux pays d'origine. Or ces derniers peuvent être significatifs une fois l'âge de la retraite atteint et par conséquent permettre au pays d'accueil de réaliser d'importantes économies (Oxford Economics, 2018). Les deux études de Chojnicki et Ragot (2016) et Izquierdo et al., (2010) surestiment les dépenses de retraite associées à l'immigration.

Les études récentes de Hansen et al., (2017) pour le Danemark, de Burzyński et al., (2018) pour l'UE et celle plus ancienne de Monso (2008) pour la France prennent en considération ce scénario du retour au pays. Burzyński et al., (2018) montrent que l'immigration affecte positivement le revenu des ménages autochtones à travers son impact sur les finances publiques<sup>27</sup>. En effet, en générant un impact budgétaire positif qui tend à s'améliorer avec le niveau de qualification et le taux d'emploi des immigrés, l'immigration réduit la pression fiscale sur les salaires des natifs en vue de financer les dépenses liées au vieillissement de la population (retraite, santé, etc.)<sup>28</sup>. Cependant, ils ne considèrent que les personnes âgées de 25 ans ou plus. Ce qui tend à surestimer les rentrées fiscales ou à sous-estimer les dépenses sociales dues à l'immigration qui sont plus importantes dans la tranche d'âge entre 0 et 20 ans (Hansen et al., 2017; Schou, 2006; Storesletten, 2003). En outre, ils répartissent les coûts liés à la fourniture de services publics de manière identique entre les natifs et les immigrés.

Or il existe des services publics à l'instar de la défense et de l'administration centrale qui peuvent être étendus à la population immigrante sans coût supplémentaire (Monso, 2008; Rowthorn, 2014). Selon Nyman et Ahlskog (2018) ces services sont qualifiés de *biens non*

---

<sup>27</sup> L'impact sur les finances publiques est mesuré par la différence entre les coûts fiscaux induits par les migrants âgés et les gains fiscaux induits par les migrants plus jeunes.

<sup>28</sup> Ceci suppose que le gouvernement finance les transferts et la consommation publique en prélevant des impôts sur les revenus du travail, sur les dépenses de consommation et sur les revenus du capital.

*congestibles*. Dans ces conditions, Hansen et al., (2017) préconisent d'imputer les coûts de ces services en utilisant le coût marginal qui peut être considéré comme nul pour une petite variation de la taille de la population immigrante<sup>29</sup>. Leur analyse démontre que les migrants venant des pays riches ont un impact budgétaire positif tandis que ceux des pays en développement ont un fort impact négatif. Cette différence est surtout liée à une faible intégration sur le marché du travail, à la retraite anticipée et au caractère universel du système de protection sociale danois. En outre, Monso (2008) trouve aussi que la contribution nette des immigrés en France est légèrement négative et très dépendante de la structure par âge de la population.

### **1.3.3 L'impact budgétaire de l'immigration intra-européenne**

Le **tableau 1.6** répertorie les résultats de dix études récentes sur l'impact budgétaire des migrants en provenance des pays européens. La plupart des évaluations utilisent une approche statique et s'accordent souvent sur une contribution nette faiblement positive des migrants venant des autres pays européens; malgré la diversité des hypothèses considérées et les spécificités de chaque pays d'accueil. Un des facteurs explicatifs de ce résultat est que ces flux concernent essentiellement une migration de travail. Donc ces flux sont concentrés sur une tranche d'âge au cours de laquelle les contributions nettes aux finances publiques du pays d'accueil sont souvent positives<sup>30</sup>. En outre, les migrations intra-européennes sont moins importantes que celles en provenance des pays non-européens.

---

<sup>29</sup> Même si cette variation engendre de coûts supplémentaires, ils sont parfois inférieurs au coût moyen de la fourniture du service public.

<sup>30</sup> Une contribution nette positive ne signifie pas forcément que les migrants européens payent plus d'impôts et de taxes que les autres catégories de migrants. Elle peut aussi être la conséquence de faibles coûts engendrés dans le pays d'accueil.

Tableau 1.6: Sélection d'études sur l'impact budgétaire des migrations intra-européennes

Pays	Temps	Auteur(s)	Méthode	Résultats
Europe	2005-2015	Österman et al., (2019)	Statique	-Contribution nette moyenne d'un ménage migrant européen entre +4800 et +5500 euros par an selon le régime d'État-providence. Impact budgétaire positif entre +0.19 et +0.54% du PIB.
EEE	2004-2015	Nyman et Ahlskog (2018)	Statique	-Impact budgétaire des migrants européens de $\pm 0.5\%$ du PIB sauf en Estonie, Pologne et Slovaquie où l'impact est négatif. -Contribution nette d'un ménage migrant européen de $\pm 5000$ euros par an (plus que les natifs).
Royaume-Uni	2005-2009	Dustmann et al., (2010)	Statique	-Les migrants A8 ont respectivement une probabilité plus faible de 57% et 59% que les natifs d'occuper un logement social et de demander une prestation sociale. -Contribution nette positive des migrants A8 (ratio Revenus/dépenses entre 1.35 et 1.60 sur chaque année contre 0.80 et 0.89 pour les natifs).
Royaume-Uni	1995-2011	Dustmann et Frattini (2014)	Statique	-Contribution positive entre +4.4 (effet moyen) et +28.2 (effet marginal) millions de livre streling pour les migrants EEE contre -117.9 (effet moyen) et -59.6 (effet marginal) millions pour les migrants non-EEE.
Royaume-Uni	2016	Migration Advisory Committee (2018)	Statique et Dynamique (Valeur Actuelle Nette)	- <u>Approche statique (en milliards de livre)</u> : Contribution nette +4.5 pour les migrants EEE et -9 pour les migrants hors EEE et -41.4 pour les natifs. Contribution nette annuelle moyenne (en livre) : +2310 par migrant EEE, +3740 par migrant UE-13, -840 par migrant hors EEE, et -70 par natifs - <u>Approche dynamique</u> : Contribution nette sur la durée de vie des 515 000 migrants arrivés en 2016 = +26.9 milliards de Livres. Contribution actualisée en 2016 = +78000 livres par migrants EEE et +28000 par migrants hors EEE.
Suède	2011	Ruist (2014)	Statique	-Contribution nette de +30000 SEK des migrants bulgares et roumains.
Pologne	2012	Kaczmarczyk (2015)		-Contribution nette positive des migrants ukrainiens sur la période d'âge actif (15-66 ans) et quelque soit le statut légal. Elle est plus élevée que celle des natifs.
Danemark	2002-2013	Martinsen et Rotger (2017)	Statique	-Contribution nette des migrants de l'UE de +6.633 milliards d'euros soit une moyenne de +6000 euros par migrant. - <u>Contribution nette moyenne par âge (en euros)</u> : 0-16 ans = -5000; 17-24 ans = nul; 25-64 ans = +12500; et 65 et plus = -15000 environ - <u>Contribution nette moyenne selon le nombre d'années de séjour (en euros)</u> : Moins de 3 ans = +4000 ; Plus de 3 ans = +9000.
Autriche, Allemagne, Pays-Bas, Royaume-Uni	2013	Bogdanov et al., (2014)	Statique	-Les migrants européens ont moins de chance de percevoir des transferts que les natifs en Autriche, en Allemagne et au Royaume-Uni. -Contribution nette des migrants européens en 2013 (en milliards d'euros): Autriche (+2.59), Allemagne (+11), Pays-Bas (+1.5) et au Royaume-Uni (+7.7)

27 pays UE	2015	Christl et al., (2022)	Statique et Dynamique	-Contribution nette positive pour les natifs et les migrants (européens et non européens) entre 25 et 65 ans et négative entre 0 et 24 ans et à partir de 65 ans; -Contribution négative pour les femmes comparées aux hommes; -Contribution faiblement positive pour les migrants peu et moyennement qualifiés entre 20 et 60 ans et négative sinon; - <u>Contribution nette moyenne en 2015 (en euros)</u> : -416 par natifs, -208 par migrant UE, -219 par migrant non européen ; - <u>Contribution nette sur le cycle de vie 0-85 ans (en euros)</u> : -1855 par natifs, -2526 par migrant européen et -3791 par migrant non européen.
------------	------	------------------------	-----------------------	--

Notes: UE = Union Européenne. SEK = Couronne Suédoise. Les migrants A8 sont ceux des pays qui ont rejoints l'UE en 2004. EEE = Espace Économique Européen.

Pour le Royaume-Uni, Dustmann et al., (2010) ont montré que les migrants A8 qui sont venus après l'élargissement de l'UE en 2004 ont respectivement une probabilité plus faible de 57% et 59% que les natifs d'occuper un logement social et de demander une prestation sociale. En outre, ils contribuent plus que les natifs aux finances publiques car leur ratio revenus/dépenses est compris entre 1.35 et 1.60 contre 0.80 et 0.89 pour les natifs. Migration Advisory Committee (2018) a montré que les migrants venant de l'Espace Économique Européen (EEE) contribuent positivement aux finances publiques et plus que les natifs et les migrants hors EEE qui ont une contribution négative quelle que soit l'approche méthodologique utilisée (statique ou dynamique).

Une autre analyse de Dustmann et Frattini (2014) corroborent ce résultat en estimant la contribution nette des migrants de l'EEE à une fourchette entre +4.4 et +28.2 milliards de livre sterling contre -117.9 et -59.6 milliards pour les migrants hors EEE. Ce résultat sous-estime la contribution nette des migrants car les auteurs attribuent les coûts liés à l'éducation des enfants aux immigrés adultes tandis que la contribution future de ces enfants est imputée aux natifs. Sinon l'impact budgétaire des migrants serait plus important.

Ruist (2014) a montré que les migrants bulgares et roumains arrivés en Suède après l'élargissement de l'UE en 2007 ont eu une forte contribution positive sur les finances publiques notamment à cause de leur jeune âge car très peu d'entre eux avaient plus de 65 ans.



Pour un nombre de 4073 migrants arrivés entre 2007 et 2010, les transferts reçus au titre de la pension s'élèvent en moyenne à 328 couronnes danoises et avec une contribution moyenne aux pensions supérieure de +37 471 couronnes à celle des natifs. L'analyse de Kaczmarczyk (2015) pour la Pologne corrobore ce résultat pour les migrants ukrainiens en âge de travailler et quel que soit leur statut légal. Martinsen et Rotger (2017) pour le Danemark ont aussi montré via une approche statique que la contribution moyenne des migrants de l'UE est fortement dépendante de l'âge et du nombre d'années passées dans le pays.

La littérature sur l'impact budgétaire des migrations intra-européennes porte essentiellement sur un petit nombre de pays. Les analyses comparatives impliquant un grand nombre de pays sont rares du fait d'un manque de données fiables et comparables entre les pays. Or ces analyses sont nécessaires à double titre car elles permettent non seulement d'avoir une vue d'ensemble des effets fiscaux de l'immigration mais aussi de faire la comparaison entre pays ayant des régimes de protection sociale et des politiques de marché du travail différents (Nyman et Ahlskog, 2018). Des analyses récentes tentent de pallier cette limite.

C'est le cas de Bogdanov et al., (2014) qui s'intéressent à l'impact fiscal en Autriche, au Royaume-Uni, en Allemagne et au Pays-Bas sur la période 2007-2013. Ils trouvent que les migrants européens sont des contributeurs nets sur l'ensemble des pays. Mais lorsqu'ils excluent les taxes payées et les transferts reçus par les migrants au titre de la retraite, la contribution des migrants devient négative au Pays-Bas. Dans le même ordre d'idées, Österman et al., (2019) estiment la contribution des migrants européens entre +0.19 et +0.54% du PIB; En moyenne, cette contribution est plus importante dans les pays ayant un État providence relevant d'un modèle universaliste (Danemark, Finland, Suède, Norvège, Islande) que dans ceux qui relèvent selon la typologie des auteurs du modèle corporatiste continental (France, Autriche, Belgique, Allemagne, Pays-Bas, Suisse).

L'étude de Nyman et Ahlskog (2018) sur 29 pays de l'Espace Économique Européen (EEE)<sup>31</sup> soutient ce résultat avec une contribution de  $\pm 0.5\%$  du PIB sauf en Estonie, au Slovaquie et surtout en Pologne où elle est négative à cause d'une très forte proportion de migrants âgés. Leur analyse considère comme dépenses publiques les biens congestibles (les

---

<sup>31</sup> Les 29 pays considérés sont: Autriche, Belgique, Bulgarie, Suisse, Chypre, République Tchèque, Allemagne, Danemark, Estonie, Espagne, Finlande, France, Grèce, Croatie, Hongrie, Irlande, Islande, Italie, Lituanie, Lettonie, Malte, Hollande, Norvège, Pologne, Portugal, Suède, Slovaquie, Slovénie, Slovaquie et le Royaume-Uni.

parcs, les routes, etc.) et non-congestibles (la défense, l'administration centrale, etc.), les pensions, l'éducation, la police et les prisons et les prestations sociales; et comme revenus publics les prélèvements directs (impôt sur le revenu, contribution à la sécurité sociale, etc.) et indirectes (taxe sur la consommation, les importations, etc.) et les impôts sur le capital et les sociétés. Une récente évaluation par Christl et al., (2022) indique une contribution positive entre 25 et 65 ans pour les migrants européens et non européens. Entre 0 et 24 ans et au-delà de 65 ans, la contribution est négative. Cependant, ils ont tous une contribution nette moyenne négative mais supérieure à celle des natifs. Ce qui pourrait signifier qu'aujourd'hui les migrants européens et non européens pèsent en moyenne moins que les natifs sur le budget des États des 27 pays de l'UE.

### **1.3.4 L'impact des réfugiés et des demandeurs d'asile**

La politique relative à l'accueil des réfugiés et à leur répartition entre les différents pays membres de l'UE sont des sujets de vives controverses. Selon Dustmann et Preston (2007) et Ruist (2015), les partisans d'une politique de fermeté considèrent que l'accueil des réfugiés est source de risques voire de périls concernant les valeurs culturelles, l'insécurité et les finances publiques. D'ailleurs, ces facteurs combinés à l'impact sur le marché du travail sont les principales inquiétudes de ceux qui s'opposent à l'immigration en général (Card et al., 2012).

Cette recherche n'entend pas traiter de ces différents aspects car ils sortent pour partie largement du champ de compétences de l'économiste. Elle se limitera donc à rendre compte des travaux qui se concentrent sur les finances publiques, en admettant que les conclusions qui en résultent sont conditionnées par ce choix.

Selon les données d'EUROSTAT, le nombre de demandeurs d'asile en Europe et en provenance des pays non-européens était relativement stable sur la période 2008-2012 fluctuant entre 200 000 et 300 000. Par la suite, les demandes n'ont cessé d'augmenter pour atteindre environ 1.282 million en 2015 dont 1.216 million de primo-demandeurs<sup>32</sup>. Plus de la moitié de ces primo-demandeurs (70%) sont en âge de travailler (entre 18 et 64 ans). Pour la première fois depuis la Seconde Guerre mondiale, le nombre de demandeurs d'asile dans l'Union Européenne excède le million (Kancs et Lecca, 2018). Dans l'UE-28, sur les décisions de

---

<sup>32</sup> On désigne par primo-demandeurs d'asile toute personne ayant déposé une demande de protection internationale pour la première fois.

première instance (593.000), 52% ont été reconnus comme étant de véritables réfugiés contre 46% en 2014. Ceci a conduit à l’octroi soit du statut de réfugié, soit du statut conféré par la protection subsidiaire ou d’une autorisation de séjour pour raisons humanitaires; soit 308 360 personnes<sup>33</sup>. Depuis, les demandes sont en moyenne de 756 208 par année sur la période 2016-2022.

Le **tableau 1.7** résume les résultats obtenus à travers douze études évaluant l’impact des réfugiés sur les finances publiques. Fiorio et al., (2022) ont tenté d’évaluer l’impact budgétaire de ces flux dans l’UE-14 (à l’exception du Royaume-Uni) en se focalisant sur la période 2014-2018 marquée par la “*crise des réfugiés*”. Pour ce faire, ils utilisent la base de données d’enquête sur le revenu et les Conditions de vie de l’UE (EU-SILC) et la base EUROMOD qui fournissent des informations détaillées sur la situation fiscale et sociale des ménages européennes. Ils calculent la contribution fiscale nette des immigrants et des natifs par la différence entre les prélèvements et les transferts monétaires reçus à titre individuel et au niveau du ménage pour la santé, l’éducation, la retraite, le chômage et les allocations familiales. Leurs résultats montrent en général une contribution nette annuelle positive des immigrants supérieure (+1510 euros par tête) à celle des non-immigrants (+32 euros par tête). Mais ce résultat diffère entre les pays. Au Suède et en France, en moyenne les natifs contribuent plus aux finances publiques que les immigrants. Le contraire est observé en Espagne, en Allemagne et en Italie. Ils expliquent ce résultat par une sélection des immigrants sur la base de caractéristiques fortement favorables à une contribution positive notamment le niveau d’éducation et l’intégration au marché du travail.

---

<sup>33</sup>[https://ec.europa.eu/eurostat/statisticsexplained/index.php?title=Archive:Statistiques\\_sur\\_l%E2%80%99asile&oldid=320318#Les\\_d.C3.A9cisions\\_relatives\\_aux\\_demandes\\_d.E2.80.99asile](https://ec.europa.eu/eurostat/statisticsexplained/index.php?title=Archive:Statistiques_sur_l%E2%80%99asile&oldid=320318#Les_d.C3.A9cisions_relatives_aux_demandes_d.E2.80.99asile)

Tableau 1.7: Sélection d'études sur l'impact budgétaire des réfugiés et des demandeurs d'asile

Pays	Temps	Auteur(s)	Méthode	Résultats
EU-14	2014-2018	Fiorio et al. (2022)	Statique	-Contribution nette aux finances publiques positive pour les immigrants de 1510 euros par tête et 32 euros par tête pour les natifs.
Pays membres UE	2015-2016	European Commission (2016)	Dynamique: Macro-économique	- Coût fiscal net entre 0.1% et 0.6% du PIB en fonction des pays Autriche (0.6%), Allemagne (0.5%), Hongrie, Danemark, Italie (0.1%).
Pays membres de l'UE	2015-2060	Kancs et Lecca (2018)	Dynamique: Modèle d'équilibre général	- Scénario statu quo : Valeur actuelle nette négative sur toute la période - Scénario intégration avancée et intégration complète : VAN négative jusqu'à l'an 9 (2024) après le choc puis positif jusqu'en 2060.
Suède	2015	Ruist (2020)	Statique	-Contribution nette des réfugiés aux finances publiques négative de 1% du PIB -Si l'UE accueille l'ensemble des réfugiés vivant en Afrique et en Asie, la contribution nette serait négative, soit 0.6% du PIB de l'union.
Suède	2015	Ruist (2019)	Dynamique: Valeur actuelle nette	-Pour les réfugiés originaires d'un pays au marché du travail performant: contribution nette de -5300 euros par an -Pour les réfugiés originaires d'un pays au marché du travail moins performant: contribution nette de -9400 euros par an.
Suède	2007	Ruist (2015)	Statique	-Impact budgétaire négatif équivalent à 1% du PIB de la Suède en 2007.
Suède	2006-2012	Aldén et Hammarstedt (2019)	Statique	-Coût fiscal net entre 8000 et 16 000€ la première année; et 3000 et 10 000€ après 7 ans.
15 pays européens	1985-2015	d'Albis et al., (2018)	Dynamique: Macro-économique (Panel VAR)	-Solde budgétaire augmente de +0.07 point de pourcentage un an après le choc, +0.15 après 5 ans et -0.01 après 10 ans -Taux de chômage baisse de -0.21 point de pourcentage 2 et 5 ans après le choc et -0.02 après 10 ans. -PIB par tête augmente de +0.45 point de pourcentage 1 an après le choc, +0.59 après 5 ans et +0.13 après 10 ans.
Allemagne	2015-2030	Bach et al., (2017)	Dynamique: Macro-économique	- <u>Sans investissements pour l'intégration</u> : impact fiscal annuel moyen sur la période 2015-2030 (-2.1 milliards, soit 26 € par tête) ; -0.07% du PIB de 2015. - <u>Investissements en langue et compétences professionnelles (+3.3 milliards d'euros)</u> : impact fiscal annuel moyen plus bas de 689 millions (soit 8 € par tête) par rapport au scénario sans investissements soit +0.02% du PIB.
Allemagne	2002	Gerdes (2009)	Statique	-Les réfugiés yougoslaves vivant en Allemagne ont un transfert net moins négatif que ceux de la Turquie, de l'Iran, du Liban ou de la Pologne.

Danemark	2004-2008	Gerdes et al., (2011)	Statique	- <u>Transferts nets en 2004 (en Couronne danoise)</u> : Immigrés occidentaux = +2.6 milliards Immigrés non-occidentaux = -12.8 milliards - <u>Transferts nets en 2008 (en Couronne danoise)</u> : Immigrés occidentaux = +3.9 milliards Immigrés non-occidentaux = -9.1 milliards
Autriche	2015-2060	Holler et Schuster (2020)	Dynamique: Modèle à générations imbriquées	-Contribution fiscale nette négative pour les réfugiés faiblement qualifiés et en âge de travailler 1 an après leur arrivée; -Contribution fiscale nette positive avec l'âge quel que soit le niveau de qualification; -Contribution négative à la retraite (pensions, frais de santé en hausse); -Contribution positive durant la phase active ne compense pas les coûts fiscaux engendrés pendant la phase d'éducation et de retraite.

Source: Auteur.

Toutefois, cet écart entre réfugiés et natifs est élevé et peut s'expliquer par le fait que leur analyse ignore les dépenses régaliennes notamment les infrastructures, la défense, la culture, l'administration publique ou la charge de la dette. L'intégration de ces postes de dépenses dans l'évaluation de l'impact budgétaire des réfugiés ne fait pas l'objet de consensus dans la littérature (Ruist, 2015). Certaines études (Dustmann et Frattini, 2014; Gerdes, 2007; Holler et Schuster, 2020; Lee et Miller, 1998, Wadensjö, 2000) estiment que ces postes de dépenses réagissent peu à une variation marginale de la taille de la population, tandis que d'autres (voir Chojnicki et al., 2022; Hansen et al., 2017; Rowthorn, 2008; Ruist, 2014, 2015, 2019) soutiennent l'inverse.

Étant donné les efforts consentis et les moyens consacrés par l'UE depuis la *crise des réfugiés* à la politique d'externalisation de ses frontières, aux accords passés avec la Turquie, à la protection des frontières extérieures mais aussi aux fonds versés aux pays de transit et d'origine, il semble pertinent d'imputer certaines de ces dépenses dans l'évaluation de l'impact budgétaire des réfugiés ou des demandeurs d'asile.

D'ailleurs une étude de la Commission Européenne en 2016 couvre un éventail de dépenses publiques plus large en introduisant celles relatives aux opérations de sauvetage en mer, de la protection des frontières, de l'enregistrement des demandeurs d'asile, l'hébergement, la nourriture et les frais de santé. Elle trouve que le coût budgétaire des réfugiés sur la période

2015-2016 s'élève entre 0.1 et 0.6% du PIB dans les pays membres de l'UE. L'Autriche (0,6% du PIB), l'Allemagne (0.5% du PIB) et la Finlande (0.3% du PIB) étant les pays avec les coûts les plus élevés (European commission, 2016). Les simulations de l'OCDE (2013) et de Ruist (2020) pour le compte de la Suède montrent un coût fiscal net de 0.4% et 1% du PIB respectivement.

Pour Aldén et Hammarstedt (2019), le coût budgétaire net serait entre 8 000 et 16 000 euros par réfugié la première année après l'acceptation de leur demande d'asile et entre 3 000 et 10 000 euros après sept ans au Suède. Dans le même ordre d'idées, Ruist (2015) estime qu'en 2007, la contribution nette des réfugiés et de leur famille vivant au Suède était de -2.7 milliards soit 1% du PIB. Avec une hausse continue de la population d'immigrés, elle passe à 1.35% du PIB en 2015. La Suède ayant le taux d'immigration des réfugiés par habitant le plus élevé d'Europe sur les trente dernières années, il estime que ce résultat constitue le coût annuel net le plus élevé d'Europe.

Ces analyses se contentent d'évaluer la contribution nette des réfugiés. Néanmoins il paraît tout aussi important de comparer cette contribution à celle des autres catégories d'immigrants ou avec les natifs. Pour ce faire, Gerdes et al., (2011) ont comparé les transferts nets des réfugiés avec ceux des autres immigrants occidentaux et non-occidentaux résidant au Danemark sur la période 2004-2008. Via une approche statique ils trouvent que les transferts nets des immigrants occidentaux et de la seconde génération d'immigrants occidentaux s'élèvent en 2004 environ à +2.6 milliards de Couronne danoise (désormais DKK) tandis que ceux des non-occidentaux (réfugiés inclus) sont estimés à -12.8 milliards DKK. En 2008, la situation fiscale de chaque catégorie s'est améliorée en s'établissant respectivement à +3.9 et -9.1 milliards DKK due notamment à l'amélioration des opportunités d'emplois au Danemark entre ces deux dates.

Les études précédentes portent sur des périodes relativement courtes et ne captent donc que des effets de court terme largement dépendant du contexte économique et social des pays d'accueil. Or dans les premières années suivant l'arrivée, les coûts engendrés par les réfugiés peuvent être relativement élevés notamment en matière de santé, de logement, de transferts monétaires, etc. Par exemple dans les pays de l'OCDE, les allocations mensuelles aux demandeurs d'asile varient entre les pays et selon les conditions de logement. Elles peuvent varier entre 10 euros pour les adultes célibataires hébergés dans les centres d'accueil et 300 euros pour ceux qui sont sans logement. Pour la première année et pour chaque demande, les

coûts totaux associés à l'hébergement et au traitement des demandes se situe entre 8 000 et 12 000 euros (OECD, 2015)<sup>34</sup>. En Italie, le coût moyen journalier pour une personne hébergée dans un établissement du système de protection des demandeurs d'asile et des réfugiés (SPDAR)<sup>35</sup> s'élève à 35 euros par jour. Toutefois, seuls 2.50 euros sont versés directement au bénéficiaire le reste servant à couvrir les frais d'hébergement et de personnel. Ainsi le coût global du système d'accueil italien s'élève à 0.14% des dépenses de l'État (Stuchlik et Poptcheva, 2015).

Ces coûts sont d'autant plus élevés que l'accès des réfugiés au marché du travail demeure difficile quand il n'est pas tout simplement exceptionnel. Car la plupart des États européens n'autorise l'accès au marché du travail qu'après neuf mois après la demande et sous conditions. Même si au-delà de cette période l'autorisation est accordée, les obstacles demeurent nombreux et forts. On peut citer l'absence de diplômes ou de certificats justifiant de compétences spécialisées, le manque de maîtrise de la langue de travail et l'incertitude ou le manque d'information des employeurs concernant les possibilités légales de recruter des réfugiés (Stuchlik et Poptcheva, 2015). L'intégration au marché du travail peut prendre plus d'une décennie (Liebig, 2017). L'étude de Fasani et al., (2022) sur vingt pays européens montre qu'ils ont une probabilité de 11.6% plus faible de trouver un emploi et une probabilité de 22% plus élevée d'être au chômage que les autres types d'immigrants aux caractéristiques similaires. Cet écart peut persister pendant plus d'une décennie et la politique de dispersion au sein de l'Union européenne est l'une des principales causes de cette faible intégration économique. Ceci augure une contribution fiscale nette qui tend à s'améliorer avec le temps dont les modèles dynamiques sont les seuls à même de rendre compte.

C'est l'objet de l'étude de d'Albis et al., (2018) sur quinze pays européens sur la période 1985-2015. L'estimation au moyen d'un modèle VAR en données de panel révèle un effet de compensation entre les coûts engendrés par les demandeurs d'asile et leur contribution à l'économie d'accueil. Ils trouvent qu'un choc de demandeurs d'asile engendre une hausse des dépenses publiques qui est largement compensée par les rentrées fiscales dues à la baisse du

---

<sup>34</sup> Toutefois, les coûts sont d'autant plus faibles que l'instruction de leur dossier est rapide.

<sup>35</sup> Le SPDAR constitue un réseau d'autorités locales qui lancent et administrent des projets d'accueil pour les personnes contraintes de migrer (Stuchlik et Poptcheva, 2015).

taux de chômage et la hausse du PIB par tête. L'effet positif sur le PIB est observé entre la troisième et la septième année après le choc.

À l'inverse d'une grande partie de la littérature où l'impact budgétaire des réfugiés et/ou demandeurs d'asile s'améliore dans le long terme, les simulations de d'Albis et al., (2018) font état d'un effet positif dès les premières années et d'un effet négatif après dix années. Ceci peut s'expliquer par l'hétérogénéité des marchés du travail des pays européens considérés dans leur échantillon d'où il résulte que certains pays sont plus efficaces que d'autres dans l'intégration économique des réfugiés. Une autre explication tient à la longue période considérée dans les études. En effet, lorsque les réfugiés et les demandeurs d'asile arrivent dans le pays de destination en ayant déjà l'âge légal pour travailler, il y'a de fortes chances qu'ils atteignent l'âge de la retraite au cours de la période étudiée. Or cette période est caractérisée par une hausse des dépenses publiques liée aux pensions de retraite et aux frais de santé. Ce qui suggère de tenir compte des différentes phases du cycle de vie dans l'évaluation de l'impact budgétaire à savoir l'éducation, la vie active et la retraite.

C'est l'objet de l'analyse de Holler et Schuster (2020) sur le cas de l'Autriche, l'un des pays européens avec l'Allemagne et la Suède qui accueillent le plus de réfugiés. Ils calculent la contribution fiscale nette d'un réfugié sur la période 2015-2060 par la différence entre tous les prélèvements et le total des transferts reçus y compris la consommation publique (soins de santé, éducation, etc.) à base d'un modèle dynamique à génération imbriquées de type Auerbach-Kotlikoff<sup>36</sup>. Ils considèrent trois phases à savoir la phase d'éducation, l'âge de travailler et la retraite. Leurs simulations révèlent une contribution fiscale négative pour les réfugiés faiblement qualifiés et en âge de travailler 1 an après leur arrivé. Cependant, la contribution s'améliore avec l'âge et l'expérience sur le marché du travail jusqu'à devenir positive quel que soit le niveau de qualification. Une fois l'âge de la retraite atteint, la contribution redevient négative du fait des pensions reçus et des frais de santé. D'une manière générale, la contribution positive durant la vie active ne suffit pas à compenser les coûts fiscaux engendrés durant la phase d'éducation et de retraite.

Ces résultats mettent en évidence le caractère essentiel de l'intégration au marché du travail dans les impacts budgétaires de court terme. Cette intégration économique est tributaire de plusieurs facteurs parmi lesquels l'apprentissage de la langue (voir Domingues Dos Santos,

---

<sup>36</sup> Leurs études au début des années 90 sont précurseurs de la méthode de la comptabilité générationnelle.



2005), la lenteur et la complexité des procédures administratives, l'obtention d'un permis de travail et l'incertitude liée à la durée du séjour. À titre d'exemple, l'enquête conjointe menée par l'OCDE et l'Association des chambres de commerce et d'industrie allemande sur 1113 employeurs ayant au minimum dix employés révèle que plus de la moitié des employeurs estime qu'avoir une bonne maîtrise de la langue allemande est requise même pour les emplois faiblement qualifiés. Ce chiffre passe à 90% pour les emplois moyennement qualifiés. Ils estiment à 60% que la maîtrise de la langue est le principal obstacle au recrutement des demandeurs d'asile ou les réfugiés (Liebig, 2017).

À cela s'ajoute l'absence d'harmonisation des normes nationales d'accueil des demandeurs d'asile et des réfugiés. En effet, dans l'UE ces différences tiennent non seulement au délai d'instruction des dossiers de demande d'asile, aux taux d'acceptation, à l'octroi du statut d'asile ou de la protection subsidiaire, mais aussi à la définition de "*pays d'origine sûrs*" et de "*pays tiers sûrs*" (Dustmann, Fasani, et al., 2017). Les États ne sont à l'évidence pas également disposés ou préparés à répondre aux besoins des réfugiés et à leur assurer une intégration économique adéquate (Konle-Seidl, 2016). En Allemagne, à partir de 2005, des cours d'intégration (apprentissage de la langue) avaient été mis en œuvre pour les réfugiés avant d'être étendu à tous les demandeurs d'asile en 2015 quel que soit le statut de leur protection. Le manquement à cette obligation pouvait influencer la décision de renouvellement du permis de séjour (Kohlmeier et al., 2006).

Bach et al., (2017) ont tenté de simuler les implications économiques et fiscales de telles mesures en considérant les réfugiés venus en Allemagne à l'an 2015 et les membres de leur famille qui les rejoindront dans les quinze années suivantes. Ils considèrent deux scénarios. Le premier suppose que l'intégration des réfugiés suit le même processus que celle des réfugiés du passé (avant 2015). Le scénario alternatif suppose des mesures politiques d'intégration (formation linguistique et professionnelle) à partir de 2015. Leurs simulations basées sur une approche macroéconomique révèlent que dans le modèle avec formation professionnelle, la probabilité d'avoir un emploi augmente de 20% et le salaire moyen de 23%. Lorsque la formation a pour but de bien ou très bien parler l'anglais, la probabilité de trouver un emploi croît de 19%. En outre, un coût d'investissement de 3 milliards d'euros sur l'éducation et 300 millions d'euros pour l'apprentissage de la langue, réduiraient le coût budgétaire de 11 milliards à l'horizon 2030.

Une analyse plus récente de Kancs et Lecca (2018) va dans le même sens en mettant en évidence l'importance des mesures d'intégration. Ils formulent trois scénarios à savoir le statu quo, une intégration avancée et une intégration complète. Le Statu quo est caractérisé par de faibles coûts d'intégration, un taux de participation au marché du travail de 10 points de pourcentage inférieur à celui des natifs et un taux de chômage de 30 points de pourcentage supérieur. Le scénario d'intégration avancé suppose qu'après une formation professionnelle et en langue, le taux de participation des réfugiés est inférieur de 5 points de pourcentage à celui des natifs. Dans le scénario d'intégration complète, le taux d'emploi et de participation des réfugiés sont comparable à ceux des natifs. Leur simulation montre que les coûts d'intégration sont élevés à moyen et long terme mais ils sont fortement compensés par les gains fiscaux et socioéconomiques qui sont d'autant plus importants que le schéma d'intégration initiale est poussé. En fonction du scénario de politique d'intégration, l'effet annuel à long terme sur le PIB serait supérieur de 0.2 à 1.6% de la croissance du scénario de base. Si la politique d'intégration est financée par emprunt, le remboursement intégral de ce prêt serait effectif à long terme.

Au-delà des éléments contextuels du pays d'accueil, la situation socioéconomique du réfugié ou du demandeur d'asile avant le départ de son pays d'origine est un facteur déterminant dans le processus d'intégration même si elle est rarement prise en compte dans les évaluations empiriques. Non seulement elle constitue un proxy de la qualité de l'éducation du pays d'origine mais elle détermine aussi le statut légal accordé une fois dans le pays d'accueil. Les réfugiés en fonction de leur pays d'origine et de leur niveau de qualification peuvent s'intégrer différemment au marché du travail. D'ailleurs pour Ruist (2019), les réfugiés venant de l'ex-Yougoslavie, de l'Éthiopie, de l'Érythrée et de l'Iran qu'il qualifie de pays au marché du travail historiquement performant ont une contribution nette positive au bout de 15-40 ans après leur arrivée avant d'être négative à l'âge de la retraite. À l'opposé, pour ceux venant des pays au marché du travail moins performant (Somalie, Iraq), la contribution nette est presque nulle au bout de 20 à 30 ans avant d'être négative. En moyenne, sur les 58 années<sup>37</sup> qu'un réfugié peut espérer vivre en Suède après son arrivée, la contribution nette s'élève à -5300 et -9400 couronnes suédoises respectivement.

---

<sup>37</sup> Les 58,3 années constituent une estimation de l'auteur du nombre d'années qu'un réfugié espère vivre en Suède après son arrivée.

Ces résultats se rapprochent de ceux de Gerdes (2009) qui trouve qu'en Allemagne, les réfugiés de l'ex-Yougoslavie ont un transfert net moindre que ceux venant du Liban, de la Turquie, de la Pologne ou de l'Iran. Cette différence est liée à une meilleure maîtrise de la langue allemande et un réseau social plus développée dans le pays d'accueil.

Malgré l'exposition des pays européens aux flux de réfugiés et les vives controverses qu'ils suscitent, la littérature portant sur l'impact budgétaire des réfugiés y est très peu développée comparé à l'évaluation des effets sur le marché du travail. D'une manière générale, ce constat demeure même si notre analyse porte sur une littérature plus récente. Les études empiriques présentées au **tableau 1.7** révèlent trois points importants.

Premièrement, les réfugiés et les demandeurs d'asile ont en général une contribution budgétaire nette négative comparée aux natifs et autres migrants. Mais elle tend à s'améliorer dans le temps avant de redevenir négative lorsque l'âge de la retraite est atteint. Cependant, les analyses intertemporelles révèlent que ce déficit ne menace aucunement la soutenabilité du système de protection sociale en ce sens qu'il s'élève approximativement à 1% du produit intérieur brut.

Deuxièmement, la littérature montre aussi que le coût fiscal net des réfugiés et des demandeurs d'asile est d'autant plus faible que l'intégration au marché du travail est rapide et qu'ils sont en âge de travailler. Ceci suppose de la part des décideurs politiques une amélioration des politiques d'intégration dès l'arrivée notamment sous forme d'un apprentissage de la langue et d'une formation professionnelle spécifique. Même si ces initiatives existent dans plusieurs pays européens, elles doivent s'étendre sur une plus longue période spécifiquement pour les réfugiés (comparativement aux autres catégories de migrants) pour avoir les effets escomptés en termes d'insertion professionnelle. Les estimations menées par Pont-Grau et al., (2023) à l'aide de la méthode des Doubles Différences (DID) soutiennent ce résultat pour le cas de la France.

Troisièmement, les résultats des estimations menées sur un pays ne doivent pas être généralisés à d'autres pays européens compte tenu de la diversité des hypothèses faites sur l'avenir au sujet de la démographie, de la conjoncture économique et de la politique sociale et migratoire; mais aussi de la nature des dépenses et recettes publiques imputables aux réfugiés et aux demandeurs d'asile. Les résultats obtenus sont très sensibles à ces hypothèses.

## 1.4 Conclusion

L'objet de ce chapitre était de passer en revue la littérature sur les impacts de l'immigration d'une part sur le marché du travail et d'autre part sur les finances publiques en Europe dans un contexte où l'immigration y est devenue l'une des préoccupations majeures (Eurobarometer, 2018b). La première section a tenté d'identifier les mécanismes théoriques à travers lesquels l'immigration affecte les salaires et les opportunités d'emploi des natifs. Nous avons ensuite resserré le spectre sur les études empiriques et celles qui insistent sur les régulations du marché du travail. La seconde section s'est efforcée de classer les différentes approches utilisées dans la littérature pour évaluer l'impact budgétaire de l'immigration (migration européenne et non européenne) et ensuite plus spécifiquement celui des réfugiés et des demandeurs d'asile.

Nous avons alors sélectionné un ensemble de contributions empiriques composé de 83 articles empiriques dont 43 pour les impacts sur le marché du travail et 40 pour l'impact budgétaire. Les articles exploités datent en majorité de la dernière décennie.

Les résultats révèlent que l'impact de l'immigration sur les salaires est positif mais faible. Quant aux impacts sur l'emploi, ils sont nuls ou faiblement négatifs surtout chez les natifs faiblement qualifiés notamment à cause des ajustements de ces derniers suite à un choc migratoire (spécialisation vers des tâches plus complexes ou migration interne). Cependant, ces résultats sont très dépendants du degré de flexibilité du marché du travail. En effet, les impacts sur l'emploi sont d'autant plus élevés que les institutions du marché du travail et les salaires sont rigides. Pour les réfugiés, la littérature qui s'y consacre traite surtout des épisodes migratoires historiques (retour des pieds noirs en France, les réfugiés de la guerre des balkans et du *Printemps Arabe*, chute du mur de Berlin) mais demeure très peu développée. D'une manière générale, elle aboutit à des effets négatifs sur les salaires et l'emploi mais uniquement à court terme car le caractère soudain et temporaire de ces chocs fait qu'ils se dissipent avec le temps.

Pour ce qui concerne l'impact budgétaire de l'immigration, les études empiriques indiquent que les migrants européens ont une contribution nette budgétaire positive. L'impact des migrants non européens est fortement dépendant de la méthodologie utilisée mais reste globalement faible. À l'inverse, la contribution nette budgétaire des réfugiés et des demandeurs d'asile est négative du fait notamment des restrictions et des obstacles d'accès au marché du travail dont ils sont l'objet et par conséquent leur faible intégration économique. En général,

dans la plupart des pays européens, le déficit que les migrants peuvent engendrer ne menace pas la soutenabilité du système de protection sociale et leur contribution fiscale nette s'améliore avec l'âge jusqu'à la retraite et avec le nombre d'années de séjour. Enfin, bien que l'immigration réduise le ratio de dépendance démographique, elle s'avère insuffisante pour compenser les dépenses publiques liées au vieillissement de la population européenne.

Malgré ces résultats, la logique de la politique d'immigration dans les pays développés est celle de la restriction combinée à la mise en place de mesures incitatives pour attirer des immigrés hautement qualifiés jugés économiquement plus attractifs (Chiswick et al., 2011; Peri et al., 2015) aussi bien pour le marché du travail que pour les finances publiques. Ceci constitue une des réponses des décideurs publics aux inquiétudes relatives aux coûts économiques de l'immigration faiblement qualifiée (Boeri, 2010). Par exemple en Europe, 88% des Suédois souhaitent que les travailleurs hautement qualifiés s'installent et travaillent dans leur pays, 85% pour les britanniques, 81% pour les allemands et 67% pour la Français (Wike and al., 2019). Dans ces circonstances, la composition en termes de qualifications de l'immigration peut être potentiellement liée au soutien des natifs à l'État providence. Dans le prochain chapitre, nous testerons empiriquement cette hypothèse.



**Chapter 2: Impact of the skill of migrants on natives'  
demand for redistribution: Evidence from  
European countries**

## 2.1 Introduction

Over the last decades, Europe has been one of the regions receiving the most international migrants. In 2019, they represented 11% of the European population compared to 6.9% in 1990 (UN DESA, 2019). While the intra-regional migration flows have garnered less attention, those from outside Europe have been subject to intense debates. Natives are increasingly worried that immigrants are attracted by the generosity of the welfare state (Razin and Wahba, 2015). Immigrants are perceived by the natives as being unemployed, impoverished, unproductive and unskilled (Alesina and al., 2018; Moriconi and al., 2022), and therefore constitute a fiscal burden for the hosting countries. The anti-immigration rhetoric of far-right parties and the recent inflow of refugees in European countries have contributed to adding weight to the rationale that immigrants are a fiscal burden.

For several scholars, increasing diversity may be harmful to public demand for social policy because natives are less likely to share public resources with foreign-born considered as welfare dependent. Alesina and Glaeser (2004) argue that ethnic heterogeneity is one of the main factors explaining the low level of redistributive policies in the United States in comparison to Europe. This view is also supported by Gilens (1999) and Lipset and Marks (2000). They state that the difference in natives' demand for income redistribution explains better the discrepancy between two regions than the taxation system, inequality or income mobility. Because natives pay particular attention to the characteristics of who gives and the identity of who benefits from social spending (Cavaillé and Trump, 2015; Sánchez-Pagés and Solano García, 2016).

Given the way immigration is linked to the welfare burden in the European debate and the opposition it is subjected to, it is of great interest to investigate if low-skilled immigration may lead native workers to favour less redistribution. As they are perceived to be unemployed, poor and less productive (Alesina, Miano, and al., 2018), and thus benefit more than they contribute to the state budget.

According to Alesina and Stantcheva (2020), the more diverse the society the more chauvinistic<sup>38</sup> people are because they perceive spreading welfare to additional immigrants as particularly costly. Is it the case for high-skilled immigrants who are supposed to be more valuable economically and hence rely less on social transfers? This chapter attempts to respond

---

<sup>38</sup> Welfare chauvinism refers to natives' opposition to immigrants' social rights or the fact that immigrants should not have the same access to the welfare state as native-born citizens (Eger and Breznau, 2017).



to this question empirically in the case of European countries.

Faced with the increasing share of immigrants over the last decade, European policymakers were quick to respond by moving increasingly towards more skill-oriented immigration policies. They have established different programmes of admission to non-European migrants based on their occupational experience, skill and educational endowment, persuading that high-skilled immigrants are more supported by voters and economically and socially more beneficial for the host countries (Cohen and al., 2009; Kolbe and Kayran, 2019). However, evidence for the positive impact of highly skilled immigrants on demand for redistribution is poorly understood.

Many attempts have been made in the literature aimed at analysing the interplay between immigration and demand for redistribution<sup>39</sup>. In their seminal work, Alesina and Glaeser (2004) argue that in countries with tremendous social heterogeneity, natives tend to be less supportive of redistribution and this explains the difference between EU and US welfare states. Auspurg and al., (2019), Brady and Finnigan (2014), and Burgoon and al., (2012) found no or little effect of immigration on natives' preference for more redistributive policy. Schmidt-Catran and Spies (2016) showed in the case of Germany that this effect is moderated by the economic context: the higher the unemployment rate the more negative the effect of immigration on natives' attitudes towards welfare.

To the best of our knowledge, only Alesina and al., (2021), Moriconi and al., (2019) and Murard (2017) attempted to identify the causal impact of immigrant skills on demand for redistribution. Moriconi and al., (2019) examine how immigration inflows change natives' vote for political parties identified through their position towards public welfare and public schooling. They suggest that a higher increase in highly skilled immigrant flows leads European citizens to shift their votes toward parties that favour the expansion of the welfare state. In the case of less-skilled immigrant flows, natives vote more for populist parties. Alesina and al., (2021) at a country level and Murard (2017) at the regional level analyse how immigration to Europe affected natives' demand for redistribution using the European Social Survey (ESS) database. They find that when immigration increases, natives with similar skills demand more redistribution and restrictions on migration to protect against labour market competition and job insecurities. They both assess demand for redistribution relying on answers

---

<sup>39</sup> Demand for redistribution and support for redistribution are used interchangeably.

(agree or disagree) to the statement, “*The government should take measures to reduce differences in income levels*”. We add five other indicators relating to natives’ attitudes namely jobs, housing, healthcare, unemployment, and pensions. This is, first, to account for the multidimensional aspect of the redistributive policy. Second, using a single question to measure demand for redistribution assumes that the construct is captured without measurement errors (García-Sánchez and al., 2022; Steele and Breznau, 2019) because all surveys come with errors either by design or sampling (Groves and Lyberg, 2010).

Moreover, in contrast to early studies, we follow Boeri (2010) by grouping these six welfare attitudes between non-contributory transfers (Jobs, Income, Housing, Healthcare) and contributory transfers (Unemployment, Pensions). The former refers to social transfers that are paid regardless of whether the beneficiary has made a prior contribution or not. While the last requires, beforehand, a contribution from the beneficiary. It generally concerns pensions and unemployment benefits.

This differentiation is highly relevant when exploring the relationship between immigration and demand for redistribution for several reasons. Firstly, non-contributory schemes require mobilising general government resources. Therefore, their funding weighs on the whole population contrary to contributory scheme transfers. Secondly, immigrants are overrepresented among the recipients of non-contributory transfers compared to natives and recent immigrants are typically much younger than natives. Hence, they do not receive pensions, while they benefit from in-kind transfers, such as housing transfers or schooling for their children (Boeri, 2010). For instance, using different waves of the *European Union Statistics of Income and Living Conditions* (EU-SILC) database, Conte and Mazza (2019) found that being an extra-EU immigrant is associated with a high (lower) likelihood of receiving non-contributory (contributory) transfers.

Given this evidence, if natives perceive immigration as a welfare burden, this may affect negatively their support for welfare programmes that are perceived to be mostly used by immigrants (Fox, 2012). Instead of opposing social policies, they may also want the government to expand redistribution to overcome their potential income losses if they perceive immigration as a factor increasing competition in the labour market. The latter theory is known as the “*compensation hypothesis*”.

This research aims to broaden current knowledge of the effect of immigration on demand

for redistribution by differentiating migrants across their level of skill and the type of redistributive transfer. To this end, we use the cross-country survey data from the Role of the Government module of the International Social Survey Programme (ISSP). We particularly use the two most recent rounds of this survey (2006 and 2016) to evaluate the effect of the share of low- and high-skilled immigrants<sup>40</sup> on demand for redistribution (measured through six welfare attitudes). We also control for a set of individual and country-level variables (sex, age, political affiliation, educational attainment, labour market status, union membership, the unemployment rate, per capita GDP, ethnic fractionalisation, and social expenditure).

We perform a multilevel logit model in 13 European countries (Czech Republic, Denmark, Finland, France, Germany, Hungary, Latvia, Norway, Slovakia, Slovenia, Spain, Sweden, United Kingdom). The choice of countries is dictated by data availability. As shown by Bryan and Jenkins (2013), with this small number of countries, using non-linear multilevel models may lead to biased estimates of the country's random effect variances. Although estimates of the fixed parameters are generally unbiased, they may be imprecisely estimated particularly when associated with country-level variables. For reliable estimates, they suggest either using a sample of at least 30 countries or resorting to the bootstrap technique which may improve inference and reduce bias for our country-level variables. Therefore, all estimates include the bootstrap procedure with 100 replications particularly since our main explicative variables are measured at the country level.

Data were gathered from multiple sources among which EUROSTAT, Database on Immigrants in OECD countries and non-OECD Countries (DIOC), Historical Index of Ethnic Fractionalisation (HIEF) and World Development Indicators (WDI). We focus specifically on legal immigrants given data accessibility and the fact they represent the larger share of total immigrants in Europe.

As for results, our multilevel logistic regressions fail to support a robust direct effect of low- and high-skilled immigration on natives' demand for redistribution. Rather, we find that the effects of immigration on natives' demand for redistribution are mainly driven by labour-

---

<sup>40</sup> We define immigrants as being low-skilled if they reach secondary education at most (or less than a tertiary education). It corresponds to educational levels from 0 to 4 of the International Standard Classification of Education (ISCED). Being a high-skilled immigrant means having at least one year of tertiary education which corresponds to level 5 or above of the International Standard Classification of Education (levels 5-8).

market causes. They favour more redistribution in non-contributory transfers namely in Jobs and Income when immigrants with similar skill level increases. In other words, the higher the competition in the labour market because of an increase in low or high-skilled immigration, the more natives with similar skill levels consider that it is the government's responsibility to provide jobs for everyone who wants one and to reduce income differences. These results are consistent with the *compensation hypothesis*.

The two policy domains (Jobs and Income) are highly relevant to natives particularly when they perceive immigration as associated with greater unemployment and competition in the labour market. In this context, they are more concerned about finding a job and may expect the government to set policies that reduce income inequalities that are consistent with their interest. Therefore, social transfers act as insurance against economic hardships leading natives to prefer more redistribution. There are no robust effects of immigration on contributory transfers (Unemployment and Pensions).

Interestingly, being an unemployed or a retired native has no robust effect on demand for redistribution, and this lends support to the labour market channel. Because unemployed and retired individuals do not work, and therefore they are less in competition with immigrants in the labour market. We also find that natives voting for left parties are more likely to favour redistribution particularly when immigrants are relatively skilled.

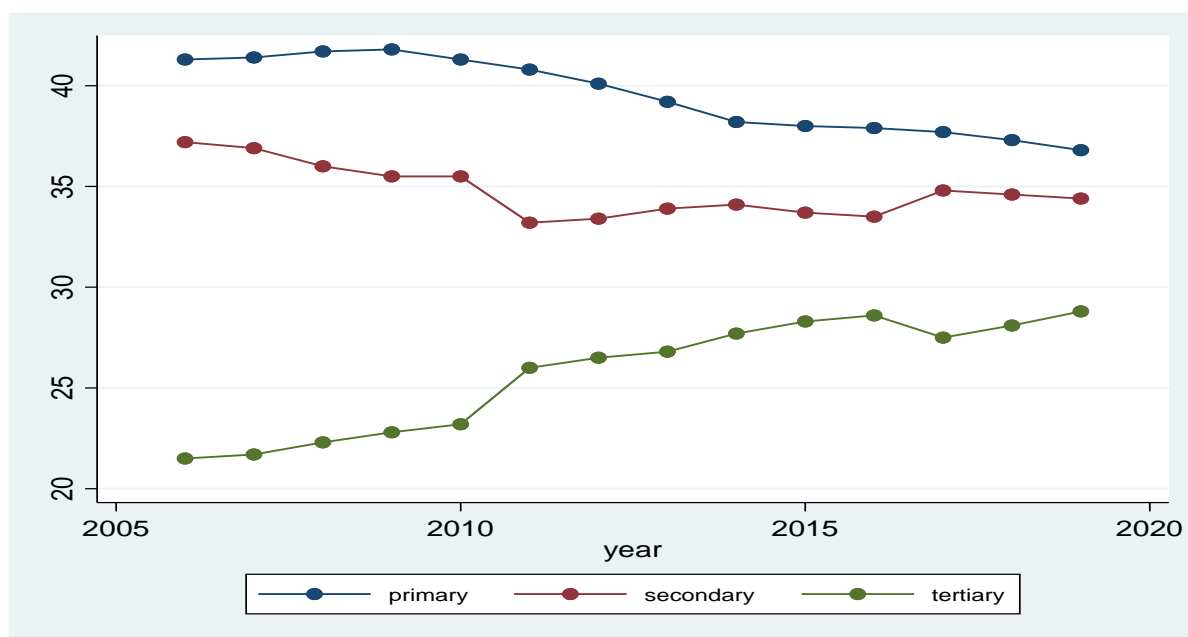
The remaining part of the chapter proceeds as follows: section 2 describes the trend in immigration by skill type in European countries over the last decades. Section 3 then reviews theoretically and empirically the relevant literature. Section 4 provides detailed information on the data and specifies the empirical strategy used to analyse the effect of immigration skills on natives' support for redistribution. Section 5 presents the main results and outlines the heterogeneous effects and robustness checks before concluding.

## **2.2 Trends in immigration**

The immigrant population in European countries has continued to grow quickly over the last twenty years. In 2019, foreign-born accounted for 11 per cent of the total population compared to 7.8 per cent in 2000 (UN, 2019). These figures include both people born outside and within European countries. In the EU-28, they represented respectively 6.9 per cent and 3.8 per cent of total immigrants in 2016 (Eurostat, 2017). **Figure 2.1** shows the trend of the population born outside the European Union in EU-28 by educational attainment from 2006 to 2019.

In 2006, a large proportion of immigrants (41.3 per cent) completed lower secondary education, while the tertiary-educated recorded the lowest share (21.5 per cent) as shown by **table 2.1**. But this gap tends to decrease over time with more skilled-oriented entrances. The downward tendency in the stock of low-skilled migrants begins in 2009 and may be inherent to the onset of the global economic crisis. The economic downturn reduced labour migration of non-EU workers insofar as entries declined to about three million between 2009 and 2010 in 24 European OECD countries (de Haas and al., 2020). Further, policymakers implement during this period different initiatives including voluntary return programmes, limitations on family reunification and work permits, and a substantial fall in irregular immigration and illegal employment (Giordano, 2015; OECD, 2012). For instance, these multiple measures lead to a significant change in the non-EU citizens' immigration between 2007 and 2008 mainly in Denmark (-17.5 per cent), Spain (-6.1 per cent), Ireland (-30.3 per cent) and Cyprus (-64.3 per cent) (Herm and Poulain, 2012; p.159).

Figure 2.1: Trend in the proportion of non-EU-born by educational levels in EU-28 (aged 15-64), 2006-2019



Source: Author's calculation. Data are from EUROSTAT (edat\_lfs\_9912)

Table 2.1: Educational attainment of the working-age population by country of birth in EU-28, 2006 and 2016

Age/Country of birth	ISCED Level (%)					
	<i>From 15 to 64 Years</i>					
	2006			2016		
	(0-2)	(3 and 4)	(5-8)	(0-2)	(3 and 4)	(5-8)
<b>Native</b>	32.9	47.2	19.9	25.4	47.5	27.1
<b>Foreign</b>	39.6	39.6	20.8	34	37.5	28.5
<b>Extra-EU-28</b>	41.3	37.2	21.5	37.9	33.5	28.
<b>Other EU-28</b>	32.4	42.7	25	24.9	40.8	34.3

Source: EUROSTAT database.

These striking negative misperceptions, in addition to those in the labour market status, religion, origin, work effort, income and the number of immigrants act as prime factors that lead natives to negatively view immigration and to be less supportive of redistribution (Alesina and al., 2018).

The various evolutions in the skill composition of immigration at the European level hide a lot of disparities at the national level. According to Eurostat data, Ireland, the United Kingdom and Luxembourg recorded the highest number of high-skilled foreigners from non-EU member states in 2016 with respectively 60.8%, 50.8% and 43.2%. Whereas countries like Slovenia, Italy and Greece attract the lowest share of tertiary-educated with respectively 10.4%, 11.7% and 13.7%. Conversely, the highest percentages of immigrants with at most a low secondary education are in Italy (54.7%), Spain (48.7%) and Greece (44.6%).

Regarding the labour market, Eurostat's (2019) data show that the unemployment rate gap between native and non-EU-born has widened in recent years. While it was 5% at the beginning of the global recession in 2008, it was 8.4% in 2016. Low-skilled, which represent the most considerable part of the foreign population (**Figure 2.1**), are less integrated into the labour market. In addition, non-EU citizens compared to natives are much more likely to have a low standard of living and higher poverty and social exclusion rate (de Lima and al., 2016). While these characteristics seem to be attached to the welfare-dependent population, it necessarily does not mean that immigrants are a fiscal burden. But they might significantly raise fear from European nationals that immigrants take out more than they contribute to the welfare system and consequently make negative judgements about immigrants or welfare policy.

Eurobarometer's (2018) survey shows that in European countries, the presence of immigrants from non-European countries is associated with negative views in comparison to European immigrants. Further, over half (56%) support the ideas that immigrants are a burden on the country's welfare system. To contribute more to welfare, over nine in ten (93%) stress the necessity of integration to be successful. In doing so, 89% of respondents think that immigrants need to be skilled at high educational qualifications. These figures reveal how the skills of immigrants might be one of the key determinants in shaping natives' views on immigration and welfare interaction. Empirical studies have shown that immigration reduces the support of natives for redistribution (Burgoon and Rooduijn, 2021; Kwon and Curran, 2016; Mau and Burkhardt, 2009; Schmidt-Catran and Spies, 2016), but the skill level of migrants has

rarely been taken into account in this literature.

## **2.3 Review of the literature**

The effect of immigration on demand for redistribution has been widely treated over the last decade. Findings are quite mixed depending on different factors such as the output indicator, the measure of the level of immigration in the host country, the origin of immigrants, the welfare regime, the methodology used and the geographical frame in which immigration is experienced. Before reviewing the broad range of empirical literature related to this issue, it is worth considering the theoretical foundations of demand for redistribution.

### **2.3.1 Overview of theoretical rationales of demand for redistribution**

This section conducts a review of some economic and social theories that will allow us to understand the mechanisms through which immigration and immigrants contribute to natives' preferences regarding redistribution.

Larsen (2008) claimed that countries differ in their demand for redistribution, and this can be explained by two main theories. The first refers to the “*culture explanation*” which claims that higher support for social protection in countries with social democratic welfare regimes arises from people’s preference for equality. This system emerged in Nordic countries with wide redistributive programs (Esping-Andersen, 1990) which promote universalism principles, the regulation of the labour market and social citizenship (Banting, 2000). But in countries with liberal welfare regimes such as the United States or the United Kingdom, individuals are more inclined to promote freedom than policies fighting against inequality (Larsen, 2008).

The second explanation relates to the “*homogeneity thesis*”. Tenants of this theory argue that the higher the country’s ethnic diversity, the lower the welfare support. This also refers to the term “*welfare chauvinism*” first used by Andersen and Bjørklund (1990), which is based on the idea that social benefits should be limited to the natives of a country as opposed to immigrants, who are considered less deserving. Natives pay particular attention to the characteristics of who gives and the identity of who benefits from social spending (Cavaillé and Trump, 2015; Sánchez-Pagés and Solano García, 2016).

Van Oorschit’s study (cited in Larsen 2008), reported four deservingness criteria that the public accounts for support for social policy: *Control* (the more people are in control of their indigence, the lower the degree of deservingness), *Need* (people most in need are more worthy),



*Reciprocity* (the actual impoverished or needy that have contributed to the past are deserving) and *Attitude* (needy persons that hide their hardship or ask nothing regarding the welfare state are worthier).

The historical study by De Swaan (1988, p.16) identifies three criteria of merit that natives would consider to be in favor of more redistribution: *disability*, *social proximity*, and *docility*. *Disability* refers to the inability to engage in an activity that generates enough resources to meet one's own needs. Thus, those deemed unworthy are those who would be capable of earning their living by themselves if they made the effort. The criterion of *docility* considers as deserving those poor people who hide their misery and do not ask for help. The criterion of *social proximity* deems as deserving anyone belonging to a social circle whose boundaries are determined by familial ties or place of residence (village, region, etc.).

In modern societies, this last criterion best reflects the natives' reluctance to grant immigrants access to social services (Oorschot, 2000). Low-skilled workers, considered the losers of globalization, are the most likely to promote this social chauvinism (Kitschelt and McGann, 1995), especially for social programs that are perceived as being primarily used by immigrants (Fox, 2012). For example, Alesina et al., (2021) showed in 140 regions of 16 European countries that natives are less inclined towards redistribution when the share of immigrants in their place of residence is high.

However, in a challenging economic context (economic recession, high unemployment, etc.), immigration increases natives' perception of higher unemployment and increased competition for jobs (Kunovich, 2004). Under these conditions, natives would prefer more redistribution from the government to compensate for the potential loss of income and to protect against the economic insecurity associated with rising immigration (Alesina et al., 2021; Brady and Finnigan, 2014). This theory refers to the *compensation hypothesis* (Kwon and Curran, 2016) or *protection hypothesis* (Schmidt-Catran and Spies, 2016). For instance, the findings of Finseraas (2008) demonstrate that immigration increases the demand for redistribution among natives when it is associated with more competition for jobs or a reduction in wages.

Banting (2000) emphasizes the key role of the structure of political institutions and their capacity to generate consent. He argues that immigration weakens the demand for redistribution

only if anti-immigrant parties in the host country are politically strong enough to convince voters that immigrants live at the expense of social welfare.

Poor people, unemployed, less educated, or old-aged are more likely to be dependent on social assistance. Then, they perceive rising immigration as a threat to their economic wellbeing. Even if they support more generous social policies, they might change their support when increased immigration happens particularly in the context of economic hardships (Larsen, 2008; Pardos-Prado, 2018). As a result, they weaken either their support for social solidarity, opt to change the skill composition of immigration (Nannestad, 2007) or advocate restriction on newcomers' social rights by resorting to votes and violence to shift resources towards natives (Dancygier, 2010).

It is also possible that immigrants gain the right to vote and consequently affect public policies in the settled country. In this situation, Ortega (2004) demonstrates that unskilled natives make things such that local policymakers restrict unskilled immigration. Therefore, skilled natives outnumber low-skill natives in the resident country and maintain simultaneously a high level of redistribution. On the contrary, skilled natives will prefer more unskilled immigration so that the latter leads to less redistribution when they represent a large part of the population. But Murard (2017) conjectures that when skilled immigration is on the rise, low-educated natives become less reliant on welfare payments as their wages increase due to factors complementarity principle. This theoretical result supports the well-shared argument that well-educated and high-skilled people generally earn a high level of income and consequently are fewer welfare recipients and pay more taxes (Gaston and Rajaguru, 2013).

These attitudes are in line with the "*economic self-interest theory*" (van Oorschot and Uunk, 2007). Citizens can be sure that society will help them in a needy situation (Jakubiak, 2017), especially when greater welfare spending goes in parallel with more taxation on revenues. Therefore, convincing people that foreigners are increasing, and benefit more than they contribute to the social system, may display more opposition to welfare spending. Thus, according to Eger (2010) and Muñoz and Pardos-Prado (2019) social transfers that benefit all (such as non contributive social transfers) are more likely to draw popular support whereas means-tested social programs that prioritise individuals with low economic positions exacerbate negative views on redistribution policies.

From these theoretical findings, we might conclude that the effect of immigration on demand for redistribution does not depend on immigration per se but interacts with contextual variables in the host country and with the characteristics of welfare recipients.

### **2.3.2 Skills of the immigrants and demand for redistribution**

From an empirical point of view, immigration and demand for redistribution have garnered much attention in recent years. Eger and Breznau (2017) analyse the effect of immigration on welfare attitudes by using the fourth round of the European Social Survey data from 13 European countries in 2008. They use a multilevel model and find that at the regional level, an increase in the foreign-born population is negatively associated with natives' support for redistribution. This result is consistent with those of Schmidt-Catran and Spies (2016) in Germany, Dahlberg and al. (2012) in Sweden, Johnston and al. (2010) in Canada and Mau and Burkhardt (2009) in European OECD countries, who found that immigration negatively influences demand for more social policies. Alesina and al. (2021), Burgoon and Rooduijn (2021) and Senik et al. (2009) demonstrated that having a negative view toward immigration or misperceptions gives room to reluctance toward social policies, mainly in countries with a generous welfare system.

In an analysis of the effect of immigration on the preference for redistribution in 16 European countries, Alesina and al. (2021) have shown low demand for redistribution when respondents are from regions of countries with large social spending and have a right-oriented political position. Furthermore, increasing low-skilled immigration from Middle East countries is associated with a negative view of the welfare system.

If we refer to the political economy models, it is worth noting that the welfare system is determined politically by native voters. Low-skilled immigrants relying more on social welfare join native-born sharing the same economic characteristics to support politics of more taxation and high redistribution spending<sup>41</sup>. Razin and al. (2002) find evidence that this coalition cannot happen as natives from the middle of the income distribution join the anti-tax alliance to prevent tax burden and to favour the retrenchment of the welfare state. Their analysis relies on data from 11 European countries over the 1974 -1992 period.

Furthermore, the median voter might favour more redistribution or increased welfare state

---

<sup>41</sup> This cooperation between native and immigrant is likely to happen when immigrants gain right to vote.

spending. Yet, in this context, growing low-skilled immigration raises concerns from natives; as it affects their disposable income negatively. It may also prevent them from being a median voter in the future when a large number of immigrants will grant citizenship and consequently, the possibility to influence public policies (Hansen, 2003). Even without voting rights, Sánchez-Pagés and Solano García (2016) revealed that immigrants go into conflict with the natives to capture a share of public funds. Impoverished or low-educated immigrants are more likely to hold this conflict. Natives, in turn, lessen their demand for more redistribution when the stock of immigrants is sufficiently large. But, under the specific case of the restricted-migration regime, high-skilled immigration is one of the main factors driving natives' support for the welfare state; as they care about the effect of immigration on state coffers (Razin and Wahba, 2015).

For Hainmueller and Hiscox (2010), regardless of their level of income and educational attainment natives favour high-skilled immigration over low-skilled ones. Nonetheless, competing with immigrants in the labour market changes their policy preference toward more redistribution as it elicits feelings of economic insecurity. According to Runst (2018), this argument holds when voters are mainly low-educated. However, citizens with high educational backgrounds lower their demand for redistribution when immigration increases as they fear paying more tax (the anti-solidarity hypothesis) (Finseraas, 2008). Murard (2017) argues that both low- and high-skilled natives support less redistribution when immigrants mostly are low-skilled. He also finds that among medium-skilled natives, skilled immigration triggers more opposition to immigration, while unskilled immigration significantly increases pro-immigration attitudes. In the same vein, experiencing immigration at the occupational level affect positively and significantly popular support for social policies (Burgoon and al., 2012; Murard, 2017), while the opposite happens when exposure to immigration carries on at the national level (Burgoon and al., 2012).

In most developed countries receiving immigrants from developing countries, there are progressively substantive claims from nationals to enhance the quality of immigration or to exclude migrants from welfare benefits. While it is more straightforward for States to control flows from third countries, those emanating between countries linked by freedom of movement agreements, as in the European Union, are more problematic. Besides, Czaika and Parsons (2017) proved that beyond factors such as common language, contiguous borders and migrant networks, the freedom of movement not only sparks the migration of high-skilled workers but

also stimulates greatly movement of low-skilled workers and consequently diminishes the quality of immigration. For Kolbe and Kayran (2019), skill selectivity over immigration depends on two main factors, that is the decommodification of the welfare state and the level of welfare state spending. They find that a country with generous welfare state institutions that promote egalitarian and inclusive principal resorts less to skill-based immigration policy. But those spending more in the welfare state, particularly in Europe, tend to increase skill selectivity at the request of public opinion calling to mitigate the fiscal cost of low-skill immigration.

Similarly, the literature has substantially shown that the educational attainment of natives is one of the main factors driving support for redistribution. Low-skilled natives prefer more redistribution compared to high-skilled ones (Alesina and al., 2021; Burgoon and Rooduijn, 2021) and are more conditional on welfare deservingness (van Oorschot and Uunk, 2007).

The welfare state is a multidimensional concept<sup>42</sup>. Natives' support may differ depending on which social programs they perceive to be mostly used by immigrants (Fox, 2012). Empirically, controlling this effect requires analysing welfare through its different dimensions. Using 1996 and 2006 ISSP data from 17 rich democracies, Brady and Finnigan (2014) questioned the link between immigration and six welfare attitudes such as jobs, income, unemployment, healthcare, housing and pensions. Based on multilevel and two-way fixed-effect models, their findings suggest a negative link only for job provision. Kwon and Curran (2016) revisited this relationship in 13 developed countries. They report that immigration flows might be harmful to welfare support in assimilationist countries, whereas it tends to increase in multicultural countries. Other evidence comes from Sumino (2014), Alesina and Glaeser (2004) and Kuijs (2000) whose analysis documents that immigration and resulting ethnic diversity are negatively linked to popular support in multicultural nations. In contrast, some cross-national studies fail to show strong evidence between immigration or multicultural context and support for welfare provision (Auspurg and al., 2019; Crepaz, 2006; Entzinger, 2006; Evans, 2006; Senik and al., 2009). They also highlight that change in social trust, solidarity or welfare state reform testifies to evolution in economic condition and ideological stances rather than immigration patterns.

---

<sup>42</sup><https://blogs.lse.ac.uk/eurocrisispress/2018/03/19/immigration-welfare-chauvinism-and-the-support-for-radical-right-parties-in-europe/>

To sum up, given the high preference of policymakers and natives for more skilled immigrants because of their supposed positive economic contribution, one might think that the skill composition of immigrants can affect the redistributive attitude of their citizens. Although the effect of immigration on the demand for redistribution has been widely investigated in the literature, little is known about how the educational attainment of immigrants affects this preference mainly when we distinguish between contributory and non-contributory benefits.

To our knowledge, few researchers (Alesina and al., 2021; Murard, 2017) have addressed the question of immigrants' skills. But their analysis grasps welfare preference through individuals' responses to the following statement: "*The government should take measures to reduce differences in income levels*". Unlike their analysis, we introduce five other redistributive attitudes (jobs, healthcare, pension, unemployment, and housing) to cover the multidimensional aspect of the welfare state while making the distinction between contributory and non-contributory benefits.

## **2.4 Empirical strategy and data**

### **2.4.1 Empirical strategy**

The structure of our main dataset is in such a way that surveyed individuals are embedded within countries. It means that the degree of homogeneity of observations might differ from one country to another. Individuals clustered in the same country share some similarities which involve a correlation in their attitudes and consequently in the errors. In that case, overlooking this layered structure (Steenbergen and Jones, 2002) of data and the variability associated with each cluster unit leads to a misspecification of the model (in OLS regression), as well as spurious coefficients. To account for these issues, we perform a multilevel random-intercept logit model in 2016. This method has many beneficial applications.

First, it allows for the estimation of the individual and country levels simultaneously (Bryan and Jenkins, 2013). Second, it determines which part of the variation of the individual-level outcome is explained by individual-level characteristics, and which part is by country-level characteristics (Green, 2009). Next, it allows testing whether the effects of individual predictors on the outcome are moderated or conditioned by contextual predictors and offers the capability of estimating different types of response variables (Liu, 2015). Finally, it is one of the main econometric approaches to dealing with correlated errors.

To begin, we assume that the index  $i$  ( $i = 1, \dots, N$ ) denotes the individual-level (or level-1 unit) and  $c$  ( $c = 1, \dots, C$ ) the country-level (or level-2 unit). Likewise, I assume that there are  $H$  level-1 variables ( $h = 1, \dots, H$ ) and  $Q$  level-2 variables ( $q = 1, \dots, Q$ ).

Then, the **level-1** equation of the model can be expressed as follows:

$$\text{logit} \left[ \pi(\eta_{ic}) \right] = \ln \left[ \frac{\pi(\eta_{ic})}{1 - \pi(\eta_{ic})} \right] = y_{ic} = \beta_{0c} + \sum_{h=1}^H \beta_{hc} \chi_{ic} + \varepsilon_{ic} \quad (1)$$

$$\text{The level-2 equation is specified by } \beta_{0c} = \alpha_{00} + \sum_{q=1}^Q \alpha_{0q} C_c + u_{0c} \quad (2)$$

A single-equation form of the model can be obtained by substituting the level-2 equation into the level-1 equation and it would appear as follows:

$$y_{ic} = \alpha_{00} + \sum_{q=1}^Q \alpha_{0q} C_c + \sum_{h=1}^H \beta_{hc} \chi_{ic} + u_{0c} + \varepsilon_{ic} \quad (3)$$

$y_{ic}$  is a binary variable determining the logit link for the probability of holding a welfare attitude for the  $i$ th individual in level-2 unit  $c$ .

$\alpha_{00}$  is the mean value of the dependent variable when controlled with country-level predictors.

$C_c$  contains a set of country-level predictors such as the share of skilled and unskilled immigrants, public social expenditure, GDP per capita, ethnic fractionalisation index and the unemployment rate.

$\chi_{ic}$  includes variables that summarise individual characteristic predictors such as *age*, *sex*, political affiliation (*left*, *right*), labour market status (*unemployed*, *retired*), place of living (*suburb* or rural areas), trade union membership (*union*) and the highest level of education completed by natives.

$u_{0c}$  is the deviation of the country-specific intercept  $\delta_{0c}$  from the mean.  $\varepsilon_{ic}$  is a disturbance term. The resulting specification appears as follows:

$$\begin{aligned}
\textit{Demand for redistribution}_{ic} = & \alpha_{00} + \alpha_{01}\textit{share of skilled}_c + \\
& \alpha_{01}\textit{share of lowskilled}_c + \alpha_{03}\textit{social expenditure}_c + \alpha_{04}\textit{ethnic fractionalisation}_c + \\
& \alpha_{05}\textit{unemployment rate}_c + \alpha_{01}\textit{GDP per capita}_c + \\
& \sum_{h=1}^H \beta_{hc}\textit{Individuals Controls}_{ic} + \mu_{0c} + \varepsilon_{ic}
\end{aligned}$$

Only the intercept is randomly specified and is allowed to vary freely across countries. At this point, Bryan and Jenkins (2013) and Steenbergen and Jones (2002) argue that the model allows for the generalisation of the findings of the country out of a sample, even if they do not have the same institutions and policies. Because it is like the selected countries are randomly sampled from a large group of countries and the estimated intercept ( $\delta_{0c}$ ) is common to all countries.<sup>43</sup> We regress natives' demand for redistribution on the share of low- and high-skill immigrants simultaneously. Estimating the effect of one skill group while keeping the other group fixed gives rise to a partial and not total effect (Murard, 2017). Moreover, to ensure whether the effect of immigration skills on support for redistribution differs in native individual characteristics, we run a cross-level interaction regression considering the two immigrant skills predictors, on the one hand; political affiliation, the highest education level completed and labour market status, on the other hand.

Bryan and Jenkins (2013) have shown through a Monte Carlo simulation that a reliable country effect estimation using multilevel logit models required at least 30 countries. Otherwise, the country-level fixed component becomes imprecisely estimated and its random part is downwardly biased. Given the small number of countries (13) in our sample, we overcome this issue by applying to estimations a bootstrapping procedure with 100 replications. The right number of replications has been chosen after comparing estimations with 100 and 150 replications. Results were similar enough leading us to choose 100 replications. Bootstrapping allows a robust estimation (Bryan and Jenkins, 2013) despite the small size of our sample. Stata (Version 16.1) is the software application used to analyse the data.

---

<sup>43</sup> As showed in (3), the random intercept is determined by observed country characteristics  $C_c$ . Likewise, Snijders and al., (1999) state that unobserved country effects are generated by the same random process and this makes findings generalisable among countries (Bryan and Jenkins, 2013).



## 2.4.2 Data sources and description

Data were gathered from multiple sources to assess the effect of the high- and low-skilled immigrants on natives' demand for redistribution. For attitudes towards the government and other political attitudes, we use the most recent data from the 2006 and 2016 role of the government module provided by the International Social Survey Programme (ISSP). In 2016, our sample covers more than 11787 respondents from 13 European countries including the Czech Republic, Denmark, Finland, France, Germany, Hungary, Latvia, Norway, Slovakia, Slovenia, Spain, Sweden, and the United Kingdom. For each respondent, the data set provides information related to their opinions towards the welfare state and demographic and socio-economic variables.

### 2.4.2.1 Dependent variables: demand for redistribution

We define demand for redistribution as an attitude that favours public policies aiming at reducing inequality (Steele et Breznau, 2019). We measure it using six dependent variables regarding jobs, housing, retirement, healthcare, income, and unemployment. These six different attitudes toward social policy help to account for the multidimensional aspect of social policy. Data are from the round 2006 and 2016 Role of the Government module of the International Social Survey Programme (ISSP).

We use individuals' responses to the following questions: "*On the whole, do you think it should or should not be the government's responsibility to ...*": "*provide a decent standard of living for the old*", "*provide healthcare for the sick*", "*provide decent housing for those who can't afford it*", "*reduce income differences between the rich and the poor*", "*provide a job for everyone who wants one*" and lastly "*provide a decent standard of living for the unemployed*". Responses to these questions range from 1 to 4 (1 = definitely should be; 2= probably should be; 3 = probably should not be; 4 = definitely should not be). We recode answers into a binary variable so that 1 indicates "*definitely should be*" or "*probably should be*" and 0 otherwise. This gives room to our six dependent variables labelled respectively pensions, healthcare, housing, income, jobs, and unemployment.

As suggested by Steele and Breznau (2019), using several questions is necessary to triangulate natives' preferences or views in this research area. Because the latent variable measurement techniques mean that preferences are not directly observable. Explicitly, this

means that “*individuals have preferences and these preferences cause their responses on surveys*”. Moreover, many other things cause their responses on surveys. According to García-Sánchez and al., (2022), another advantage of a latent variable approach based on several indicators is to help overcome limitations related to measuring support for redistribution as an endorsement of the government’s responsibility to reduce income difference. These limitations are the focus on who is responsible for redistributing rather than on the target of the policies or the procedures to redistribute; and the fact that the overall desire for government responsibility can conflate natives’ knowledge and expectations about the role of the government or can be overlapped with other related, but different, constructs such as support for democracy or political trust.

The round 2016 of the survey allows for “*Can’t choose*” and “*No answer*” responses. We remove them from the analysis regarding dependent variables as they represent a very weak fraction of the responses (see **Table 2.17**). However, they account for a large fraction of some individuals’ socioeconomic variables. In this situation, excluding the corresponding observations leads to an important loss of information and could result in inconsistent estimates due to selection bias (Mayda, 2006). Therefore, we recode them as missing values. For some control variables, when they represent a weak fraction of responses, we remove them from the analysis.

Following Boeri (2010) and Boeri and al., (2002), we classify welfare attitudes into non-contributory and contributory benefits depending on the process by which they are financed. The former component weighs on the whole population as they are mostly financed through public resources or by taxes. They are mostly means-tested although some non-contributory benefits such as healthcare and family benefits are non-means-tested in several European countries (Eurostat, 2016). Regarding contributory benefits, they are mostly based on private insurance. They require “*the payment of contributions, by the protected persons or by other parties on their behalf, in order to secure individual entitlement to benefits*” (Eurostat, 2016). In EU countries, migrants are predominantly among the non-contributory transfer recipients (housing benefits and social assistance) and more importantly those from outside the EU.

Natives are overrepresented among the beneficiaries of contributory transfers (Boeri, 2010; Conte and Mazza, 2019). However, it does not necessarily mean that immigrants are a welfare burden on taxpayers (Boeri, 2010). Thus, the concerns of natives related to the effect of

immigration on welfare may be less pronounced in contributory transfers than in non-contributory ones. Hence, there is some logic in distinguishing the two components.

In light of this evidence, retirement and unemployment benefits that are mostly funded through individual insurance or work-related schemes are classified as contributory benefits (Boeri, 2010; Boeri and al., 2002; Burgoon et al., 2012); and job provision, the reduction of income difference, housing and health benefits as non-contributory benefits. We define health benefits as non-contributory since in each country of the sample, except for Germany and Slovenia where compulsory insurance is required, access to healthcare is based either on universal insurance or residence.

Thus, it is at least partly funded by the State budget (see Juravle and al., 2013; pp. 211-218). As shown in **table 2.2**, on average 97% of respondents are in favour of providing pensions and 96.9% for healthcare allowances. But they are less favourable to income transfers (77.3%), housing (80%), unemployment (75%) and jobs (69.2%).

Table 2.2: Summary statistics in 2016

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<b>DEPENDENT VARIABLES</b>					
<u>Non-contributory transfers</u>					
Jobs	11787	.692	.462	0	1
Income	11787	.773	.419	0	1
Housing	11787	.8	.4	0	1
Healthcare	11787	.969	.172	0	1
<u>Contributory transfers</u>					
Unemployment	11787	.75	.433	0	1
Retirement	11787	.97	.171	0	1
<b>INDEPENDENT VARIABLES</b>					
<u>Country-level variables</u>					
Share of low-skilled immigrants	11787	6.969	3.275	1.779	11.315
Share of high-skilled immigrants	11787	2.872	1.593	.605	5.776
Social expenditure (%GDP)	11787	24.246	4.584	16.119	31.969
Unemployment rate	11787	8.253	4.697	3.967	19.65
Ethnic fractionalization	10840	.203	.154	.059	.587
Per capita GDP	11787	38842.315	10441.616	23740.18	64052.945
<u>Individual-level controls</u>					
age	11787	50.083	16.77	15	97
age square	11787	2789.508	1691.89	225	9409
<b>Sex</b>					
male	11787	.493	.5	0	1
female	11787	.507	.5	0	1
<b>Political affiliation</b>					
left (far left, center left)	8195	.423	.494	0	1
center, liberal	8195	.19	.392	0	1
right (far right, right, right conservative)	8195	.387	.487	0	1
<b>Employment status</b>					
employed	11787	.56	.496	0	1
unemployed	11787	.059	.235	0	1
retired	11787	.251	.434	0	1
permanently sick or disabled	11787	.028	.164	0	1
<b>Residence area</b>					
urban	11782	.23	.421	0	1
suburb	11782	.421	.494	0	1
rural	11782	.349	.477	0	1
<b>Educational attainment</b>					
secondary education or less	11787	.664	.472	0	1
tertiary education	11787	.336	.472	0	1
<b>Union membership</b>					
union	11787	.241	.428	0	1

Source: Auteur

### **2.4.2.2 Country-level independent variables**

We examine how variation in the share of low- and high-skilled immigrants influence natives' attitudes towards redistribution within European countries. Following the existing literature, educational attainment is used as a measure of the level of skill. By immigrant, we mean foreign-born individuals irrespective of whether the country of birth is a European or a non-European country. Additionally, we control for other countries and individual-level variables identified in the literature as determinants of welfare attitudes. We have z-standardised all country-level variables.

#### **✓ Share of low- and high-skilled immigrants**

To compute the share of immigrants by skill level, we draw on the Database on Immigrants in OECD countries (DIOC) which provides a rich set of information on the stock of immigrants (above age 15) and their socio-economic characteristics (gender, education, birthplace, etc.) living in 34 destination countries and who come from more than 200 countries of origin. Data are computed by using censuses and population registers.

We define immigrants as being low-skilled if they reach secondary education at most (or less than a tertiary education). It corresponds to educational levels from 0 to 4 of the International Standard Classification of Education. Being a high-skilled immigrant means having at least one year of tertiary education which corresponds to level 5 or above of the International Standard Classification of Education (levels 5-8).

After computing the number of foreign-born individuals aged 15 and above in 2006 and 2016 within each country of our sample, we standardise it by using the total size of the population in 2001 so that variations in ratio be only driven by changes in the immigrant population and not by native-population changes (Moriconi et al., 2022). We use the stock of the immigrants rather than flows because they are more suitable for analysing the dynamics of migration movements. Some international migrants may return to their home country and there is an impossibility to account effectively for return migration movements and emigration (Docquier and Marfouk, 2006). Those staying are more likely to impact the labour market and the welfare state in the host country than returnees.

#### **✓ Other country-level variables**

Beyond the preceding two variables of interest, we integrate other contextual variables as

controls to the regression model referring to the previous literature.

- **Unemployment rate (as a proportion of total labour force)**

Following Dahlberg and al., (2012) and Mau and Burkhardt (2009), we use the unemployment rate (as a proportion of the total labour force) as a control variable. Data are from the OECD database. Unfavourable economic conditions make individuals more dependent on the welfare state and then are expected to increase their support for redistributive social policy. In our sample, countries with the highest unemployment rate are Spain (19.75%), Latvia (9.90%) and France (9.85%). The Czech Republic (4.03%), Germany (4.21%) and Great Britain (4.98%) record the lowest rate of unemployment.

- **Public social expenditure as a proportion of GDP**

We also use the public social expenditure as a proportion of GDP as an explanatory variable. It includes tax breaks, cash benefits and benefits in kind<sup>44</sup>. Data are from the OECD database. On average, countries of the sample expend more on social protection as a proportion of GDP (24.25%) than the EU-27 (19.7%)<sup>45</sup>.

The effect of social spending on demand for redistribution remains inconclusive in the literature. Following the *welfare magnet hypothesis* in international migration, natives might think that the generosity of the welfare state is associated with a low quality of immigration. As a result, they weaken their demand for redistribution (Alesina and al., 2019; Razin and Wahba, 2011; Runst, 2017).

Conversely, a high level of social spending can be seen as a means of offsetting economic insecurities elicited by increasing immigration or other factors. Thus, natives strengthen their welfare support (Brady and Finnigan, 2014). In the sample, in 2016, France (31.97%), Finland (29.82%) and Denmark (28.75%) are the countries spending the highest proportion of their GDP on social purposes; while the lowest is observed in Latvia (16.12%), Lithuania (16%) and Slovakia (17.80%).

However, it is worth noting that including the share of social spending as an independent variable may result in some confusion as it is also used in the literature as a proxy of demand for redistribution (e.g. Soroka and al., 2006). However, Ford (as cited in Muñoz and Pardos-

---

<sup>44</sup> <https://data.oecd.org/social-exp/social-spending.htm>

<sup>45</sup> [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/gov\\_10a\\_exp/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/gov_10a_exp/default/table?lang=en)

Prado, 2019) asserts that using a level of social spending as an outcome variable when analysing the effect of immigration might lead to spurious results as there is not necessarily correspondence between changes in policy and changes in preferences.

- **Ethnic fractionalisation**

We pool data from the *Historical Index of Ethnic Fractionalisation Dataset* (HIEF) which covers 165 countries from 1945 to 2013 and round 8 of multilevel data of the *European Social Survey* (ESS) to control for ethnic heterogeneity (*ethnic fractionalisation*) in 2006 and 2016 respectively<sup>46</sup>. It computes the probability that two randomly selected people within a given country belong to different ethnic groups (Drazanova, 2019; ESS, 2020). Indexes are ranging from 0 to 1. The higher the index, the more important fractionalisation within society. We expect that an increase in ethnic diversity lessens the demand for redistribution (Alesina and Glaeser, 2004; Sumino, 2014).

- **Gross domestic product**

Finally, to control for the country's economic wealth, we use the logarithm of per capita GDP (Brady and Finnigan, 2014; Kwon and Curran, 2016) expressed in purchasing power parity (constant 2011 International \$). Data are from *United Nations data* (UNdata).

✓ **Factors influencing demand for redistribution at the individual level**

Our model controls for several individual-level characteristics relevant to determining natives' attitudes towards social policy. Considering the previous literature, we introduce as a control variable the age and the sex of the respondent, their residence area (*rural, suburb*), their political orientation (left, right), their educational attainment and a dummy determining if he is or not a member of a trade union. The dummy *union* equals 1 if the respondent is a current member of a trade union and 0 otherwise. It captures the interest group that influences redistributive attitudes (Burgoon, 2014). On average, 24% of respondents are members of a trade union, 51% are female and the mean age is around 50 years. Participants living in rural and urban areas account for 35% and 23 % respectively.

Following Alesina and al., (2021), we control for the political orientation. People were asked what party they voted for during the last election or the political party with whom they

---

<sup>46</sup> The data on ethnic fractionalisation of the European Social Survey (ESS) are from Alesina and al., (2003).

sympathised. Responses are ranging from 1 (far left) to 5 (far right). We recode them so that respondents be grouped into the right (far right, right conservative) and left (left, far left, center left). Respondents vote almost equally for the right (39%) or left (42%) parties.

Individual labour market status and the level of education of the respondent are also some of the main socio-economic characteristics affecting the support of redistributive social policy (Runst, 2018; Schmidt-Catran and Spies, 2016). Then, we introduce dummies for being unemployed, retired, permanently sick or disabled, and for completing at least one year of tertiary education or not. On average 66.4% of respondents have secondary education or less and those with a tertiary education represent 34%.

### 2.4.3 Endogeneity problem

Cross-country studies about the effect of immigration on redistribution may face endogeneity concerns called the *welfare magnet effect* (Alesina et Glaeser, 2004; Alesina et Stantcheva, 2020). Immigrants are not randomly distributed through destination countries. They may be attracted by destinations with a generous welfare state<sup>47</sup>. In these countries, natives are more likely to be supportive of redistribution.

At the same time, the presence of immigrants may change natives' views on immigration and therefore their demand for redistribution. Beyond welfare states' considerations, immigrants are generally attracted to thriving regions or countries. For example, a high level of wages may explain this attractiveness while affecting at the same time natives' attitudes toward the redistribution policy.

In fact, in Europe, generous social service spending may imply more taxes paid by natives of the middle and upper classes since the tax system is generally progressive. To avoid paying more, they may favour less redistribution, and this may affect immigration as well. Likewise, a high unemployment rate makes individuals more dependent on the welfare state and they are expected to increase their demand for redistribution while discouraging immigration as well. The fact we control for factors like public social expenditure and the unemployment rate could partly attenuate these problems since they determine natives' demand for redistribution while being related to immigration too.

---

<sup>47</sup> For example, Mexican immigrants to the United States often clusters in Chicago and Los Angeles which offer favourable economic conditions and where lives a high number of Mexicans (Elsner et Concannon, 2020).



In addition, measuring demand for redistribution at the individual level and immigration at the national level could attenuate simultaneity bias. Because it is highly unlikely that an individual's demand for redistribution affects the share of low and high-skilled immigrants at the country level (Borisova et al., 2018).

Nevertheless, the best way to deal with endogeneity bias is the instrumental variable approach. It consists of finding an instrument that strongly predicts the share of low- and high-skilled immigrants within the destination country (relevance criteria), without being related to our six dependent variables (exogeneity criteria). This is particularly difficult to achieve in this study because the instrument could be relevant without being exogenous with all our six dependent variables.

Another approach may consist of using “*migration networks*” as an instrument (see Altonji et Card, 1991). The rationale behind this is that immigrants are mainly attracted to cities or countries with a large concentration of conational. Because relatives or family reduce the cost of migration and improve integration into the labour market (Massey and al., 1993). Thus, the fraction of immigrants in a country, for example, ten years ago, strongly predicts the change in the fraction of new immigrants. Despite the wide use of this identification strategy for the assessment of immigration's economic effects in destination countries, it may lead to spurious estimates because of serial correlation. Factors that have attracted former immigrants may be the same for the new immigrants.

## **2.5 Main results**

### **2.5.1 Effects of low- and high-skilled immigration on welfare state attitudes**

**Table 2.3** shows the results of the regression of six welfare state attitudes on the share of low- and high-skilled immigrants and a set of country- and individual-level variables in 2016 for 13 European countries.

Table 2.3: Multilevel logit estimates of the effect of the share of low and high-skilled immigrants on demand for redistribution in 2016: Odds ratios and Z-scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Non-contributory benefits Income	Housing	Healthcare	Contributory benefits Unemployment	Pensions
<b>Unconditional model</b>						
intraclass correlation (ICC)	0.155	0.119	0.111	0.132	0.156	0.085
<b>Country-level variables</b>						
share of low-skilled immigrants	1.085* (1.796)	1.593*** (7.483)	1.380*** (6.913)	1.116 (1.111)	1.102** (2.223)	1.132 (1.347)
share of high-skilled immigrants	0.552*** (-11.156)	0.523*** (-9.635)	0.786*** (-3.648)	0.710*** (-2.597)	0.621*** (-9.097)	0.757** (-2.191)
social expenditure (%GDP)	0.436*** (-12.236)	0.472*** (-9.889)	0.790*** (-2.887)	0.443*** (-4.538)	0.442*** (-10.937)	0.492*** (-4.061)
unemployment rate	1.730*** (10.029)	1.927*** (11.075)	2.013*** (9.548)	1.099 (0.721)	4.077*** (19.407)	2.799*** (4.803)
ethnic fractionalisation	0.602*** (-6.567)	0.490*** (-8.702)	0.775*** (-3.135)	0.686** (-2.068)	0.427*** (-11.222)	0.676** (-2.365)
per capita GDP	1.298*** (6.110)	1.066 (1.360)	1.062 (1.198)	2.128*** (4.406)	2.051*** (14.446)	1.925*** (4.771)
<b>Individual-level variables</b>						
age	0.957*** (-6.075)	0.997 (-0.346)	0.983* (-1.897)	0.983 (-0.831)	0.979** (-2.113)	1.035* (1.754)
age square	1.000*** (5.067)	1.000 (0.900)	1.000* (1.943)	1.000 (0.645)	1.000*** (2.788)	1.000 (-1.238)
<b>gender (ref: male)</b>						
female	1.526*** (10.024)	1.308*** (5.251)	1.341*** (5.007)	1.280** (2.029)	1.190*** (3.905)	1.563*** (3.689)
<b>living area (ref: big city)</b>						
rural	1.064 (1.081)	0.885 (-1.506)	0.782*** (-3.180)	1.243 (1.232)	0.725*** (-4.434)	1.125 (0.675)
suburb	1.005 (0.077)	0.808*** (-3.109)	0.824*** (-2.788)	1.138 (0.770)	0.787*** (-3.426)	0.982 (-0.116)
<b>union membership (ref: not member)</b>						
union	1.222*** (3.153)	1.334*** (3.985)	1.050 (0.720)	1.540** (2.294)	1.110 (1.528)	1.374* (1.936)
<b>political affiliation (ref: center)</b>						
left voters	1.455*** (6.483)	2.277*** (10.178)	1.659*** (6.817)	2.286*** (4.857)	1.471*** (5.414)	1.677*** (3.394)
right voters	0.722*** (-5.911)	0.493*** (-11.593)	0.649*** (-7.430)	0.826 (-1.554)	0.604*** (-7.546)	0.902 (-0.889)
<b>labour market status (ref: in paid work)</b>						
unemployed natives	2.044*** (6.274)	1.696*** (3.584)	1.733*** (3.521)	1.769* (1.851)	2.765*** (6.528)	1.709 (1.391)
retired natives	1.126 (1.366)	1.271*** (2.614)	0.947 (-0.563)	1.214 (1.049)	0.907 (-1.017)	1.301 (1.123)
permanently disabled or sick	1.669*** (3.429)	3.006*** (5.354)	1.508** (2.571)	1.527 (0.841)	1.789*** (2.938)	2.129 (1.455)
<b>educational attainment (ref: tertiary)</b>						
secondary education	1.970*** (14.376)	1.477*** (6.642)	1.201*** (3.015)	0.948 (-0.427)	1.135** (2.125)	1.707*** (4.186)
Constant	3.542*** (7.342)	2.616*** (4.704)	6.373*** (8.429)	43.415*** (7.873)	5.427*** (7.159)	7.423*** (4.614)
Observations	11,782	11,782	11,782	11,782	11,782	11,782
Number of countries	13	13	13	13	13	13

**Notes:** Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, replications allow for a robust estimation of the country-level effects. All country-level variables are

standardised. Z-statistics are presented in parentheses. ref= reference group. Source: ISSP 2016 (own calculations). \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

The first row of the table describes the results of the unconditional model without any predictor variables. Only the outcome variable is specified. It determines the Intraclass correlation (henceforth ICC) measuring the proportion of the total variance of each dependent variable explained by differences between countries. ICC are statistically significant ranging between 8% and 15%. For example, 15.6% of the total variance in natives' unemployment attitude is accounted for by countries in level 3. These results are in line with those found in the literature related to the determinants of welfare state attitudes (Mau and Burkhardt, 2009; Oorschot and Meuleman, 2012; Sumino, 2014)<sup>48</sup>. This is a high ICC and therefore justifies the appropriateness of using multilevel modelling.

The second part of the table reports the effects of the increase in the share of low- and high-skilled immigrants on different welfare state attitudes. Some findings are consistent with the existing literature. Being female compared to male increases the odds of being supportive of redistribution by a factor ranging between 1.190 and 1.563. Voting in the left is significantly associated with positive demand for redistribution whatever the type of social transfer (contributory or non-contributory transfers). Voting for conservative or far-right parties is significantly negative in four of six welfare attitudes. These results are consistent with previous findings in Europe (Alesina and al., 2021; Berton, 2014; Eger, 2010; Eger and Breznau, 2017) arguing that those voting on the left or leftist individuals are more supportive of redistribution given their relative aversion to poverty or inequality; and right-wing voters are less likely to promote generous redistributive policies.

Unemployed and permanently disabled respondents compared to those in paid work significantly demand more redistribution mainly in non-contributory transfers (jobs, income, housing, and healthcare). This result is not surprising as the welfare state can be a source of livelihood for them. Being a low-educated native compared to a highly educated is associated

---

<sup>48</sup> For example Mau and Burkhardt (2009), Oorschot and Meuleman (2012) and Sumino (2014) found an intraclass correlation (ICC) of 8%, 15.6% and 12% respectively.

with a positive demand for redistribution except for a healthcare attitude. This positive effect may be explained by the weak likelihood of upward mobility due to their lower educational attainment (Alesina and Giuliano, 2011). Retired people are only supportive of the reduction in income difference.

The effect of social public expenditure as a proportion of GDP is significantly negative for all welfare attitudes. This finding suggests that the reduction of poverty and income inequality through the increase in social expenditure does not necessarily cause a pro-redistribution attitude in European countries.

One explanation may be the fact that an increase in social expenditure affects natives differently. For taxpayers, it rather means paying more taxes while for net welfare recipients, it means being likely to receive more transfers. Individuals in the former case are less likely to have a pro-redistribution attitude, while the second group favour more redistribution. This is consistent with Andreoli and Olivera's (2020) findings. They evaluate how the likelihood of receiving benefits net of fiscal contribution affects natives' demand for redistribution during the 2008-2016 period in 29 European countries. They find that being a net welfare recipient improves demand for redistribution by 1.4% - 3%.

A second explanation relates to the "*fiscal leakage effect*" which stipulates that natives consider that a marginal increase in taxation will fall disproportionately into the hands of immigrants whom they see as a highly undeserving category. As a result, they negatively perceive an increase in welfare expenditure and hence lower their demand for redistribution.

Unsurprisingly, an increase in the national unemployment rate is significantly positive in almost all welfare attitudes. In the context of a high unemployment rate, welfare transfers act as insurance against economic hardships leading natives to demand more redistribution. This explains why the highest impact is observed in unemployment transfers. The odds ratio for unemployment attitude is 4.077 which indicates that a one-unit increase in the unemployment rate corresponds to an increase of 4.077 points in the odds of being supportive of unemployment transfer.

The effect of ethnic fractionalisation is significantly negative for all welfare state attitudes. This finding is consistent with that of Dahlberg and al., (2012) in Sweden. They show empirically that in a more ethnically fragmented society, support for redistributive policy is lower because of the "*in-bias group*", that is natives are supportive of more redistribution when

it is targeted to people of their group. Our result is also consistent with those of Larsen (2011) in the United Kingdom, Sweden and Denmark. He finds that the Americans' rejection of the general principle of redistribution because of ethnic diversity is replicating in European countries. Swedes, Danes, and Britons are more opposed than Americans to expand redistribution mainly when social diversity arises from non-European immigrants.

Moreover, an increase in the share of low-skilled immigrants is associated with positive demand for redistribution in three of four non-contributory welfare state attitudes (jobs, income, housing). For one standard deviation increase in the share of low-skilled immigrants, the odds of favouring welfare state attitude (jobs, income, housing) are expected to increase by a factor of 1.31 to 4.59<sup>49</sup>. Low-skilled immigrants are expected to depress wages and compete with native-born with similar skills in the labour market. Therefore, they may increase the perception of greater unemployment or job insecurity (Borjas, 2003), which in turn leads low-income earners and low-skilled natives to favour more redistribution to insure themselves against perceived economic insecurities. This demand for more redistributive social policy holds to a greater extent in non-contributory transfers that are more relevant both to immigrants and natives with a low level of education. This result is consistent with Boeri's (2010) findings which showed that concerns about the crowding out of assistance to the poor and unemployment related to migration are more felt among the low-skilled, while high-skilled workers are relatively more concerned about the effect of migration on wages.

Also, we find a significantly negative impact of the share of high-skilled immigrants in all welfare attitudes (jobs, income, housing, healthcare, unemployment, and pension). For a one per cent increase in the share of high-skilled immigrants, the odds of being supportive of redistribution decrease between 21.4% and 47.7%. This result contradicts Moriconi and al., (2019)'s assertion that highly skilled migrants are more likely to be net contributors to the welfare system and their increasing share should make natives more supportive of redistribution because it is consistent with their interest.

This discrepancy could be attributed to the *compensation hypothesis* which posits that exposure to immigration makes natives of a similar skill level favour more redistribution (Alesina, Harnoss, and al., 2021). Because they want to protect themselves against increasing

---

<sup>49</sup> This calculation exponentiates the product between the coefficient and the standard deviation of the variable. The coefficient is the logarithm of odds ratio.

competition in the labour market or income loss.

To test this hypothesis, we interact the respondents' level of education with the share of low- and high-skilled immigrants. **Table 2.4** shows the results. All estimations integrate individual and country-level variables, but we decide to remove them for the presentation purpose.

Table 2.4: Heterogenous effects among educated native groups in 2016: Odds ratios and Z-scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Income	Housing	Healthcare	Unemployment	Pensions
secondary education	1.974*** (14.293)	1.566*** (7.372)	1.235*** (3.432)	0.836 (-1.278)	1.165** (2.540)	1.707*** (4.123)
share of low-skilled immigrants	0.930 (-1.214)	1.294*** (3.823)	1.320*** (4.710)	0.775* (-1.712)	1.074 (1.094)	1.036 (0.293)
<b>secondary education * share of low-skilled immigrants</b>	<b>1.273*** (3.717)</b>	<b>1.406*** (4.446)</b>	<b>1.070 (1.122)</b>	<b>1.699*** (3.021)</b>	<b>1.040 (0.573)</b>	<b>1.170 (0.896)</b>
share of high-skilled immigrants	0.642*** (-6.871)	0.678*** (-5.680)	0.867* (-1.790)	0.893 (-0.563)	0.696*** (-4.750)	0.776* (-1.704)
<b>secondary education * share of high-skilled immigrants</b>	<b>0.807*** (-3.724)</b>	<b>0.683*** (-6.266)</b>	<b>0.875* (-1.857)</b>	<b>0.729 (-1.398)</b>	<b>0.858** (-2.025)</b>	<b>0.952 (-0.308)</b>
tertiary education	0.506*** (-14.293)	0.639*** (-7.372)	0.810*** (-3.432)	1.197 (1.278)	0.859** (-2.540)	0.586*** (-4.123)
share of low-skilled immigrants	1.184*** (3.196)	1.820*** (7.711)	1.413*** (6.541)	1.317** (2.396)	1.118** (2.306)	1.212 (1.462)
<b>tertiary education * share of low-skilled immigrants</b>	<b>0.786*** (-3.717)</b>	<b>0.711*** (-4.446)</b>	<b>0.934 (-1.122)</b>	<b>0.589*** (-3.021)</b>	<b>0.961 (-0.573)</b>	<b>0.855 (-0.896)</b>
share of high-skilled immigrants	0.518*** (-11.317)	0.463*** (-9.970)	0.759*** (-3.873)	0.651*** (-2.938)	0.597*** (-9.157)	0.739** (-1.993)
<b>tertiary education* share of high-skilled immigrants</b>	<b>1.239*** (3.724)</b>	<b>1.464*** (6.266)</b>	<b>1.143* (1.858)</b>	<b>1.372 (1.398)</b>	<b>1.166** (2.025)</b>	<b>1.050 (0.308)</b>
Observations	11787	11787	11787	11787	11787	11787
Number of countries	13	13	13	13	13	13

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, replications allow for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we remove for presentation purposes. All country-level variables are standardised. Z-statistics are presented in parentheses. ref= reference group. Source: ISSP 2016 (own calculations). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

As predicted previously, findings tend to support the *compensation hypothesis*. Being a low-educated respondent is associated with more demand for redistribution mostly in non-contributory welfare state attitudes when the share of low-skilled immigrants increases. But when the share of highly skilled immigrants increases, being a low-educated native is associated with a negative demand for redistribution in non-contributory welfare state attitudes.

Likewise, highly educated respondents favour more redistribution when the share of high-skilled immigrants increases. But when the share of low-skilled immigrants increases, they express negative support for redistribution mainly in non-contributory transfers. For every percent increase in low-skilled immigration, being a high-educated native decreases the odds of favouring redistribution by a factor of 0.786 (jobs), 0.711 (income), and 0.589 (healthcare) at the level of 1%.

Taken together, these results suggest that local workers fear *labour market competition* from immigrants with similar skill levels, and this leads them to be more supportive of redistribution mainly in non-contributory welfare transfers. But when immigrants have different skill levels compared to them, they anticipate positive wage effects arising from the complementarity in the labour market. Therefore, they become less dependent towards redistribution and are less likely to support its expansion. Effects on contributory transfers are inconclusive.

Without taking into consideration the distinction between non-contributory and contributory transfers, this finding broadly supports those of other studies in this area linking demand for redistribution with immigrants' relative education level. Alesina and al., (2021) demonstrated that if the skill level of immigrants increases by 1 percentage point relative to natives, highly skilled natives have a 0.1% likelihood to demand more redistribution. Murard's (2017) regional analysis of Europe suggests that when immigrants have similar skills or share the same occupation with natives, and thus compete with them for jobs, natives prefer policymakers to put restrictions on immigration and extend redistributive social policies. Hence, it could conceivably be hypothesised that support for redistributive policies is indeed guided by self-interest as demonstrated by Degen and al., (2019).

## 2.6 Heterogenous effects across political affiliation groups and labour market status

In this section, we extend our analysis to the subsample of natives to analyse how the political affiliation and the labour market status of respondents determine their demand for redistribution. To this end, we perform a cross-level interaction between our two variables of interest and natives' labour market status and political affiliation.

We recall that to measure the political affiliation of the respondents, we create a dummy variable labelled *right* which is equal to 1 if the respondent votes for a far-right or right conservative party and *left* if the respondent votes for a left or far-left party. Likewise, to measure the labour market status of the respondent, the variable *unemployed* equals 1 if the respondent is unemployed and 0 otherwise, and *retired* equals 1 if the respondent is retired and 0 otherwise.

To start, we investigate how the political affiliation of the respondent affects the demand for redistribution when the share of low and high-skilled immigrants increases. **Table 2.5** illustrates the results.



Table 2.5: Heterogenous effects of the political party affiliation in 2016: Odds ratios and Z-scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Job	Income	Housing	Healthcare	Unemployment	Pensions
left voters	1.698*** (9.257)	2.980*** (15.952)	1.963*** (10.972)	2.970*** (5.961)	1.957*** (11.680)	1.819*** (4.105)
share of low-skilled immigrants	1.127** (2.522)	1.585*** (7.144)	1.388*** (6.506)	1.190 (1.643)	1.132*** (2.829)	1.179 (1.637)
<b>left * share of low-skilled immigrants</b>	<b>0.815*** (-2.691)</b>	<b>0.861* (-1.687)</b>	<b>0.876 (-1.501)</b>	<b>0.580** (-2.176)</b>	<b>0.745*** (-3.697)</b>	<b>0.759 (-1.399)</b>
share of highly skilled immigrants	0.545*** (-11.339)	0.524*** (-9.352)	0.761*** (-4.007)	0.674*** (-2.745)	0.588*** (-9.831)	0.729** (-2.448)
<b>left * share of highly skilled immigrants</b>	<b>1.350*** (3.261)</b>	<b>1.784*** (5.684)</b>	<b>1.763*** (5.560)</b>	<b>2.052** (2.435)</b>	<b>2.171*** (7.132)</b>	<b>1.595** (2.029)</b>
right voters	0.604*** (-9.208)	0.364*** (-18.733)	0.542*** (-12.289)	0.614*** (-4.308)	0.503*** (-12.854)	0.736*** (-2.722)
share of low-skilled immigrants	1.068 (1.267)	1.643*** (7.441)	1.385*** (7.020)	1.239* (1.914)	1.068 (1.263)	1.229** (1.998)
<b>right * share of low-skilled immigrants</b>	<b>1.131* (1.855)</b>	<b>1.051 (0.633)</b>	<b>1.078 (0.970)</b>	<b>0.809 (-1.191)</b>	<b>1.220** (2.506)</b>	<b>0.869 (-0.790)</b>
share of highly skilled immigrants	0.557*** (-10.511)	0.546*** (-8.819)	0.848** (-2.572)	0.707*** (-2.612)	0.654*** (-7.895)	0.756** (-2.068)
<b>right * share of highly skilled immigrants</b>	<b>0.828*** (-2.601)</b>	<b>0.669*** (-4.646)</b>	<b>0.615*** (-6.152)</b>	<b>0.986 (-0.058)</b>	<b>0.646*** (-4.801)</b>	<b>0.880 (-0.628)</b>

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, replications allow for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we remove for presentation purposes. All country-level variables are standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

We find that respondents voting for the left demand redistribution in contributory and non-contributory transfers, but these effects change in interaction with immigration. Highly skilled immigration has a positive effect on pro-redistribution opinions among leftist voters in all types of social policies. Although leftist voters are generally pro-welfare states, our findings suggest that they support less redistribution, especially in non-contributory transfers, when the share of low-skilled immigrants increases. This result is consistent with the fact that highly skilled immigrants are more likely to be net contributors to the welfare state. Therefore, they are more likely to benefit the host country (than low-skilled immigrants) as it may stimulate innovation,

economic growth and productivity (Hunt and Gauthier-Loiselle, 2010).

As for rightist voters, they generally display negative support for redistribution regardless of the skill level of immigrants. These findings are very much in line with the theory. On average, far-right and conservative parties in Europe tend to have a negative view toward immigration and are against immigrants' access to the welfare state (Hainmueller and Hiscox, 2007). They advocate more restrictions on immigration flows. Therefore, natives voting for them probably share similar views regarding immigration and the welfare state.

**Table 2.6** provides the results obtained from the cross-level interaction between the labour market status of the respondent and the share of low- and high-skilled immigrants. The interaction terms are insignificant in almost all welfare attitudes. This indicates that unemployed and retired views towards redistribution are not linked to the level of immigration in the national economy. However, estimates show that being an unemployed respondent is significantly associated with support for greater welfare spending on unemployment (column 5). For a standard deviation increase, the unemployment attitude is expected to increase by a factor of 1.28.

These results corroborate our finding in **table 2.4** highlighting that natives' redistribution attitude is mainly driven by labour market causes. In this situation, the non-significant effect of the interaction terms for retired and unemployed individuals is not surprising because they are out of the labour market, and therefore they are less concerned by competition from immigrants.

Table 2. 6: Heterogenous effects among retired and unemployed natives in 2016: Odds ratios and Z-Scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Non-contributory transfers Income	Housing	Healthcare	Contributory transfers Unemployment	Retirement
retired natives	1.111 (1.190)	1.247** (2.373)	0.920 (-0.840)	1.273 (1.268)	0.855* (-1.659)	1.309 (1.130)
share of low-skilled immigrants	1.079 (1.492)	1.591*** (6.767)	1.375*** (6.098)	1.249* (1.679)	1.070 (1.414)	1.156 (1.356)
<b>retired * share of low-skilled immigrants</b>	<b>1.019</b> <b>(0.249)</b>	<b>1.013</b> <b>(0.149)</b>	<b>1.018</b> <b>(0.202)</b>	<b>0.659*</b> <b>(-1.665)</b>	<b>1.127</b> <b>(1.506)</b>	<b>0.890</b> <b>(-0.583)</b>
share of highly skilled immigrants	0.571*** (-9.696)	0.525*** (-9.072)	0.782*** (-3.482)	0.651*** (-2.690)	0.601*** (-8.776)	0.790* (-1.717)
<b>retired * share of highly skilled immigrants</b>	<b>0.877*</b> <b>(-1.818)</b>	<b>0.968</b> <b>(-0.457)</b>	<b>1.004</b> <b>(0.053)</b>	<b>1.329</b> <b>(1.131)</b>	<b>1.098</b> <b>(1.227)</b>	<b>0.805</b> <b>(-1.175)</b>
unemployed natives	1.961*** (5.771)	1.681*** (3.410)	1.792*** (3.628)	1.660 (1.231)	2.868*** (6.349)	2.652* (1.656)
share of low-skilled immigrants	1.077 (1.595)	1.580*** (7.355)	1.373*** (6.817)	1.107 (0.973)	1.098** (2.170)	1.142 (1.338)
<b>unemployed * share of low-skilled immigrants</b>	<b>1.247</b> <b>(1.340)</b>	<b>1.234</b> <b>(1.123)</b>	<b>1.184</b> <b>(0.856)</b>	<b>1.258</b> <b>(0.500)</b>	<b>1.134</b> <b>(0.578)</b>	<b>0.644</b> <b>(-1.226)</b>
share of highly skilled immigrants	0.550*** (-10.935)	0.524*** (-9.557)	0.788*** (-3.601)	0.710** (-2.455)	0.621*** (-9.001)	0.735** (-2.334)
<b>unemployed * share of highly skilled immigrants</b>	<b>1.168</b> <b>(0.907)</b>	<b>0.982</b> <b>(-0.090)</b>	<b>0.955</b> <b>(-0.228)</b>	<b>0.988</b> <b>(-0.018)</b>	<b>1.000</b> <b>(0.001)</b>	<b>3.548***</b> <b>(2.647)</b>

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, replications allow for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we remove for presentation purposes. All country-level variables are standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

## 2.7 Robustness checks

We conduct a range of robustness checks regarding the measure of the share of low and high-skilled immigrants and the period used to estimate previous effects.

Estimates made so far consider immigrants as foreign-born regardless of whether they were born in a European country or not. To test the robustness of our findings, we re-compute our measure of the share of low- and high-skilled immigrants considering only individuals born outside of Europe. Thus, we regress six welfare attitudes on the share of low- and high-skilled non-European immigrants in 2016 using multilevel modelling with 100 bootstrap replications.

Findings are summarised in **table 2.7**. They are robust to the use of such alternative measures. The share of high-skilled immigrants is associated with a negative demand for redistribution in non-contributory transfers. The effect of low-skilled immigrants is positive and significant only for job attitudes (column 1) even if coefficients for income and housing attitudes remain positive. Ethnic fractionalisation is also negatively associated with demand for redistribution while the opposite is noted for the unemployment rate.

Then, we verify if the *compensation hypothesis* still holds when considering immigrants from non-European countries. In doing so we regress our six welfare attitudes on interaction terms between the share of low- and high-skilled immigrants from non-European countries and natives' characteristics such as their educational attainment, their political orientation and labour market status. Results can be seen respectively in **tables 2.8, 2.9, and 2.10**.

They confirm that natives' attitudes toward redistribution are mainly driven by labour-market causes. They want more redistribution in non-contributory transfers only when the share of migrants with similar skill levels increases. However, these effects hold only on two non-contributory transfers namely jobs and income as opposed to three in our baseline results. The higher the competition in the labour market because of immigration, the more they think it is the government's responsibility to provide jobs for everyone and to reduce income differences. These two policy domains are the most relevant to natives perceiving immigration as an increase in competition in the labour market. Likewise, voting on the left is still associated with a positive demand for redistribution in non-contributory transfers when immigrants are highly skilled. In addition, unemployed and retired stances toward redistribution are still not linked to the level of non-EU immigrants in the national economy.

Third, the DIOC database used to measure the share of low- and high-skilled immigrants in each country of our sample may present some limitations as highlighted by Widmaier and Dumont (2011). As data are census-based (or population registers), it may include other immigrants who were born abroad while being citizens of their country of residence. This may over or underestimate the number of immigrants, particularly in countries with large expatriate communities like the United Kingdom or with large repatriate communities like France. Thus, we use an alternative measure of the share of immigration based on labour market survey (LFS) data to test the robustness of our results. Data are from EUROSTAT which provides information on the share of low, medium, and high-skilled immigrants in European countries. These three

proportions add up to one, therefore we cannot include them simultaneously as explicative variables (Buis, 2020). We decided to omit the share of low-skilled immigrants to avoid a perfect multicollinearity. Therefore, we perform a *proportion analysis* by regressing our six welfare attitudes on the share of medium and high-skilled immigrants in 2016.

The results are presented in **table 2.11** and they also appear to be the same as our baseline estimations. The demand for redistribution in non-contributory transfers decreases with immigrants' skills. One percentage point increase in the share of medium-skilled immigrants and a corresponding percentage point decrease in the share of low-skilled immigrants leads to an increase in the odds of favouring non-contributory transfers by a factor of 1.296 for Jobs, 2.151 for Income, 1.489 for Housing, and 6.570 for Healthcare at the level of  $p < 1\%$ . One percentage point increase in the share of highly skilled immigrants and a corresponding percentage point decrease in the share of low-skilled immigrants leads to a decrease in the odds of favouring non-contributory transfers by a factor of 0.819 for Jobs, 0.688 for Income, and 0.762 for Housing at the level of  $p < 1\%$ .

Lastly, we pool the rounds 2006 and 2016 of the *Role of the Government* Module of the International Social Survey Programme (ISSP). This restricts the sample to nine countries due to data availability. We perform multilevel logit models with a year dummy, on the one hand, and a two-way fixed effect model on the other hand. Both estimates are presented in **tables 2.12 and 2.13** and reinforce our previous findings.

An increase in low- and high-skilled immigration is associated respectively with positive and negative demand for redistribution in jobs and income attitudes. As we showed in the heterogeneous assessments section (**Tables 2.4, 2.5 and 2.6**), these counter-intuitive results are related to the *compensation hypothesis* which refers to the fact that natives favour more redistribution when they compete in the labour market with immigrants with similar skills.

To test the robustness of this finding, we regress our six welfare attitudes on interaction terms between the share of low and high-skilled immigrants and natives' educational attainment, political affiliation and labour market status through a multilevel logit model. Results are presented respectively in **tables 2.14, 2.15, and 2.16**. They confirm the robustness of our previous results according to which natives are more likely to think that it is the government's responsibility to provide a job for everyone who wants one and to reduce income difference when the share of immigrants with similar skills increases. These two policy

domains (Jobs and Income) are the most relevant non-contributory transfers to natives thinking that they are negatively impacted by immigration in the labour market. Estimates also reinforce the evidence that left voters demand more redistribution only when immigrants are relatively high-skilled (**Table 2.15**).

## 2.8 Conclusion

In the wake of globalisation, immigration to European countries has increased a lot moving from 7.8% of the total population in 2000 to 11% in 2019. These countries have a generous income redistribution policy in comparison to other high-income economies. The preconceived ideas that immigrants are unemployed, unskilled, impoverished and therefore heavily reliant on social assistance programmes sparked increasing concerns in the public debate that immigration weakens or challenges the political legitimacy of the welfare state.

This gives rise to increasing proposals to shift immigration policy by making it selective in favour of high-skilled immigrants, as they are supposed to be more valuable economically and socially for the host country. For all that, does more skilled immigration favour natives' demand for redistribution in contributory and non-contributory transfers?

The purpose of the current study was to answer this question in 13 European countries using cross-country survey data from rounds 2006 and 2016 of the Role of the Government module of the International Social Survey Programme (ISSP). We measure natives' demand for redistribution through six different dependent variables classified between non-contributory transfers (Jobs, Income, Housing and Healthcare) and contributory transfers (Unemployment and Pensions). Studying the impact of immigration on support by differentiating welfare policies is highly relevant for two reasons: First, an increase in immigration may negatively affect support for those welfare programs that are perceived by natives to be mostly used by immigrants (Fox, 2012). Second, there might be a decrease in specific welfare policies, but there is no evidence of a consistent fall in support in the general welfare state in Europe (Borre and Scarbrough, 1995). This substantiates the necessity to differentiate social benefits when analysing the effect of immigration on the demand for redistribution. Conversely, the existing literature resorts to a single welfare attitude (e.g. Murard, 2017) or a broad level of aggregation (e.g. Alesina and al., 2019) to measure native support for redistribution.

As explicative variables, we consider the share of low- and high-skilled immigrants that we compute using the Database on Immigrants in OECD countries (DIOC) which provides a rich set of information on the stock of immigrants (above age 15) and their socio-economic characteristics (gender, education, birthplace, etc.). We define the skill level of immigrants through the lens of their educational attainment. Thus, an immigrant is considered to be low-skilled if they reach secondary education at most (or less than a tertiary education). It

corresponds to educational levels from 0 to 4 of the *International Standard Classification of Education* (ISCED). Being a high-skilled immigrant means having at least one year of tertiary education which corresponds to level 5 or above of the International Standard Classification of Education (levels 5-8).

Our multilevel logistic regressions fail to support a robust direct effect of low- and high-skilled immigration on natives' demand for redistribution. Rather, we find that the effects of immigration on natives' demand for redistribution are mainly driven by labour market causes. They favour more redistribution in non-contributory transfers namely in Jobs and Income when immigrants with similar skill level increases. In other words, the higher the competition in the labour market because of an increase in low- or high-skilled immigration, the more natives with similar skill levels consider that it is the government's responsibility to provide jobs for everyone who wants one and to reduce income differences. These two policy domains are more relevant to natives perceiving immigration as an increase in competition in the labour market than other non-contributory transfers such as housing and healthcare.

Unsurprisingly, being an unemployed or a retired native has no robust effect on demand for redistribution, and this lends support to the labour market channel. Because unemployed and retired individuals do not work, and therefore they feel less in competition with immigrants in the labour market. We also find that natives voting for left parties are more likely to favour redistribution particularly when immigration is relatively skilled.

Further research needs to examine more closely the link between immigrants' skills and demand for redistribution by considering the heterogeneity between welfare state regimes (social-democratic regime, continental regime and liberal regime). These different welfare systems differ in their capacity to incorporate new immigrants without eroding support for the welfare state (Banting, 2000). Controlling for this difference might drive different and interesting results. Moreover, while we define the level of skill of immigrants through the lens of their educational attainment, an alternative measure based on occupation would help us to establish a greater degree of accuracy in this relationship.



## 2.9 Appendices Chapter 2

Table 2.7: Multilevel logit estimates of the effect of the share of low and high-skilled (non-European) immigrants on demand for redistribution in 2016: Odds ratios and Z-scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Non-contributory transfers Income	Housing	Healthcare	Contributory transfers Unemployment	Retirement
<b>Country-level variables</b>						
share of low-skilled immigrants (non-European)	1.456*** (3.010)	1.073 (0.481)	1.027 (0.173)	0.283*** (-3.735)	1.162 (1.084)	0.791 (-0.692)
share of high-skilled immigrants (non-European)	0.531*** (-5.848)	0.516*** (-5.692)	0.717** (-2.521)	1.529 (1.372)	0.509*** (-5.458)	0.925 (-0.233)
social expenditure (%GDP)	0.395*** (-11.488)	0.458*** (-10.197)	0.925 (-0.949)	0.773 (-1.402)	0.401*** (-12.305)	0.481*** (-3.657)
unemployment rate	1.570*** (5.079)	2.690*** (8.824)	2.395*** (8.499)	1.824*** (3.003)	5.136*** (16.706)	3.709*** (5.360)
ethnic fractionalisation	0.474*** (-6.769)	0.366*** (-9.179)	0.803** (-2.076)	0.903 (-0.543)	0.295*** (-14.116)	0.611** (-2.269)
per capita GDP	0.993 (-0.140)	1.003 (0.073)	1.164*** (3.678)	2.437*** (6.734)	1.932*** (12.309)	1.988*** (5.178)
<b>Individual-level variables</b>						
age	0.968*** (-2.936)	0.985 (-1.071)	0.986 (-0.981)	0.993 (-0.278)	0.996 (-0.325)	1.028 (0.848)
age square	1.000** (2.552)	1.000 (1.590)	1.000 (1.104)	1.000 (0.149)	1.000 (1.063)	1.000 (-0.431)
<b>gender (reference: male)</b>						
female	1.490*** (7.901)	1.320*** (5.000)	1.308*** (4.104)	1.350** (2.068)	1.103 (1.478)	1.449** (2.465)
<b>living area (reference: big city)</b>						
rural	1.141* (1.917)	0.883 (-1.404)	0.700*** (-4.147)	1.122 (0.642)	0.654*** (-5.032)	1.010 (0.046)
suburb	1.038 (0.621)	0.749*** (-3.540)	0.702*** (-4.517)	1.037 (0.198)	0.744*** (-3.596)	0.886 (-0.679)
<b>union membership (reference: not member)</b>						
union	1.255*** (3.173)	1.269*** (2.885)	1.053 (0.659)	1.536** (1.969)	1.114* (1.683)	1.262 (1.309)
<b>political affiliation (reference: center)</b>						
left voters	2.153*** (11.503)	2.850*** (10.917)	2.256*** (9.458)	3.221*** (5.987)	1.849*** (6.894)	2.191*** (3.360)
right voters	1.074 (0.986)	0.609*** (-5.825)	0.880 (-1.538)	1.159 (0.871)	0.739*** (-2.984)	1.150 (0.709)
<b>labour market status (reference: in paid work)</b>						
unemployed natives	2.190*** (4.344)	1.356* (1.708)	1.568** (2.248)	1.066 (0.169)	2.605*** (4.768)	2.788* (1.745)
retired natives	1.199** (2.034)	1.208* (1.659)	1.021 (0.194)	1.289 (0.984)	0.952 (-0.440)	1.167 (0.545)
permanently disabled or sick	1.576*** (2.737)	2.419*** (3.233)	1.465* (1.722)	0.949 (-0.094)	1.712** (2.369)	1.206 (0.315)
<b>educational attainment (reference: tertiary)</b>						
secondary education	1.865*** (10.999)	1.532*** (6.860)	1.159** (2.004)	1.000 (-0.002)	1.098 (1.418)	1.777*** (3.737)
Constant	1.734** (2.300)	2.708*** (3.279)	4.414*** (4.472)	24.546*** (4.809)	3.290*** (3.970)	7.181*** (2.716)
Observations	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787
Number of countries	13	13	13	13	13	13

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, the bootstrap technique allows for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we remove for presentation purposes. All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 2.8: Heterogenous effects among educated native groups in 2016 considering immigrants from non-European countries: Odds ratios and Z-Scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Non-contributory transfers Income	Contributory transfers Housing	Healthcare	Unemployment	Retirement
secondary education (native)	1.832*** (10.325)	1.528*** (6.356)	1.177** (2.120)	0.943 (-0.299)	1.104 (1.508)	1.840*** (3.700)
share of low-skilled immigrants (non-European)	1.171 (1.128)	0.831 (-1.131)	0.867 (-0.771)	0.302*** (-3.142)	1.105 (0.572)	0.970 (-0.079)
<b>secondary education * share of low-skilled immigrants</b>	<b>1.507*** (3.520)</b>	<b>1.583*** (3.414)</b>	<b>1.323 (1.441)</b>	<b>0.887 (-0.412)</b>	<b>1.089 (0.434)</b>	<b>0.605 (-0.964)</b>
share of high-skilled immigrants (non-European)	0.674*** (-3.090)	0.673*** (-2.808)	0.852 (-0.927)	1.202 (0.485)	0.558*** (-3.301)	0.668 (-0.972)
<b>secondary education * share of high-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>0.650*** (-3.243)</b>	<b>0.625*** (-3.500)</b>	<b>0.754 (-1.513)</b>	<b>1.509 (1.084)</b>	<b>0.859 (-0.714)</b>	<b>2.157 (1.367)</b>
tertiary education (native)	0.546*** (-10.325)	0.655*** (-6.356)	0.850** (-2.120)	1.061 (0.299)	0.906 (-1.508)	0.543*** (-3.700)
share of low-skilled immigrants (non-European)	1.765*** (4.194)	1.316* (1.704)	1.147 (0.760)	0.267*** (-3.643)	1.203 (1.119)	0.587 (-1.120)
<b>tertiary education * share of low-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>0.663*** (-3.520)</b>	<b>0.632*** (-3.414)</b>	<b>0.756 (-1.441)</b>	<b>1.128 (0.412)</b>	<b>0.919 (-0.434)</b>	<b>1.652 (0.964)</b>
share of high-skilled immigrants (non-European)	0.438*** (-6.518)	0.421*** (-6.667)	0.643*** (-2.905)	1.813* (1.671)	0.479*** (-4.842)	1.440 (0.760)
<b>tertiary education * share of high-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>1.539*** (3.243)</b>	<b>1.599*** (3.500)</b>	<b>1.325 (1.513)</b>	<b>0.663 (-1.084)</b>	<b>1.165 (0.714)</b>	<b>0.464 (-1.367)</b>
Observations	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787
Number of countries	13	13	13	13	13	13

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, the bootstrap technic allows for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we decide to remove for the presentation purpose. All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 2.9: Heterogenous effects of the political party affiliation in 2016 considering immigrants from non-European countries: Odds ratios and Z-Scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Income	Housing	Healthcare	Unemployment	Retirement
right voters	0.637*** (-8.487)	0.337*** (-18.076)	0.550*** (-9.369)	0.537*** (-3.695)	0.498*** (-10.482)	0.699** (-2.381)
share of low-skilled immigrants (non-European)	1.669*** (3.765)	1.208 (1.230)	1.029 (0.187)	0.365*** (-2.808)	1.032 (0.212)	0.775 (-0.640)
<b>right * share of low-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>1.249*</b> <b>(1.759)</b>	<b>1.176</b> <b>(1.116)</b>	<b>1.340*</b> <b>(1.708)</b>	<b>1.188</b> <b>(0.654)</b>	<b>1.664**</b> <b>(2.407)</b>	<b>1.447</b> <b>(0.710)</b>
share of high-skilled immigrants (non-European)	0.527*** (-5.236)	0.644*** (-3.178)	1.051 (0.341)	1.366 (0.830)	0.747** (-1.998)	1.208 (0.460)
<b>right * share of high-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>0.716**</b> <b>(-2.341)</b>	<b>0.527***</b> <b>(-4.285)</b>	<b>0.403***</b> <b>(-4.944)</b>	<b>0.757</b> <b>(-0.877)</b>	<b>0.393***</b> <b>(-4.351)</b>	<b>0.487</b> <b>(-1.364)</b>
left voters	2.023*** (14.277)	3.663*** (18.880)	2.388*** (13.046)	3.083*** (5.068)	2.293*** (14.807)	2.004*** (3.792)
share of low-skilled immigrants (non-European)	1.596*** (3.830)	1.037 (0.264)	1.095 (0.567)	0.309*** (-3.478)	1.276 (1.625)	0.922 (-0.209)
<b>left * share of low-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>0.877</b> <b>(-1.041)</b>	<b>0.941</b> <b>(-0.364)</b>	<b>0.916</b> <b>(-0.491)</b>	<b>0.826</b> <b>(-0.725)</b>	<b>0.706*</b> <b>(-1.746)</b>	<b>0.687</b> <b>(-0.713)</b>
share of high-skilled immigrants (non-European)	0.471*** (-6.482)	0.466*** (-6.583)	0.599*** (-3.590)	1.395 (1.028)	0.405*** (-6.555)	0.755 (-0.760)
<b>left * share of high-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>1.258*</b> <b>(1.759)</b>	<b>1.814***</b> <b>(3.382)</b>	<b>1.791***</b> <b>(3.105)</b>	<b>1.261</b> <b>(0.704)</b>	<b>2.292***</b> <b>(4.129)</b>	<b>1.874</b> <b>(1.070)</b>
Observations	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787
Number of countries	13	13	13	13	13	13

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, the bootstrap technique allows for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we remove for presentation purposes. All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 2.10: Heterogenous effects among retired and unemployed natives in 2016 considering immigrants from non-European countries: Odds ratios and Z-Scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Income	Housing	Healthcare	Unemployment	Retirement
retired natives	1.153 (1.595)	1.165 (1.328)	1.002 (0.020)	1.324 (1.021)	0.922 (-0.708)	1.124 (0.398)
share of low-skilled immigrants (non-European)	1.463*** (2.951)	1.152 (0.911)	1.007 (0.044)	0.300*** (-3.511)	1.118 (0.772)	0.792 (-0.683)
<b>retired * share of low-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>1.023</b> <b>(0.181)</b>	<b>0.710*</b> <b>(-1.938)</b>	<b>1.115</b> <b>(0.484)</b>	<b>0.781</b> <b>(-0.820)</b>	<b>1.242</b> <b>(1.043)</b>	<b>1.006</b> <b>(0.010)</b>
share of high-skilled immigrants (non-European)	0.525*** (-5.702)	0.471*** (-5.854)	0.688*** (-2.792)	1.393 (1.028)	0.476*** (-5.618)	0.937 (-0.186)
<b>retired * share of high-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>0.971</b> <b>(-0.213)</b>	<b>1.466**</b> <b>(2.084)</b>	<b>1.061</b> <b>(0.278)</b>	<b>1.415</b> <b>(0.906)</b>	<b>1.079</b> <b>(0.352)</b>	<b>0.910</b> <b>(-0.158)</b>
unemployed natives	2.272*** (3.832)	1.273 (1.044)	1.632* (1.681)	0.612 (-0.279)	2.869*** (3.553)	10.408 (0.516)
share of low-skilled immigrants (non-European)	1.422*** (2.812)	1.025 (0.164)	1.005 (0.034)	0.264*** (-3.897)	1.147 (1.022)	0.787 (-0.709)
<b>unemployed * share of low-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>0.921</b> <b>(-0.269)</b>	<b>1.286</b> <b>(0.621)</b>	<b>1.210</b> <b>(0.302)</b>	<b>2.890</b> <b>(0.869)</b>	<b>1.429</b> <b>(0.416)</b>	<b>0.102</b> <b>(-0.651)</b>
share of high-skilled immigrants (non-European)	0.534*** (-5.715)	0.532*** (-5.259)	0.728** (-2.400)	1.623 (1.549)	0.514*** (-5.543)	0.912 (-0.271)
<b>unemployed * share of high-skilled immigrants (non-European)</b>	<b>1.717</b> <b>(1.223)</b>	<b>0.991</b> <b>(-0.017)</b>	<b>1.017</b> <b>(0.022)</b>	<b>0.300</b> <b>(-1.034)</b>	<b>0.926</b> <b>(-0.072)</b>	<b>63.616</b> <b>(0.568)</b>
Observations	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787
Number of countries	13	13	13	13	13	13

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, the bootstrap technic allows for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we decide to remove for the presentation purpose. All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 2.11: Proportion analysis - multilevel logit estimates of the effect of the share of low and high-skilled immigrants on support for redistribution in 2016: Odds ratios and Z-scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Non-contributory transfers Income	Housing	Healthcare	Contributory transfers Unemployment	Retirement
<b>Country-level variables</b>						
share of medium-skilled immigrants	1.296** (2.295)	2.151*** (4.883)	1.489*** (2.833)	6.570*** (5.505)	1.478*** (3.459)	2.301*** (2.952)
share of high-skilled immigrants	0.819*** (-3.326)	0.688*** (-4.634)	0.762*** (-4.406)	1.028 (0.181)	0.878** (-2.150)	0.906 (-0.701)
social expenditure (%GDP)	0.431*** (-10.462)	0.515*** (-8.518)	0.969 (-0.362)	0.559*** (-3.648)	0.434*** (-11.407)	0.451*** (-3.954)
unemployment rate	1.708*** (5.274)	2.928*** (8.399)	2.477*** (7.127)	3.232*** (4.166)	4.952*** (14.941)	4.956*** (5.762)
ethnic fractionalisation	0.497*** (-5.683)	0.341*** (-7.804)	0.764* (-1.904)	0.359*** (-3.721)	0.309*** (-11.025)	0.414*** (-3.145)
per capita GDP	1.032 (0.477)	1.211** (2.437)	1.317*** (3.815)	4.856*** (6.714)	1.876*** (8.044)	2.639*** (5.204)
<b>Individual-level variables</b>						
age	0.968*** (-2.908)	0.985 (-1.085)	0.986 (-0.956)	0.992 (-0.307)	0.996 (-0.290)	1.026 (0.754)
age square	1.000** (2.505)	1.000 (1.590)	1.000 (1.072)	1.000 (0.162)	1.000 (0.984)	1.000 (-0.366)
<b>gender (reference: male)</b>						
female	1.496*** (7.970)	1.325*** (5.066)	1.316*** (4.175)	1.352** (2.055)	1.099 (1.374)	1.449** (2.445)
<b>living area (reference: big city)</b>						
rural	1.102 (1.367)	0.887 (-1.228)	0.711*** (-3.480)	1.096 (0.486)	0.655*** (-4.842)	0.993 (-0.032)
suburb	1.002 (0.039)	0.752*** (-3.159)	0.714*** (-4.011)	1.032 (0.163)	0.757*** (-3.261)	0.882 (-0.617)
<b>union membership (reference: not member)</b>						
union	1.250*** (3.005)	1.271*** (2.882)	1.061 (0.745)	1.650** (2.263)	1.119* (1.706)	1.316 (1.505)
<b>political affiliation (reference: center)</b>						
left voters	2.183*** (10.875)	2.883*** (11.021)	2.266*** (9.419)	3.265*** (5.864)	1.856*** (6.698)	2.237*** (3.298)
right voters	1.086 (1.068)	0.614*** (-5.531)	0.889 (-1.395)	1.183 (0.947)	0.740*** (-2.873)	1.169 (0.770)
<b>labour market status (reference: in paid work)</b>						
unemployed natives	2.175*** (4.318)	1.342 (1.644)	1.564** (2.167)	1.062 (0.159)	2.617*** (4.591)	2.756* (1.693)
retired natives	1.194* (1.904)	1.201 (1.536)	1.017 (0.149)	1.286 (0.930)	0.954 (-0.408)	1.159 (0.501)
permanently disabled or sick	1.559*** (2.702)	2.415*** (3.208)	1.451* (1.666)	0.956 (-0.081)	1.708** (2.312)	1.207 (0.316)
<b>educational attainment (reference: tertiary)</b>						
secondary education	1.871*** (10.548)	1.530*** (6.387)	1.159* (1.940)	0.995 (-0.029)	1.104 (1.469)	1.769*** (3.655)
Constant	1.805** (2.336)	2.667*** (3.064)	4.247*** (4.257)	29.730*** (5.179)	3.323*** (3.890)	7.798*** (2.672)
Observations	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787	11,787
Number of countries	13	13	13	13	13	13

**Notes:** Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, the bootstrap technique allows for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). Different to previous estimates, data on immigration shares are from labour market surveys (LFS).

With three proportions (share of low, medium and high-skilled immigrants) adding up to one (or 100%), we decide to omit the share of low-skilled immigrants to avoid a perfect multicollinearity. All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Table 2.12: Multilevel logit estimates of the effect of the share of low and high-skilled immigrants on support for redistribution in 2006 and 2016 (with a year dummy): Odds ratios and Z-scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Non-contributory transfers Income	Contributory transfers Housing	Healthcare	Unemployment	Retirement
<b>Country-level variables</b>						
share of low-skilled immigrants	1.774*** (2.858)	3.542*** (3.599)	0.233*** (-11.777)	0.635 (-1.441)	0.147*** (-16.053)	0.881 (-0.560)
share of high-skilled immigrants	0.417*** (-11.968)	0.343*** (-12.888)	1.474*** (4.531)	1.402 (1.405)	1.895*** (8.050)	1.117 (0.741)
social expenditure (%GDP)	2.620*** (11.188)	2.956*** (7.204)	0.818*** (-2.748)	0.669** (-2.300)	0.741*** (-4.755)	0.803 (-1.473)
unemployment rate	1.444* (1.686)	1.751 (1.272)	0.350*** (-19.562)	0.889 (-0.912)	0.512*** (-12.983)	1.064 (0.521)
ethnic fractionalisation	4.241*** (2.919)	6.717* (1.907)	0.094*** (-23.636)	0.862 (-0.537)	0.121*** (-26.902)	1.176 (0.620)
per capita GDP	4.071** (2.515)	16.839** (2.497)	0.033*** (-48.342)	0.985 (-0.045)	0.058*** (-21.955)	1.258 (0.860)
<b>Individual-level variables</b>						
age	0.943*** (-7.942)	0.954*** (-5.899)	1.014* (1.670)	1.000 (0.010)	1.033*** (4.074)	1.054*** (3.301)
age square	1.001*** (7.833)	1.001*** (7.305)	1.000* (-1.905)	1.000 (-0.713)	1.000*** (-3.466)	0.999*** (-3.259)
<b>gender (reference: male)</b>						
female	1.293*** (6.706)	1.370*** (7.625)	0.864*** (-3.205)	0.911 (-0.984)	0.799*** (-5.083)	0.841* (-1.815)
<b>living area (reference: big city)</b>						
rural	0.555*** (-10.690)	0.554*** (-9.985)	0.619*** (-7.064)	0.706** (-2.387)	0.617*** (-7.325)	0.882 (-0.845)
suburb	0.665*** (-7.755)	0.700*** (-6.300)	0.516*** (-10.531)	0.573*** (-4.068)	0.526*** (-10.520)	0.632*** (-3.486)
<b>union membership (reference: not member)</b>						
union	2.128*** (15.512)	2.608*** (18.361)	1.135** (2.161)	1.515*** (2.961)	1.071 (1.191)	1.241* (1.660)
<b>political affiliation (reference: center)</b>						
left voters	2.445*** (16.872)	2.834*** (18.050)	3.124*** (17.707)	2.421*** (6.815)	2.779*** (16.410)	2.446*** (6.757)
right voters	0.747*** (-5.531)	0.415*** (-16.205)	1.019 (0.317)	1.047 (0.368)	1.000 (0.003)	1.237* (1.713)
<b>labour market status (reference: in paid work)</b>						
unemployed natives	1.316*** (3.502)	1.046 (0.548)	0.930 (-0.768)	0.795 (-1.433)	0.921 (-0.947)	0.768 (-1.609)
retired natives	1.311*** (3.599)	1.280*** (2.885)	1.297*** (3.028)	1.508** (2.285)	1.242*** (2.580)	1.608** (2.377)
permanently disabled or sick	2.356*** (4.189)	3.868*** (5.103)	2.412*** (3.560)	1.113 (0.228)	2.303*** (3.382)	2.451 (1.243)
<b>educational attainment (reference: tertiary)</b>						
secondary education	1.318*** (6.113)	1.096* (1.869)	0.809*** (-3.931)	0.657*** (-3.443)	0.781*** (-4.684)	1.029 (0.247)
Constant	5.534*** (2.662)	4.795 (1.498)	8.377*** (7.581)	54.714*** (7.276)	3.196*** (4.219)	8.029*** (4.197)
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	26,912	26,912	26,912	26,912	26,912	26,912
Number of countries	9	9	9	9	9	9

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, the bootstrap technique allows for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .



Table 2.13: Two-Way Fixed Effect models in 2006-2016: Odds ratios and Z-scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Non-contributory transfers Income	Housing	Healthcare	Contributory transfers Unemployment	Retirement
<b>Country-level variables</b>						
share of low-skilled immigrants	1.106*** (3.772)	1.056* (1.854)	0.961 (-1.314)	0.961 (-0.596)	0.980 (-0.699)	0.857** (-2.539)
share of high-skilled immigrants	0.722*** (-12.206)	0.662*** (-14.283)	0.922*** (-2.703)	0.734*** (-4.418)	0.808*** (-7.457)	0.955 (-0.704)
social expenditure (%GDP)	1.112*** (4.316)	0.946** (-2.084)	1.723*** (18.397)	0.915 (-1.529)	1.669*** (18.121)	1.243*** (3.589)
unemployment rate	0.994 (-0.283)	1.149*** (5.348)	1.067** (2.515)	0.885*** (-2.692)	1.281*** (9.879)	1.100 (1.636)
ethnic fractionalisation	1.449*** (12.540)	1.657*** (16.770)	2.189*** (18.898)	1.270*** (3.879)	2.198*** (22.820)	1.965*** (8.618)
per capita GDP	1.246*** (10.231)	1.781*** (24.379)	1.341*** (12.443)	1.655*** (6.709)	2.070*** (27.003)	1.515*** (7.401)
<b>Individual-level variables</b>						
age	1.012 (1.576)	0.987 (-1.497)	1.021** (2.426)	1.016 (0.990)	1.040*** (4.803)	1.055*** (3.300)
age square	1.000 (-0.692)	1.000*** (5.398)	1.000 (-1.175)	1.000 (-1.197)	1.000*** (-2.629)	1.000** (-2.267)
<b>gender (reference: male)</b>						
female	1.322*** (7.444)	0.538*** (-15.670)	1.069 (1.480)	1.306*** (2.926)	0.969 (-0.731)	1.159 (1.588)
<b>living area (reference: big city)</b>						
rural	0.506*** (-12.479)	2.974*** (20.252)	0.591*** (-8.074)	0.741** (-2.261)	0.496*** (-10.883)	0.695*** (-2.655)
suburb	0.618*** (-9.751)	5.484*** (35.425)	0.823*** (-3.255)	0.872 (-1.098)	0.671*** (-6.778)	0.772** (-2.091)
<b>union membership (reference: not member)</b>						
union	2.140*** (16.052)	0.944 (-1.141)	1.884*** (11.178)	2.513*** (6.792)	2.435*** (15.841)	2.655*** (7.417)
<b>political affiliation (reference: center)</b>						
left voters	4.644*** (30.229)	2.015*** (12.342)	3.787*** (20.793)	2.592*** (7.363)	3.075*** (18.379)	2.777*** (7.526)
right voters	0.952 (-0.958)	0.350*** (-17.928)	0.747*** (-4.957)	0.832 (-1.530)	0.650*** (-7.234)	0.863 (-1.219)
<b>labour market status (reference: in paid work)</b>						
unemployed natives	1.627*** (4.143)	2.048*** (5.445)	1.980*** (4.235)	0.795 (-1.081)	2.492*** (5.906)	0.850 (-0.644)
retired natives	0.804*** (-3.093)	0.520*** (-8.141)	0.880 (-1.499)	1.128 (0.745)	0.860* (-1.848)	0.841 (-0.951)
permanently disabled or sick	1.129 (0.908)	1.259 (1.511)	1.320* (1.770)	0.711 (-1.139)	1.419** (2.205)	0.924 (-0.236)
<b>educational attainment (reference: tertiary)</b>						
secondary education	1.604*** (10.819)	5.475*** (37.983)	1.079 (1.454)	0.874 (-1.182)	0.979 (-0.412)	1.234* (1.934)
The 2016 year dummy	0.793*** (-4.457)	6.072*** (30.120)	0.519*** (-11.006)	1.802*** (4.096)	0.621*** (-8.306)	1.326** (2.180)
Constant	0.835 (-1.009)	0.091*** (-12.173)	2.478*** (4.356)	15.359*** (6.756)	1.335 (1.455)	3.866*** (3.507)
Observations	28,316	28,316	28,316	28,316	28,316	28,316
Numbers of countries	9	9	9	9	9	9

Notes: Logistic estimates of the two-way fixed effect models. All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 2.14: Heterogenous effects among educated native groups in 2006 and 2016: Odds ratios and Z-Scores

VARIABLES	(1)	(2)		(3)	(4)	(5)		(6)
	Jobs	Non-contributory transfers		Housing	Healthcare	Contributory transfers		Retirement
		Income				Unemployment		
secondary education (native)	2.469*** (16.818)	1.997*** (12.354)	1.310*** (4.867)	1.251 (1.465)	1.199*** (3.021)	1.520*** (3.597)		
share of low-skilled immigrants	0.450*** (-6.504)	0.575*** (-5.099)	1.353*** (2.899)	0.856 (-1.065)	1.006 (0.063)	1.114 (0.701)		
<b>secondary education * share of low-skilled immigrants</b>	<b>1.108** (2.155)</b>	<b>1.197*** (3.643)</b>	<b>0.984 (-0.293)</b>	<b>1.039 (0.332)</b>	<b>0.930 (-1.448)</b>	<b>1.060 (0.625)</b>		
share of high-skilled immigrants	1.014 (0.191)	0.888* (-1.707)	0.625*** (-6.418)	1.068 (0.520)	0.696*** (-4.772)	0.921 (-0.737)		
<b>secondary education * share of high-skilled immigrants</b>	<b>0.863*** (-3.186)</b>	<b>0.831*** (-4.226)</b>	<b>0.988 (-0.269)</b>	<b>1.089 (0.666)</b>	<b>1.002 (0.041)</b>	<b>1.201* (1.743)</b>		
tertiary education (native)	0.405*** (-16.818)	0.501*** (-12.354)	0.763*** (-4.867)	0.800 (-1.465)	0.834*** (-3.021)	0.658*** (-3.597)		
share of low-skilled immigrants	0.499*** (-5.638)	0.688*** (-3.437)	1.332*** (2.728)	0.890 (-0.883)	0.936 (-0.648)	1.181 (0.956)		
<b>tertiary education * share of low-skilled immigrants</b>	<b>0.903** (-2.155)</b>	<b>0.836*** (-3.643)</b>	<b>1.016 (0.293)</b>	<b>0.962 (-0.332)</b>	<b>1.075 (1.448)</b>	<b>0.943 (-0.625)</b>		
share of high-skilled immigrants	0.875** (-1.997)	0.738*** (-4.109)	0.617*** (-6.750)	1.163 (1.307)	0.697*** (-4.996)	1.107 (0.909)		
<b>tertiary education * share of high-skilled immigrants</b>	<b>1.158*** (3.186)</b>	<b>1.203*** (4.226)</b>	<b>1.012 (0.269)</b>	<b>0.918 (-0.666)</b>	<b>0.998 (-0.041)</b>	<b>0.833* (-1.743)</b>		
Observations	50,840	50,840	50,840	50,840	50,840	50,840		
Number of groups	9	9	9	9	9	9		

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, the bootstrap technique allows for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we remove for presentation purposes. All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 2. 15: Heterogenous effects of the political party affiliation in 2006 and 2016: Odds ratios and Z-Scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Non-contributory transfers Income	Housing	Healthcare	Contributory transfers Unemployment	Retirement
right voters	0.826*** (-4.282)	0.480*** (-16.533)	0.687*** (-8.284)	0.957 (-0.382)	0.652*** (-9.957)	0.872 (-1.295)
share of low-skilled immigrants	0.440*** (-6.781)	0.558*** (-5.457)	1.206* (1.856)	0.894 (-0.867)	0.884 (-1.204)	1.160 (0.994)
<b>right * share of low-skilled immigrants</b>	<b>1.298***</b> <b>(6.012)</b>	<b>1.439***</b> <b>(7.661)</b>	<b>1.225***</b> <b>(3.998)</b>	<b>0.931</b> <b>(-0.600)</b>	<b>1.218***</b> <b>(4.290)</b>	<b>0.971</b> <b>(-0.276)</b>
share of high-skilled immigrants	0.967 (-0.500)	0.938 (-0.909)	0.703*** (-4.822)	1.140 (1.278)	0.768*** (-3.425)	0.975 (-0.256)
<b>right * share of high-skilled immigrants</b>	<b>0.919**</b> <b>(-2.311)</b>	<b>0.748***</b> <b>(-6.179)</b>	<b>0.780***</b> <b>(-6.220)</b>	<b>0.953</b> <b>(-0.403)</b>	<b>0.806***</b> <b>(-4.715)</b>	<b>1.061</b> <b>(0.564)</b>
left voters	1.651*** (11.233)	2.627*** (18.875)	1.882*** (13.884)	1.201* (1.782)	1.852*** (13.823)	1.357*** (3.144)
share of low-skilled immigrants	0.506*** (-5.597)	0.694*** (-3.345)	1.369*** (3.020)	0.790* (-1.794)	0.991 (-0.084)	1.065 (0.374)
<b>left * share of low-skilled immigrants</b>	<b>0.837***</b> <b>(-4.153)</b>	<b>0.803***</b> <b>(-4.738)</b>	<b>0.925*</b> <b>(-1.661)</b>	<b>1.269**</b> <b>(2.108)</b>	<b>0.906**</b> <b>(-2.015)</b>	<b>1.198*</b> <b>(1.766)</b>
share of high-skilled immigrants	0.905 (-1.473)	0.784*** (-3.669)	0.589*** (-7.569)	1.088 (0.726)	0.659*** (-6.009)	1.026 (0.236)
<b>left * share of high-skilled immigrants</b>	<b>1.087**</b> <b>(2.350)</b>	<b>1.290***</b> <b>(5.240)</b>	<b>1.188***</b> <b>(3.766)</b>	<b>1.080</b> <b>(0.709)</b>	<b>1.210***</b> <b>(4.431)</b>	<b>0.922</b> <b>(-0.834)</b>
Observations	50,840	50,840	50,840	50,840	50,840	50,840
Number of groups	9	9	9	9	9	9

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, the bootstrap technique allows for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we remove for presentation purposes. All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 2.16: Heterogenous effects among retired and unemployed natives in 2006 and 2016: Odds ratios and Z-Scores

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Jobs	Non-contributory transfers Income	Housing	Healthcare	Contributory transfers Unemployment	Retirement
retired natives	1.090 (0.988)	1.598*** (5.488)	1.023 (0.207)	1.137 (0.682)	1.076 (0.860)	0.956 (-0.230)
share of low-skilled immigrants	0.352 (-1.629)	0.315*** (-8.954)	0.211*** (-2.589)	1.090 (0.261)	0.010*** (-6.090)	2.363** (2.170)
<b>retired * share of low-skilled immigrants</b>	<b>1.069</b> <b>(1.321)</b>	<b>0.953</b> <b>(-0.818)</b>	<b>1.074</b> <b>(1.068)</b>	<b>1.083</b> <b>(0.689)</b>	<b>1.117**</b> <b>(2.108)</b>	<b>1.061</b> <b>(0.564)</b>
share of high-skilled immigrants	0.502*** (-7.398)	1.622*** (6.360)	0.354*** (-9.107)	0.851 (-0.738)	0.401*** (-8.847)	0.541* (-1.778)
<b>retired * share of high-skilled immigrants</b>	<b>1.087*</b> <b>(1.692)</b>	<b>0.851***</b> <b>(-2.753)</b>	<b>1.099</b> <b>(1.523)</b>	<b>0.930</b> <b>(-0.634)</b>	<b>0.987</b> <b>(-0.242)</b>	<b>0.880</b> <b>(-1.203)</b>
unemployed natives	2.337*** (5.649)	1.619*** (3.116)	3.072*** (6.511)	0.585** (-2.088)	2.232*** (4.463)	0.860 (-0.417)
share of low-skilled immigrants	0.366 (-1.587)	0.321*** (-3.395)	0.207*** (-2.678)	1.090 (0.265)	0.010*** (-5.987)	2.353** (2.165)
<b>unemployed * share of low-skilled immigrants</b>	<b>1.145</b> <b>(0.927)</b>	<b>1.357**</b> <b>(2.289)</b>	<b>1.299</b> <b>(1.302)</b>	<b>1.402</b> <b>(1.368)</b>	<b>1.152</b> <b>(0.795)</b>	<b>0.941</b> <b>(-0.198)</b>
share of high-skilled immigrants	0.511*** (-7.160)	1.588*** (6.060)	0.361*** (-9.019)	0.844 (-0.800)	0.399*** (-9.340)	0.531* (-1.863)
<b>unemployed *share of high-skilled immigrants</b>	<b>1.081</b> <b>(0.522)</b>	<b>0.736*</b> <b>(-1.651)</b>	<b>0.948</b> <b>(-0.251)</b>	<b>0.876</b> <b>(-0.396)</b>	<b>1.012</b> <b>(0.059)</b>	<b>1.212</b> <b>(0.521)</b>
Observations	50,840	50,840	50,840	50,840	50,840	50,840
Number of groups	9	9	9	9	9	9

Notes: Results from multilevel logistic estimation with 100 bootstrap replications. Given the small number of countries, the bootstrap technic allows for a robust estimation of the country-level effects (see Bryan and Jenkins, 2013). All estimations integrate individual and country-level covariates that we decide to remove for the presentation purpose. All country-level variables are Z-standardised. Z-statistics are presented in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 2.17: Pourcentage responses in 2016

Categories	Jobs (%)	Income (%)	Housing (%)	Healthcare (%)	Unemployment (%)	Retirement (%)
<i>Definitely should be</i>	32.27	41.59	29.09	69.46	25.15	63.42
<i>Probably should be</i>	34.83	33.04	47.01	25.88	44.63	31.66
<i>Probably should not be</i>	20.40	15.14	15.45	2.36	18.57	2.73
<i>Definitely should not be</i>	8.63	6.02	3.65	0.61	6.69	0.46
<i>Can't choose</i>	2.84	3.07	3.51	0.75	3.67	0.76
<i>No answer</i>	1.03	1.14	1.28	0.94	1.28	0.96



## **Chapter 3: Size and compositional effects of restrictive immigration policies**

### 3.1 Introduction

Vehement calls to restrict immigration and asylum policies are currently commonplace in many advanced economic countries (Danewid, 2021). This is not a new phenomenon since it started for instance in Europe in the early 1970s when large-scale labour immigration of the post-war reconstruction period gave rise to permanent settlement leading governments to adopt more stringent policies (Geddes and Scholten, 2016). However, very little is currently known about the impacts of these restrictions on immigration flows mainly due to a lack of data. The main aim of this study is to contribute to this literature by analysing empirically the size and the compositional effects of restrictive immigration policies in developed countries.

In recent decades, immigration has gained more saliency as evidenced by the strong popularity of far-right parties and the avoidance of social democratic parties to appear lenient towards immigration policy and immigration flows. For example, the traditional attachment of the US democrats to immigration (Mayda et al., 2016) did not prevent *Hillary Clinton* from explaining in 2018 during a trip to Europe that the centre-left and Europeans need to adopt a tougher approach towards migration to stop *Brexiteers* and *Trump's* momentum. The anti-immigrant media and elites also play an important role in this process by convincing voters that the presence of immigrants and refugees has detrimental effects on their social life and the labour market, and acts as a burden on public resources (Helbling and Leblang, 2019; Ivarsflaten, 2005).

According to de Haas (2011), restrictions may affect migration flows by creating four main types of substitution effects. The first is the “*spatial substitution effects*”. It occurs when restrictions redirect migration flows to countries with less stringent policies. The “*categorical substitution effects*” arise when migrants change the channels through which they enter the host country because one channel becomes more difficult. The “*inter-temporal substitution effects*” or “*now or never migration*” happens when migrants anticipate future restrictions of migration policies. Finally, the “*reverse flow substitution effects*” arise when restrictions deter return migration flows.

Moreover, immigration restrictions may affect the cost migrants have to pay to enter and work in the host country, such as bureaucratic requirements or direct fees that increase the time and money needed to comply (Bianchi, 2013). Consequently, restrictions affect the decision to migrate which in turn affects the size and the skill content of immigration flows (Bianchi,

2013).

For years, several authors have investigated the impact of restrictive immigration policies and have resulted in mixed conclusions. While some authors (e.g. Beine and al., 2011; Czaika and de Haas, 2017; Mayda, 2010; Ortega and Peri, 2013) argue that restrictions significantly deter immigration flows, others like Helbling and Leblang (2019) demonstrate that this effect occurs only when the unemployment is high in the destination country. In addition, recent evidence from Czaika and Hobolth (2016) and Ulceluse and Kahanec (2019) suggest that tightened regulations lead potential migrants to deflect into irregular status or to change channels through which they get access to the host country.

Despite this interest, no one as far as we know has studied empirically the skill composition effects of restrictive immigration policies in OECD-developed countries. Bellettini and Ceroni (2007), Bianchi (2013) and Canto and Udwardia (1986) made a theoretical analysis of this issue while Chen (2015) investigated it empirically within the frame of Chinese migrations to the United States between 1860 and 1930. Using Difference-in-Difference (DID) techniques, Chen finds that the skill-based restrictions enacted by the US government in 1882 namely the *Chinese Exclusion Act* led to a decline in the aggregate skill of Chinese immigrants in comparison to the periods before restrictions were implemented.

Our analysis is close to those of Helbling and Leblang (2019) and Ortega and Peri (2013) which only study the size effects of restrictive measures due to a lack of bilateral data on migration flows by skill level. To overcome this difficulty, we draw on studies by Beine and Parsons (2015), Bertoli and Fernández-Huertas Moraga (2015) and Lanati and Thiele (2021) to compute a proxy for migration flows by skill level using the difference in migrant stocks from one year to the next. In addition, no study to the best of our knowledge addresses the potential endogeneity bias of the restrictive policy index. This work is the first to address this issue using an instrumental variable approach and the joint modelling method developed by Skrondal and Rabe-Hesketh (2014) which control both for endogeneity and initial conditions problem. Econometric estimations validate the relevance and exogeneity conditions.

We use bilateral data covering 20 OECD-developed countries and 195 origin countries spanning from 1990 to 2010 at five-year intervals. The distinction we made between policy dimensions (external or internal restrictions) and fields (family reunification, labour migration and asylum and refugees) is important for our increased understanding of how important the



effects of restrictions on socioeconomic factors that may prevent people from emigrating or not (Helbling and Römer, 2013). For a thorough analysis, we also control for the origin of immigrants, the level of development of their origin country and whether the receiving country has or not a point-based immigration system.

Concerning the size effects of restrictions, our Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML) and instrumental variable estimations show that restrictive immigration policies reduce significantly bilateral migration flows. This effect holds regardless of the dimensions (internal or external) and fields (family reunification, labour migration, asylum) in which these restrictions are applied.

When we split the sample between developed and developing origin countries based on World Bank classification, we find that the negative effect of restrictions is more important in magnitude when migrants are from developing countries. Important financial (e.g. poverty) and non-financial (e.g. geographical distance) constraints faced by these migrants in comparison to those from developed countries may be a possible explanation for this result. These constraints make their admission more difficult. A second explanation relates to the existence of several agreements between developed countries to ease natives' mobility as is the case within the frame of the European Union; of which most of the countries in our sample are members.

Moreover, we divide our sample between host countries with a point-based immigration system (Australia, Canada, New Zealand and the UK) and those with a non-point-based immigration system. We find that restrictions reduce bilateral migration flows only in countries with a non-point-based immigration system. This result could be attributed to the fact that countries with a point-based immigration system select migrants based on specific characteristics such as educational attainment, work experience, salary, language proficiency, etc. (Domingues Dos Santos, 2006). This is the cornerstone of their immigration policy. Thus, the immigration policy of these countries is less oriented towards restrictions even if they have some pathways for immigration not subjected to the aforementioned criteria among which are family reunification and refugees. This hybrid system is so that restrictions do not take the same form compared to European countries where admissions are mainly based on family reunification.

We also find that the income per capita of the host country, the income per capita and population size of the origin country, colonial ties and the fact of sharing a common language have a positive impact on bilateral migration flows. However, the distance between the two countries and the population size of the host country are negatively linked to bilateral flows.

Regarding the skill composition effects, estimations using a probit model applied to a *joint modelling approach* of Skrondal and Rabe-Hesketh (2014) fail to find a robust effect of restrictions in the whole sample. Nonetheless, we find that restrictions increase the probability of high-skilled immigration for migrants coming from poor-origin countries. As restrictions increase the financial and non-financial costs of migration, we argue that high-skilled immigrants from poor-origin countries are more likely to incur these costs in comparison to low-skilled immigrants. This is more obvious when several exemption measures (reduction of financial requirements, removal of job contingency, etc.) from the government of the developed countries are set over the years to attract them (Domingues Dos Santos, 2006). Therefore, it becomes easier for them to migrate in the context of increasing restrictions.

The non-significant effect of restrictions on migrations from richer-origin countries is indicative of their weaker propensity of high-skill migrants from those countries to emigrate when regulations are highly stringent. Because they undergo a weak opportunity cost of staying in their home country where returns to skills are also high. In other words, they have less of an incentive to move in high restrictions context.

Further analysis shows that there is an inverted U-shaped relationship between restrictions and the probability of high-skilled immigration. The restrictive policy index and its square are respectively positive and negative at a significant level of 1%. Thus, there is some evidence of a “*perverse effect*”<sup>50</sup> of high restrictions. We also find a robust positive effect of the income per capita on the host country.

Finally, internal restrictions (free movement, work permit validity, loss of employment resulting in the withdrawal of migrant workers’ residence permit, right to appeal for asylum applications, the possibility of a migrant worker to switch employers or professions, etc.) raise the probability of high-skilled immigration while external restrictions (financial requirements, language skills, quotas, application fees, etc.) tend to reduce it. This finding might be a result of the fine-tuned post-entry regulations in developed countries to attract and retain high-skilled

---

<sup>50</sup> Refers to the unforeseen consequences of a (usually public) decision.

immigrants, especially in the context of global talent competition (Czaika and Parsons, 2016; Domingues Dos Santos, 2006; OECD, 2008). There are the prospect of permanent residence, granting immediate rights for family reunification and social security, the recognition of qualifications and skills of immigrants earned abroad, tax exemptions, permission to change jobs without a need to apply for a new temporary work permit and the *European Blue Card* (Czaika and Parsons, 2016).

The chapter will follow the ongoing structure. The second section analyses the conceptual framework of restrictive immigration policies. The third section focuses on the theoretical framework that allows for the empirical understanding of the impact of restrictive policies on immigration. The fourth section describes the methodological approach. Fifth and sixth sections present the data used and the treatment of the endogeneity bias of the restrictive policy index. Section 7 analyses the results. It also includes heterogeneity and robustness checks. Section 8 concludes.

### **3.2 Conceptual framework of restrictive immigration policies**

Immigration policy determines the conditions under which immigrants enter the destination country and access various social institutions such as the welfare state and the labor market (Geddes and Scholten, 2016). According to Massey (1999), it "*is the outcome of a political process during which competing interests interact on the bureaucratic, legislative, judicial, and public levels to formulate and implement policies that encourage, discourage, or regulate immigration flows*".

Over the years, the renewed interest in immigration has been accompanied by increasing calls to restrict immigration, considered to some extent as detrimental to host countries. Generally, these restrictions can take several forms. According to Jasso (2021), they can be numerical or personal. In the first case, decision-makers in the host country set a cap on the number of immigrants to admit each year. For example, the United States establishes immigration quotas that limit the number of immigrants from a given country to no more than 7% of the total number of immigrants to the United States in a given fiscal year.

However, after establishing a cap, numerous questions remain about the type of immigration to which the cap should be applied, the criteria to use for exempting a given category of immigrants from the cap, and those for selecting among immigration candidates. Also, the

number of visas not issued will be added to the next year's cap. Personal restrictions involve selecting candidates based on observable characteristics such as age, education level, gender, income, origin, etc. (Jasso, 2021).

Restrictive measures can also involve increasing migration costs and visa application fees, setting financial requirements and an age limit for those wishing to migrate, requiring a job offer to obtain a visa, and strengthening the control of external borders. For immigrants residing in the host country, policymakers can, among other things, affect the duration required to be eligible for a permanent residence permit, citizenship, or certain social services. In their analysis, Docquier et al., (2012) define the concept of strong restrictions as an increase in the costs of extending the stay in the host country or the costs necessary for a family reunification procedure.

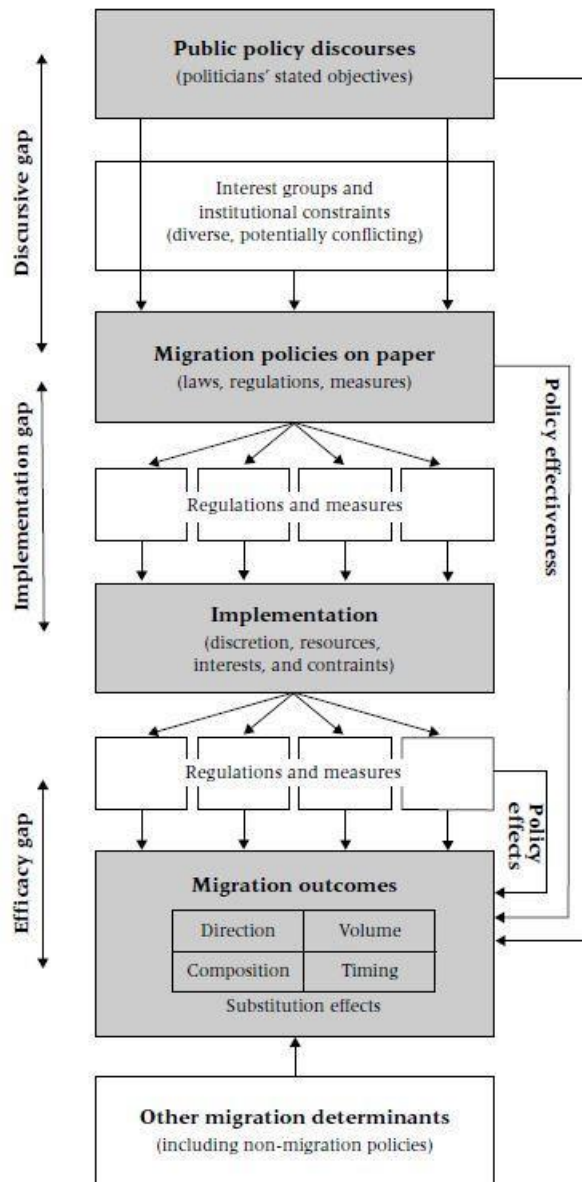
These mobility costs are an important determinant of the self-selection process of migrants in addition to the potential gains expected in terms of income once in the host country, which in turn depends on certain socioeconomic variables and unobservable characteristics such as motivation and skills (Bertoli and al., 2016; Borjas, 1987). In this situation, the decision to migrate appears to be an income maximization strategy such that the migrant chooses their destination taking into account the expected average income net of migration costs (G. J. Borjas, 1987; Domingues Dos Santos, 2006). Assuming that levels of qualification and skills are not valued in the same way between the country of origin and the destination country, the increase in migration costs through restrictions can affect not only the size but also the composition in terms of qualification of immigration flows. This is because different qualification groups do not have the same capacity to incur the financial and non-financial costs of migration (Bianchi, 2013).

Beyond the size and composition of migration flows, restrictions can also change the pathways through which migrants decide to enter the country and when they leave. Indeed, the more restrictive the immigration policy, the more tempting irregular entries at the border become for migrants (Beauchemin, 2018; Czaika and Hobolth, 2016). Similarly, restrictions encourage permanent settlements because migrants fear they may not be able to return to the country once they have left it (Czaika and de Haas, 2017).

However, it is important to note that calls for more restrictions, especially from policymakers, do not necessarily mean that immigration policy has become more stringent.

Because beyond the rhetoric, several factors determine how policy is formulated and the extent to which it is effectively applied. The analysis by Czaika and De Haas (2013) in **figure 3.1** illustrates this point.

Figure 3.1: Conceptual framework of the effects and effectiveness of migration policies



Source: Czaika et De Haas (2013, p.495)

They refer to the disparity between political discourse and the formulation of immigration

policy in a document as "*discursive gap*" This gap results from the power of interest groups and lobby groups that can influence policy in the desired direction, thereby disconnecting it from the public preferences and the host country's international commitments to human rights.

The "*implementation gap*" refers to the disparity between the policy as formulated and its practical implementation due to economic constraints and the discretionary power granted to private enterprises, officials, and politicians in the application of the policy. Finally, the "*effectiveness gap*" occurs when the expected effects in terms of composition and volume have not been achieved after the policy's implementation (Czaika and de Haas, 2013).

Therefore, the fact that immigration flows increase despite restrictions does not necessarily mean that the policy is ineffective. Similarly, a decrease in migration flows following the implementation of the policy is not evidence of its effectiveness (de Haas, 2011). This is because there are many other factors that can simultaneously affect these flows, including conflicts, incentives, or economic conditions (wages, taxation, unemployment, etc.), climatic factors, etc. (Beine and Parsons, 2015; Czaika and Parsons, 2017; Fitzgerald et al., 2014).

However, it is important to clarify that the preferences of natives regarding immigration may not be the same across all policy areas. For example, natives may prefer more restrictions on the conditions for acquiring nationality, family reunification, or asylum applications, and desire more labor migration and integration measures (Helbling and al., 2021). Similarly, using an experimental approach, Margalit and Solodoch (2021) show that in the United States, natives, regardless of social category, are more sensitive to the stock of immigrants than to the flow of immigrants. This result is explained not by perceptions of the migrants' characteristics or by contact, but by a sense of moral obligation to welcome all people residing in the country.

### **3.3 Theoretical Framework: The self-Selection model and the financial constraint model**

The *self-selection model* proposed by Borjas (1987) offers a better understanding of the factors that determine the decision to migrate. According to this model, the decision to emigrate is not a random process. It results from a potential migrant's comparison of income distribution inequalities between the country of origin and the host country. If these inequalities are greater in the host country than in the country of origin, emigrants would be chosen from workers (qualified) located in the upper tail of the income distribution in the country of origin (positive

selection). This is because they expect a higher net salary of migration costs in the host country. Conversely, workers (low-skilled) in the lower tail of the salary distribution in the country of origin would be more incentivized to emigrate (negative selection).

Under these circumstances, one would expect to see high migration flows from developing countries to developed countries, given the significant income inequalities. However, this is not the case because host countries implement, among other measures, restrictive immigration policies (increasing monetary and non-monetary migration costs) that not only slow down migration flows (Borjas, 2014) but also affect their composition (skilled and low-skilled migrants) (Bianchi, 2013; de Haas, 2011a).

The *financial constraint model* developed by Schiff (1996) examines the relationship between migration, investment, and trade, suggesting that the implementation of migration restrictions is a consequence of trade liberalization either by the wealthy destination countries or by the country of origin (underdeveloped). In both cases, the model suggests that the country of origin benefits from trade liberalization through an increase in the wage rate of unskilled labor within it.

This increase enables these workers to pay the costs of migration (costs of obtaining information about the journey, travel costs, legal costs, accommodation, visa and passport fees, job search costs, etc.) and, therefore, to emigrate. These costs are higher (lower) the farther (closer) the country of origin is from the destination country and the less potential migrants benefit from migration networks. At the same time, the wage of skilled workers in the country of origin decreases. Since they are not subject to a financial constraint (whether their country of origin is far or close to the destination country), the migration of skilled workers also increases (M. Schiff, 2007). Wealthy destination countries, not wanting to host unskilled migrants due to the social costs and the budgetary impact on public service provision, impose restrictions on immigration.

These theoretical models illustrate the ability of restrictive migration policies to impact the size and composition in terms of qualifications of migrations, taking into account the level of development of the destination and origin countries, the distance between them, the existence or absence of migration networks, and the costs of migration.

### 3.4 Methodological approach

To evaluate the size effect of restrictive immigration policies, we estimate the following equation based on the gravity model:

$$\begin{aligned}
 \mathbf{bilateral\ flows}_{odt} = & \\
 & \beta_0 + \beta_1 \mathbf{policy\ restrictions}_{dt} + \beta_2 \log(\mathbf{origin\ population})_{ot} + \beta_2 \log(\mathbf{destination\ population})_{ot} + \\
 & \beta_3 \log(\mathbf{gdppc\ destination})_{dt-1} + \beta_4 \log(\mathbf{gdppc\ origin})_{ot-1} + \delta_1 \mathbf{contiguity}_{do} + \delta_2 \log(\mathbf{distance})_{do} \\
 & + \delta_3 \mathbf{common\ language}_{do} + \delta_4 \mathbf{colonial\ relationship}_{do} + FE_o + FE_d + FE_t + FE_{ot} + \varepsilon_{odt} \quad (1)
 \end{aligned}$$

where the dependent variable is the bilateral migration flows (**Bilflows**<sub>odt</sub>). The subscript *o* (*o*=1, 2, ..., 78) refers to the country of origin, *d* (*d*=1, 2, ..., 20) the destination country and *t* (*t*=1990, 1995, ..., 2010) the time.

*PolRestr*<sub>dt</sub> captures the degree of restrictiveness of the immigration policy of the host country. We use the one-year lag of the GDP per capita as a proxy of the level of development both for the origin and the destination country. For the origin country, a high level of GDP per capita may act as a deterring effect for emigration by improving people's wellbeing or livelihood in their country. It could also be viewed as increasing the opportunity of moving since emigrants become more likely to support financial migration costs. At the same time, a low level of GDP per capita may act as a push factor. Thus, the emigration rate and per capita GDP may have an inverse U-shaped relationship (Faini and Venturini, 1993).

The level of GDP per capita of the destination country may act as a pull factor, as well as the fact of sharing the same border (*contiguity*), sharing a common language (*ComLang*), and having colonial ties (*ColRel*). Bilateral migration flows are a decreasing function of the geographical distance between a pair of the country (*Dist*). The introduction of the one-year lag of the GDP per capita of the host country is for instance consistent with the results of d'Albis and al., (2016). They show that a 1% increase in the GDP per capita in France increases the immigration rate by 0.1993% at the end of one year. Moreover, we introduce the population of the origin and destination country as a control variable.

Finally, our model includes a set of fixed effects capturing time-invariant (*FE<sub>o</sub>*, *FE<sub>d</sub>*) and time-variant (*FE<sub>t</sub>*) characteristics. The second set of fixed effects combines year-fixed effects with origin-fixed effects (*FE<sub>ot</sub>*) to control for factors that could stimulate migration flows such



as drought, economic crisis, wars, and so on (Fitzgerald and al., 2014).

For the skill composition effect of restrictions, we employ the following specification:

$$y_{it}^* = \alpha_i + \beta X_{it} + \theta_t + \delta B_{od} + \mu_{it} \quad (2)$$

where  $y_{it}^*$  is the latent variable equal to 1 if the ratio of high to low-skilled migrants is higher or equal to 1 (positive selection) and 0 otherwise.  $X_{it}$  is a vector of time-varying variables related to the origin and destination country such as the per capita GDP, restrictive immigration policy index, and the population size of the host and the origin country.  $\theta_t$  is a year-fixed effect.  $B_{od}$  is a vector of time-invariant bilateral covariates such as the distance between the origin (o) and the destination (d) country, having colonial ties, and sharing a common language or a border.  $\mu_{it}$  corresponds to the error term.

These variables have been chosen referring to the existing literature. For instance, Grogger and Hanson (2011) show that contiguity and colonial links reduce the skills of emigrants; while sharing a common language tends to increase it. Likewise, Belot and Hatton (2012) argue that colonial legacies, distance and cultural similarities determine more the educational selectivity of emigrants than selective immigration policy or wages. The two studies are about OECD-developed countries.

### 3.5 Data sources and variables

In this chapter, we combine data from several sources (see Appendix, **Table 3.11**) and build a panel data set covering 195 origin countries and 20 OECD-developed host countries spanning from 1990 to 2010 at five-year intervals. The host countries are Austria, France, Germany, United States, Australia, United Kingdom, Canada, Denmark, Finland, Sweden, Spain, Italy, Portugal, Switzerland, Greece, Ireland, Luxembourg, Netherlands, Norway and New Zealand. The availability of immigration flow data, mainly by educational attainment level over a long period and a wide range of origin and destination countries dictates the selection of the country sample and year covered.

### 3.5.1 Dependent variables

#### - Bilateral migration flows

To measure bilateral migration flows (*Bilflows<sub>dot</sub>*), we use the global matrix of bilateral international migration flows provided by Abel and Cohen (2019). Data are available for pairs of 200 countries for five-year periods between 1990 and 2015. Bilateral flows are estimated from annual migrant stock data provided by the United Nations by applying the *Pseudo-Bayesian* method (Azose and Raftery, 2019) which is the most appropriate estimation technique among five other analysed by the authors<sup>51</sup>.

#### - Skill composition of migration flows

Concerning the skill composition of migration flows (*skill composition<sub>odt</sub>*), we employ the *Institute for Employment Research* (IAB) database built by Brücker and al., (2013). They compute the total number of foreign-born individuals aged 25 years and older classified between low- and high-skilled immigrants living in each of 20 OECD destinations countries in five-year intervals from 1980 to 2010. To the best of our knowledge, there is no database documenting international migration flows disaggregated by skill level. Though many government ministries record entries distinguishing, *inter alia*, occupation, origin and education level attainment, data are unavailable due to issues of privacy (Czaika and Parsons, 2016).

Accordingly, we follow Beine and Parsons (2015), Bertoli and Fernández-Huertas Moraga (2015) and Lanati and Thiele (2021) by proxying migration flows by taking the difference in these stocks. This technique gives room to negative values due to returns and deaths of migrants which are practically difficult to test if not impossible in the absence of suitable data (Beine and Parsons, 2015). We drop them from the analysis since immigration flows can not be negative as such. Certainly, these data are not perfect but are enough precise to derive reasonable estimations (Beine and al., 2011). Thereafter, we define the skill content of immigration flows by the ratio of high to low-skilled migrants. Thus, migrants are positively selected when the ratio is higher or equal to 1 and 0 otherwise.

---

<sup>51</sup>The other five estimation methods are: demographic account minimisation closed, demographic account minimisation open, migration rates, stock difference drop negative and stock difference reverse negative.

### 3.5.2 Independent variables

#### - Restrictive immigration policy index

We derive the measure of immigration policy restrictiveness from the new *Immigration Policies in Comparison* (IMPIC) database from Helbling and al., (2017). It covers 33 OECD countries for the 1990-2010 period. The IMPIC dataset has the advantage of distinguishing between regulations related to family reunification, labour immigration, refugee and asylum policies, and co-ethnics as highlighted in **table 3.1**.

For each of these policy areas, there are external and internal regulations. External regulations are subdivided into conditions and eligibility requirements which refer to different criteria an immigrant needs to fulfil to enter legally into the destination country. It can be for example financial requirements, age limits, application fees and the existence or not of subsidiary humanitarian protection in the destination country. As for internal regulations, they are subdivided into the security of status and rights associated which refer to rules governing the obtaining of a residence permit, its duration, access to citizenship and the ensuing rights regarding welfare benefits and the labour market for instance (Bjerre and al., 2016).

Table 3.1: Selection of items

		Policy areas				
		Family reunification	Labor migration	Asylum and refugees	Co-ethnics	
Regulations	External	Eligibility	Residence requirements	Targeting	Existence of Subsidiary/ humanitarian protection	Reasons for co-ethnicity
			Family members	Quotas labor	Nationality	Language skills
			Age limits	Age limits	Quotas asylum	Converts
			Quotas family reunification	Young age beneficial	Safe third country	Ancestry
					Safe countries of origin	Country of residence
			Resettlement agreements	Quotas co-ethnics		
		Conditions	Financial requirements	Specific income per month	Place of application	Place of application
	Accommodation requirements		Specific financial funds		Date of birth	
	Language skills		Language skills			
	Application fees		Application fee			
	Job offer					
		Equal work conditions				
		List of occupations				
		Labor market tests				
	Internal	Security of status	Residence permit validity	Work permit validity	Permit validity	Access to citizenship
Autonomous residence permit			Renewal of permit	Permit renewal	Duration of residence permit	
			Transition temporary permanent	Permanent permit		
		Loss of employment	Right to appeal			
			Status when crisis resolved			
	Rights associated	(Self)employment	Flexibility of permit	Free movement	Region of settlement	
(Self)employment				Employment programs		
Form of benefits				Integration measures		

Source: Bjerre and al., (2016)

For each policy area, items are coded between 0 (open) and 1 (restriction). The higher the restrictions for a given regulation, the higher the score. For instance, the IMPIC database assesses within a country the specific amount of time an immigrant needs to reside before his/her family members can immigrate (family reunification). If the required time is less or equal to 12 months, the item *Residence requirements* is scored 0.5 and 0.8 between 49 and 60 months. If the destination country had no family reunification policy, this is scored 1.

IMPIC database distinguishes three policy dimensions (modus operandi, locus operandi and sub-dimension) as detailed in **table 3.2**. The computation of the restrictive policy index of a given country is done in three steps.

Table 3.2: The IMPIC conceptualization of immigration policy

<i>Policy dimensions</i>			<i>Policy fields</i>			
<i>Modus Operandi</i>	<i>Locus operandi</i>	<i>Sub-dimension</i>	<i>Labor migration</i>	<i>Asylum / refugees</i>	<i>Family reunification</i>	<i>Co-ethnics</i>
Regulation	External	Eligibility				
		Conditions				
	Internal	Security of status				
		Rights associated				
Control	External					
	Internal					

Source: Helbling and al., (2013)

First, the score of each policy field (family reunification, labour migration, asylum and refugees, co-ethnics) is computed within each sub-dimension using the arithmetic mean of their corresponding items. Then, the external regulations score is the arithmetic mean of *conditions* and *eligibility requirements*, while the internal regulations score is given by the mean of the *security of status* and *rights associated*. Lastly, immigration policy becomes the mean of external and internal regulations scores.

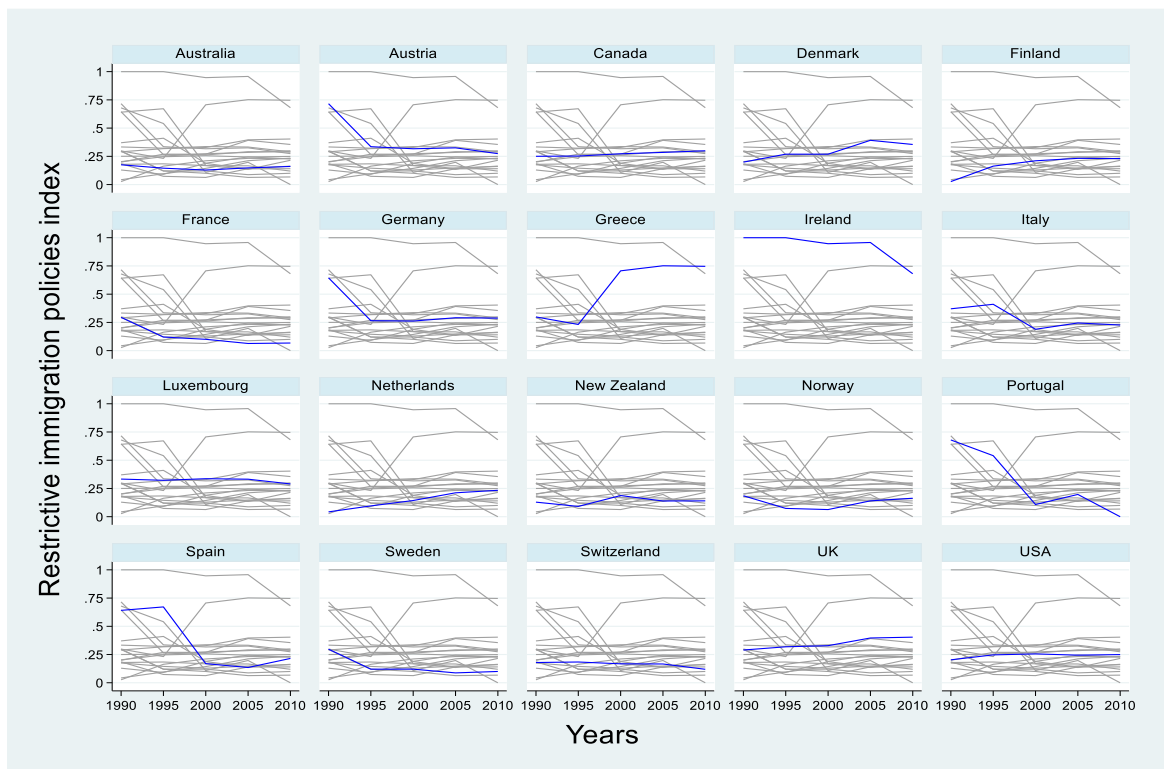
In this chapter, we only consider three policy fields namely family reunification, labour migration and asylum and refugees which are the main reasons for which states admit immigrants. We exclude from the analysis admissions for *co-ethnics*<sup>52</sup> reasons which are few or unusual as argued by Helbling and al. (2020), and the *control* mechanisms which are mainly related to irregular or undocumented migrants<sup>53</sup>.

<sup>52</sup>*Co-ethnics* concern immigrant groups who are entitled to immigrate or access to citizenship for a given country due to colonial, historical or cultural ties.

<sup>53</sup> The data set we use only covers legal migration.

**Figure 3.2** describes the evolution of the immigration policy restrictiveness index for the 20 countries of our sample between 1990 and 2010. Ireland is the country with the highest restriction level even if it decreased suddenly between 2005 and 2010 from 0,96 to 0,68. EU enlargement in 2004 may explain this situation. While the old Member States were granted a transitional period of seven years to decide when to open their borders to new members, Ireland was among the countries that immediately decided to admit newcomers because of labour market needs. Accordingly, restrictions were less stringent.

Figure 3.2: Evolution of the restrictive immigration policies index between 1990 and 2010

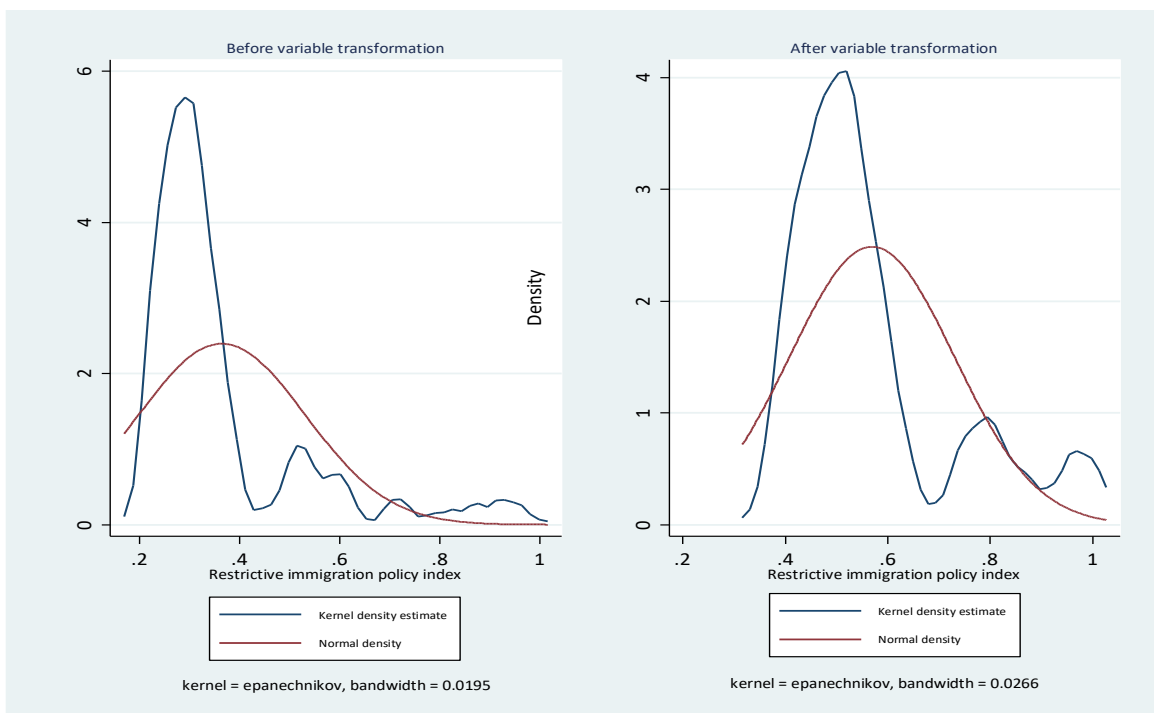


Source: Autor's calculation

In comparison to other countries, Greece is the country with the highest increase in restrictions over the period. The index passed from 0.25 in 1990 to 0.75 in 2010. On the opposite side, Portugal, Spain and to a lesser extent Germany and Italy have experienced an important decrease in restrictions. For other countries in the sample, restriction levels have been relatively stable over the years.

The resulting policy variable is highly right-skewed as shown by the left side of **figure 3.4**. This indicates a less stringent immigration policy in most countries of the sample during the 1990-2010 period. Despite this global trend, there may be high restrictions on some items or sub-dimensions of policy. To make the variable less right-skewed, we cannot use the logarithm because of zero values. Therefore, we reversed the variable to make it less skewed so that we could square it and then we reversed it again (see Helbling and al., 2020). After the transformation, the variable becomes less right-skewed.

Figure 3.3: Distribution of the restrictive immigration policy index before and after the transformation



Source: Author's calculation.

### - Origin and destination population size

There are several channels through which the size of the population may affect migration flows. An increase in the size of the origin population often comes with an increase in the share of the young adult population. Clark and al., (2002) show that the younger the population in the source country the more important the migration rate or incentives to move abroad. Conversely, Kritz (1995) finds that emigration rates to the United States are lower from countries that have

rapid population growth.

The size of the population in the host country can be used as a proxy for the size of its labour market (see Narayana, 1990). Thus, an increase in the population size may create *congestion effects* in the labour market which in turn act as a push factor for migration flows. Conversely, there are often big cities in developed host countries within which opportunities and public amenities are mostly located and therefore tend to attract national and international migrants (Massey and al., 1993). The introduction of the destination country's population as an explanatory variable may capture these effects.

#### - **Gross domestic product (GDP) of the origin and destination country**

We introduce the gross domestic product per capita of the origin and destination countries respectively as push and pull factors. Migrants are more likely to be attracted by countries with a high level of development. An increase in the GDP per capita of the destination country may reflect more wealth production and therefore a great possibility of job creation. This can be an incentive for migrants in search of better opportunities to come and work in the host country and therefore to increase their income.

At the same time, a low level of GDP per capita in the origin country may strengthen incentives to leave and thus increase the emigration rate. However, this effect may be weakened by financial constraints encountered by potential emigrants leading to a weak emigration rate (Mayda, 2010). These data are from *Penn World Table* version 7.1.

#### - **Gravity variables**

In addition to previous variables, we introduce standard gravity variables namely colonial relationships, common language, contiguity and distance between origin and host countries. Data are from the CEPII (Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales) database (Mayer and Zignago, 2011).

**Table 3.11** in the Appendix describes the measure and the source of the different variables.

### **3.6 Endogeneity bias treatment**

The estimations of the size and skill content effect of restrictive immigration policies are not immune to endogeneity problems mainly due to simultaneity bias. A less or more restrictive immigration policy can have significant effects on migration flows. Similarly, an important



number of migration flows could be an incentive for the host country's policymakers to toughen immigration policy. Rather than substituting the potential endogenous variable by its lagged values to avoid simultaneity problems which is an inconsistent and widespread practice (see Reed, 2015), we tackle this econometric issue by resorting to an instrumental variable approach.

### **3.6.1 Size effects estimates**

To deal with the endogeneity of the policy index in the size effects estimates, we choose two variables as instruments namely the one-year lagged restrictive immigration policy index and the type of electoral system of the destination country. To be valid, the two instruments should be relevant and exogenous. The first condition implies a strong correlation between the immigration policy index and the two instruments. The second condition refers to the absence of a direct correlation between instruments and bilateral migration flows.

Two reasons justify the use of the lagged immigration policy as an instrument. Firstly, since we use five-year interval data, the one-year lag implies that the immigration policy of five years ago is directly correlated with the current immigration policy but does not have a direct effect on contemporary immigration flows. Given the saliency of the immigration issue during the recent decades in most developed countries mainly fuelled by politicians, media and anti-immigrant parties, five years are quite enough so that a shift happens at least in one component (family reunification, labour migration or asylum/refugees) of our immigration policy index. Thus, the policy index is different from year to year, and this is verified in all destination countries of our sample except in Ireland and Sweden where policy has not changed respectively between 1990 and 1995, and between 1995 and 2000. This means the current immigration flows are directly affected by the current immigration policy and not by the five-year immigration policy which has changed to some extent meantime.

Secondly, Reed (2015) shows both theoretically and empirically that when the endogeneity bias relates to simultaneity problems, using the lagged values of the suspected explanatory variable as an instrument produces consistent estimates when it is not included in the estimated equation as an independent variable.

Our second instrument is a dummy variable proxying the type of electoral system in the host country. It comes from the *Comparative Political Data Set* and is coded 1 if the destination

country has a proportional representation system and 0 otherwise. We consider that electoral systems based on proportional representation are more likely to have a restrictive immigration policy. In this system, anti-immigration parties (such as far-right parties) can more easily influence policy-making either by compelling the whole political spectrum to adopt more restrictive policies or through direct participation in government (Bale, 2008). Results from de Haas and Natter (2015) lend support for this evidence. They find that electoral systems that are based on proportional representation tend to adopt more restrictive immigration policies namely in family reunification, asylum seekers and irregular migrants. Their study covers 21 European and traditional Anglo-Saxon immigration countries between 1975 and 2012.

Moreover, as demonstrated by Austen-Smith (2000), Breunig and Busemeyer (2012), Chang (2008), Gagliarducci and al., (2011), Iversen and Soskic (2006), Morelli and Negri (2017) and Persson and Tabellini (2004, 2005), proportional representation systems<sup>54</sup> in comparison to other systems redistribute and spend more in public goods. Unlike plural systems<sup>55</sup> (for example Canada, the United Kingdom, or the United States) in which this spending is only targeted in a few decisive districts that allow the policymaker to win the election; they are not geographically biased in proportional systems and cover a wide range of beneficiaries including immigrants who can not be excluded based on their nationality. In the context where disadvantaged workers feel that immigration depresses their wages and taxpayers worry about a drain on public resources (Freeman, 2002, as cited in West, 2011), it is difficult to develop balanced public policies. This situation may lead policymakers to favour a tough approach towards immigration that they consider as not advantageous electorally and economically (Russo and Salsano, 2019).

In an analysis of the interplay between the electoral system, taxation and immigration policies, Morelli and Negri (2017) find a strong relationship between countries with proportional representation and their immigration policies. To the best of our knowledge, no study establishes a direct link between the electoral system and bilateral migration flows. The results of the first-stage regression satisfy the exogeneity and relevance criteria for these two instruments as shown in **table 3.12** of the Appendix. The coefficients of the two instruments

---

<sup>54</sup> In a proportional representation system (Luxembourg, Denmark, Czech Republic, Germany, etc.), the number of seats assigned to each political party is proportional to its vote share.

<sup>55</sup> In a plurality system (Canada, United Kingdom, United States, etc.), the member of parliament of a single district is elected following a winner take all rule.

are positive and highly significant at the level of 1%.

### **3.6.2 Skill composition estimates**

Estimates related to the skill composition effect of restrictions may face two empirical issues: the endogeneity of the initial conditions problem and the correlation between explanatory variables and the random intercept or the joined effect of omitted time-constant covariates (level 2 endogeneity).

The first issue refers to the lack of independence between the first observed value of the dependent variable and unobserved individual effects or its previous observations. Several empirical estimates with a latent response variable do not deal with this issue because they made the strong assumption of independence between the two factors which leads to inconsistent estimates (Wooldridge, 2005). The second issue leads to inconsistent estimates particularly in the short panels as is the case in our study.

We use the *joint working approach* developed by Skrondal and Rabe-Hesketh (2014) which deals simultaneously with the two problems. It is an auxiliary model that consists of regressing the random intercept and hence omitted time-constant covariates on the mean of the time-varying covariates. This allows the correlation between the random intercept and time-varying covariates to be constant over time. In that way, the approach results in consistent estimates for the coefficient of the time-varying covariates and the lagged response variable even if there is a level 2 endogeneity (Skrondal and Rabe-Hesketh, 2014). This method is all the more useful in that it makes it possible to take into account time-invariant covariates other than standard bilateral regressors (distance between countries, the colonial relationship, common language, contiguity) that are likely to affect migration flows.

## **3.7 Results**

### **3.7.1 Size effects of restrictive immigration policies**

#### **3.7.1.1 PPML and instrumental variable estimates**

A specificity of bilateral data is the high presence of zeros. They may be due to the absence of migration flows between a pair of countries, missing data (Robertson and Robitaille, 2017) or the fact that the number of migrants is quite weak to be counted. Under these conditions,

considering the logarithm of bilateral migration flows could lead to important losses of information that could affect the quality of our estimation. Furthermore, Silva and Tenreyro (2011) have shown that, in these conditions, the use of the Ordinary Least Squares or Tobit models generates a large bias that tends to persist even when the sample size increases. Thus, they propose the use of the Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML) estimation to overcome the bias; which, moreover is more robust in the presence of heteroscedasticity (Czaika and De Haas, 2013).

Another advantage of PPML is the fact that it does not assume equi-dispersion<sup>56</sup>. Related estimations are optimal when the conditional variance is proportional (not necessarily equal) to the conditional mean. According to Silva and Tenreyro (2011), even if this condition is not verified, PPML estimates are consistent. Thus, it allows both under and over-dispersion which are defined only when the dependent variable is a count.

Another way to handle the high presence of zero on bilateral data consists of adding one to the annual migration flows to avoid losing information from the zero migration pairs (Ortega and Peri, 2013). We use this approach as robustness checks to verify if the results are sensitive to the change in the measure of annual migration flows.

**Table 3.3** gives estimates of the effects of a restrictive immigration policy on bilateral flows for 20 developed countries and 178 origin countries between 1990 and 2010. Column 1 shows the within-fixed effect estimates with the logarithm of bilateral migration flows as a dependent variable. Columns 2, 3 and 4 give the results of PPML estimates with different sets of fixed effects and column 5 corresponds to instrumental variable estimates.

Generally, the GDP per capita of the origin country is significantly and positively associated with bilateral migration flows. Thus, income growth strengthens the incentive to leave by overcoming financial constraints encountered by potential migrants. This outcome is contrary to that of Ortega and Peri (2013) who found that income per capita reduces bilateral migration flows in 15 OECD destination countries and 120 sending countries for the period 1980-2006. A possible explanation for this might be the existence of a certain level of income under which income per capita increases emigration. Above this level, an increase in income per capita reduces emigration as migrants become richer.

---

<sup>56</sup> <https://personal.lse.ac.uk/tenreyro/lgw.html>

Table 3.3: Effects of restrictive immigration policy on bilateral flows

VARIABLES	(1) Within_FE Ln(bilflows)	(2) PPML bilflows	(3) PPML bilflows	(4) PPML bilflows	(5) IV_GMM log(1+bilflows)
<b>Policy restrictiveness</b>	<b>0.006</b> <b>(0.082)</b>	<b>-0.250</b> <b>(0.247)</b>	<b>-0.330*</b> <b>(0.196)</b>	<b>-0.982***</b> <b>(0.230)</b>	<b>-0.837***</b> <b>(0.198)</b>
Population origin (log)	2.118*** (0.096)	0.647*** (0.025)	1.783*** (0.337)	2.166*** (0.291)	2.051*** (0.096)
Population destination (log)	-2.363*** (0.368)	0.848*** (0.047)	0.808*** (0.033)	-5.550*** (1.052)	-3.551*** (0.412)
GDP per capita origin (lag)	0.322*** (0.044)	0.176*** (0.042)	0.512*** (0.106)	0.515*** (0.132)	0.240*** (0.038)
GDP per capita destination (lag)	0.063 (0.123)	0.497* (0.280)	0.177 (0.243)	0.321 (0.330)	0.373*** (0.121)
Distance (log)		-0.442*** (0.085)	-0.520*** (0.090)	-0.744*** (0.089)	
Contiguity		0.696 (0.440)	0.412** (0.186)	0.236 (0.194)	
Common language		1.107*** (0.111)	1.375*** (0.119)	1.106*** (0.137)	
Colonial relationship		0.862*** (0.176)	0.740*** (0.148)	1.214*** (0.172)	
Constant	6.729** (2.614)	-9.503*** (3.240)	-18.723*** (4.122)	42.065*** (9.139)	
Observations	13,153	13,760	13,760	13,760	13,820
Pseudo R-squared	0.075	0.564	0.799	0.827	0.060
Number of country pair	3,460				3,520
Kleibergen-Paap rk (p-value)					0.0000
F statistic first stage					436.70
Hansen J statistic (p-value)					0.0560
Fixed effects	Yes				Yes
Year	No	yes	yes	Yes	
Origin	No	No	Yes	Yes	
Destination	No	No	No	Yes	

Notes: The dependent variable is the bilateral migration flows for columns 3 to 5. Column 6 shows the results of the fixed effects instrumental variable approach with log(1+bilflows) as a dependent variable. Standard errors in parenthesis. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

The population size of the origin countries stimulates bilateral flows in all specifications. This robust finding might be explained by the fact that the higher the population size, the higher the number of young adults who would like to migrate mainly those living in poor countries. It substantiates Clark et al., (2002) and Kritz's (1995) findings.

The coefficient of the host country population variable becomes negative when the host country's fixed effects are included (columns 1, 4 and 5). This is indicative of the fact that the fixed effect is significantly associated with the population size and failing to control for them biases its coefficient, making it seem positive while it is negative. The negative effect may be explained by the fact that an increase in the population size may affect natives' economic opportunities and public amenities all else being equal. Then, it acts as a push factor for bilateral migration flows.

In addition, bilateral migration flows are a decreasing function of the distance between two countries. The existence of a colonial relationship between two countries and the fact that they share a common language are factors that stimulate bilateral flows. The non-significativity of contiguity may be related to the fact that a small number of countries in the sample share a common border.

To fix the issue related to the potential simultaneity bias, we estimate a fixed effect instrumental variable model with Stata's command *xtivreg2* (Schaffer, 2010). Random effect specification is not suitable since the Hausman test rejects the null hypothesis of independence between regressors and unique errors. As a dependent variable, we use the log of annual bilateral migration flows plus one to handle the high presence of zero on bilateral data. Results are shown in column 5. We use robust option to correct heteroscedasticity.

The restrictive policy index is instrumented by its one-year lagged values and the proportional representation system variable. In the first-stage regression (see Appendix, **Table 3.12**), coefficients of instrumental variables are positive as expected, and statistically significant at the level of 1%. The *F statistic* of 436.70 is larger than the rule-of-thumb value of 10. This strongly suggests weak instruments are not a problem. The probability associated with the *Kleibergen-Paap LM statistic* is lower than 5% confirming the rejection of the under-identification hypothesis. Lastly, the p-value related to the *Hansen J statistic* is higher than 5% confirming that our instrument set is exogenous or appropriate.

As shown in column 5, the effect of restrictions remains highly significant and negative. Immigration policy restrictions deter bilateral migration flows. Overall, the instrumental variable estimate gives the same findings that PPML estimates including all sets of fixed effects (column 4) even if coefficients are slightly smaller. Therefore, the restrictions' effect is robust to the change in measurement of the dependent variable. The income per capita of the host

country stimulates bilateral migration flows because migrants are attracted by richer countries.

Immigration policy is a mixture of measures relating to different aspects namely family reunification, labour migration and asylum and refugees. For each of these policy areas, the degree of restrictions may not be the same for a given country. Thus, it is worth analysing how restrictions in these specific areas affect bilateral migration flows.

To do so, we perform an analysis distinguishing external and internal regulations on the one hand, and policy areas (family reunification, labour migration and asylum and refugees) on the other hand. The results are presented in **table 3.4**. All estimations include origin and destination country fixed effects.

In all subdimensions of the immigration policy, restrictions significantly reduce bilateral migration flows. The external restrictions variable has the highest coefficient. This indicates that external restrictions are more likely to reduce bilateral migration flows than other immigration policy dimensions. The external restrictions consist of *eligibility requirements* and *conditions* an immigrant needs to fulfil to be granted access. *Eligibility requirements* define the types of applicants that are granted access (which family members, which skill level and age, which nationalities, which kind of refugees, etc.) and the *conditions* specify requirements that need to be met by those groups (application fees, language skills, job offers, accommodation and financial requirements, specific income per month, labour market tests, etc.) (Helbling et al., 2013). These measures have a more deterring effect than internal restrictions which are mostly targeted to migrants already living in the host country who may decide to stay in the host country even if it means to be in an irregular situation.

Table 3.4: Effects of the subdimensions of restrictive immigration policy index

VARIABLES	(1) PPML bilflows	(2) PPML bilflows	(3) PPML bilflows	(4) PPML bilflows	(5) PPML bilflows
Population origin (log)	2.520*** (0.263)	2.310*** (0.260)	2.426*** (0.264)	2.342*** (0.259)	2.333*** (0.260)
Population destination (log)	-5.203*** (0.821)	-4.615*** (0.841)	-4.996*** (0.873)	-4.207*** (0.857)	-4.478*** (0.859)
GDP per capita origin (lag)	0.639** (0.261)	0.262 (0.265)	0.445 (0.272)	0.057 (0.268)	0.467* (0.282)
GDP per capita destination (lag)	0.579*** (0.115)	0.489*** (0.122)	0.530*** (0.119)	0.508*** (0.116)	0.504*** (0.117)
Distance (log)	-0.745*** (0.089)	-0.744*** (0.089)	-0.744*** (0.089)	-0.744*** (0.089)	-0.743*** (0.089)
Contiguity	0.235 (0.194)	0.237 (0.194)	0.236 (0.194)	0.237 (0.194)	0.238 (0.195)
Common language	1.106*** (0.138)	1.106*** (0.137)	1.106*** (0.137)	1.106*** (0.137)	1.106*** (0.137)
Colonial relationship	1.214*** (0.172)	1.214*** (0.172)	1.214*** (0.172)	1.213*** (0.172)	1.214*** (0.172)
<b>Restrictive external policies</b>	<b>-1.536*** (0.238)</b>				
<b>Restrictive internal policies</b>		<b>-0.672*** (0.197)</b>			
<b>Restrictive family reunification policies</b>			<b>-0.570*** (0.164)</b>		
<b>Restrictive labour migration policies</b>				<b>-0.849*** (0.258)</b>	
<b>Restrictive asylum policies</b>					<b>-0.995*** (0.206)</b>
Constant	31.804*** (6.867)	32.049*** (7.241)	32.591*** (7.200)	29.971*** (7.258)	28.203*** (7.199)
Observations	13,760	13,760	13,760	13,760	13,760
Pseudo R-squared	0.825	0.822	0.824	0.818	0.823
Fixed effects					
Origin	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Destination	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes: The dependent variable is the bilateral migration flows. All regressions include origin and destination country fixed effects. Standard errors in parenthesis. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Concerning other variables, the results almost corroborate the findings in **table 3.3**. Population growth in the destination country and the distance between countries significantly reduce bilateral migration flows. The income per capita of the destination country, the fact of sharing a common border, and having a colonial relationship stimulate bilateral migration flows. However, the effect of the GDP per capita of the origin country is weakly significant



(columns 1 and 5) even if the coefficient remains positive.

### 3.7.1.2 Heterogeneity

To check for the heterogeneity of our results, we verify if the effects of restrictions vary depending on whether the destination country has a point-based immigration system (henceforth PBS) or not. This system has the specificity of conditioning admissions of non-nationals by meeting a set of requirements in terms of education, age, work experience, salary, language fluency, professional skills and so on (Aboubacar and Zhu, 2014; Antecol and al., 2003; Zhu and Batisse, 2016). Hence, the main objective of this policy is to attract a great number of skilled or highly educated workers. This selection mechanism typically applies to economically motivated immigration (Tani, 2018).

This is to oppose “*demand-driven*” systems mostly applied in Europe and the United States whereby employers select the foreign workers they need and the government play a hands-off role that consists of enforcing employment rules and immigration (Papademetriou and Hooper, 2019). Thus workers move where there is a demand for their skills (Andersson and al., 2019).

However, in recent decades, the two systems have cohabited in some countries with point-based immigration regulations (Czaika and Parsons, 2017). Meaning there can be within a country other pathway for immigration such as refugees and family reunification that are not subjected to points criteria. Restrictions in these countries are either less likely to be stringent or are enforced differently compared to countries with a non-point-based immigration system. Accordingly, restrictions’ effects may be distinct between these two types of systems.

We perform an analysis distinguishing host countries with a point-based immigration system (Canada, Australia, UK and New Zealand) from countries with a non-point-based immigration system (the rest of the sample). **Table 3.5** shows the results.

Table 3.5: Size effects of restrictions in destination countries with point-based immigration system (PBS) and non-point-based immigration system (non-PBS)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<b>Total</b> PPML bilflows	<b>Non-PBS</b> PPML bilflows	<b>Non-PBS (without USA)</b> PPML bilflows	<b>PBS</b> PPML bilflows
<b>Policy restrictiveness</b>	<b>-1.101***</b> <b>(0.218)</b>	<b>-1.260***</b> <b>(0.224)</b>	<b>-1.459***</b> <b>(0.233)</b>	<b>-0.968</b> <b>(1.799)</b>
Population origin (log)	2.384*** (0.261)	2.330*** (0.281)	2.421*** (0.258)	2.978*** (0.408)
Population destination (log)	-4.966*** (0.830)	-6.080*** (0.910)	-8.779*** (1.004)	0.699 (2.012)
GDP per capita destination (lag)	0.425 (0.264)	0.594** (0.302)	1.214*** (0.285)	-0.859 (0.804)
GDP per capita origin (lag)	0.519*** (0.119)	0.518*** (0.150)	0.354*** (0.085)	0.355* (0.192)
Distance (log)	-0.745*** (0.089)	-0.862*** (0.092)	-1.176*** (0.199)	-0.561** (0.248)
Contiguity	0.236 (0.194)	0.352* (0.184)	0.102 (0.203)	0.183 (0.518)
Common language	1.106*** (0.137)	0.880*** (0.154)	1.040*** (0.147)	0.979** (0.383)
Colonial relationship	1.214*** (0.172)	1.419*** (0.186)	1.678*** (0.165)	1.475* (0.831)
Constant	32.969*** (7.006)	61.653*** (9.573)	29.556*** (4.767)	-16.079 (11.398)
Observations	13,760	11,696	11,008	2,064
Pseudo R-squared	0.824	0.860	0.638	0.775
Fixed effects				
Origin	Yes	Yes	Yes	Yes
Destination	Yes	Yes	Yes	Yes

Notes: The dependent variable is the bilateral migration flows. Standard errors in parenthesis. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

They reveal that policy restrictions reduce bilateral migration flows only in countries with non-PBS. This result holds even if we exclude the United States from the sample (column 3) given the specificity of its immigration policy mostly based on family reunification and visa quotas (Real, 2011). As for countries with a PBS (Canada, Australia, UK and New Zealand), the effect of restrictions is not statistically significant.

Interestingly, we also find that an increase in the host country population reduces bilateral migration flows only in host countries with non-PBS. Increasing population stimulates working-age population growth which in turn reduces labour shortage and demand. This may

explain the negative impact on bilateral migration flows.

Turning now to test whether restrictions' impacts vary according to the level of development of the source country. To do so, we split the sample between developed and developing origin countries. Based on the World Bank Classification (2021), we define low and medium-income countries as developing countries, and high-income countries as developed countries. For PPML estimates, we use bilateral migration flows as a dependent variable and for instrumental variable estimates we use the log of annual migration flows plus one to handle the high presence of zero on bilateral data. In the latter equation, the restrictive policy index is also instrumented with its one-year lag and a measure of the political system of the host country. **Table 3.6** illustrates the results.

Findings indicate that restrictions are more likely to reduce bilateral migration flows from developing-origin countries in comparison to developed origin countries. For all estimates (PPML and instrumental variable), coefficients are higher and more significant in the sample of developing countries. For a percent increase in policy restrictiveness, bilateral migration flows from developing origin countries decrease by 1.64% and only 0.58% for developed countries. This difference is noted for instrumental variable estimates (columns 3 and 4) but to a lesser extent.

Table 3.6: Size effects of restrictions according to the level of development of origin countries

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	PPML		IV_GMM	
	<i>Developing origin countries</i>	<i>Developed origin countries</i>	<i>Developing origin countries</i>	<i>Developed origin countries</i>
<b>Policy restrictiveness</b>	<b>-1.640***</b> <b>(0.244)</b>	<b>-0.584**</b> <b>(0.279)</b>	<b>-0.920***</b> <b>(0.254)</b>	<b>-0.567*</b> <b>(0.299)</b>
Population origin (log)	2.108*** (0.405)	2.606*** (0.508)	2.475*** (0.118)	1.041*** (0.197)
Population destination (log)	-4.225*** (1.072)	-6.654*** (1.098)	-3.689*** (0.518)	-3.539*** (0.647)
GDP per capita destination (lag)	0.482 (0.414)	0.202 (0.343)	0.107 (0.153)	0.307 (0.191)
GDP per capita origin (lag)	0.372** (0.150)	1.331*** (0.204)	0.143*** (0.039)	0.982*** (0.108)
Distance (log)	-1.066*** (0.132)	-0.361*** (0.110)		
Contiguity	1.540*** (0.297)	0.482** (0.197)		
Common language	1.277*** (0.160)	0.766*** (0.163)		
Colonial relationship	1.312*** (0.198)	1.354*** (0.294)		
Constant	31.590*** (8.827)	43.543*** (8.057)		
Observations	9,560	4,200	9,540	4,280
Pseudo R-squared	0.878	0.621	0.071	0.064
Number of country pair			2,440	1,080
Kleibergen-Paap rk (p-value)			0.0000	0.0000
F statistic first stage			295.31	140.91
Hansen J statistic (p-value)			0.3557	0.0925
Fixed effects			Yes	Yes
Origin	Yes	Yes		
Destination	Yes	Yes		

Notes: For PPML and Instrumental variable estimates, the dependent variable is respectively the bilateral migration flows, and the log of annual migration flows plus one. All regressions include fixed effects. Robust standard errors in parenthesis. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

A possible explanation for this might be that migrants from developing countries are more likely to be affected by restrictions. They face more financial and non-financial constraints than potential migrants from developed countries. Beyond constraints imposed by the host country policymakers, others are specific to the sending countries such as poverty or geographical distance which make emigration more difficult. Moreover, there are several agreements between developed countries to ease native emigration as is the case for the free movement of

European Union nationals.

### 3.7.2 Skill composition effects of restrictive immigration policies

#### 3.7.2.1 Probit random effects estimates

As a preliminary analysis, we estimate the skill composition effect of restrictions through a correlated and dynamic probit random effect model. Generally, random effect estimates assume an absence of correlation between explanatory variables  $X_{it}$  and time-invariant unobserved effects  $\alpha_i$ . This assumption is implausible in most cases (Sander, 2007) since it is unlikely that a country's immigration policy or income per capita may not be linked to unobserved effects related to the labour market or national economy in general.

In addition, when the number of periods (T) is small, using a random-effect or unconditional fixed-effect estimator, as well as ignoring heterogeneity ( $\alpha_i$ ) leads to persistent bias which tends to reduce with T (Greene, 2004). Similarly, the use of the logit fixed effects does not allow the introduction of time-invariant gravity variables such as distance, contiguity, colonial ties or the fact of sharing a common language (Wooldridge, 2019).

Accordingly, we opt for a *Correlated Random Effect model* of Mundlak (CRE) which allows the correlation between the unobserved heterogeneity ( $\alpha_i$ ) and the explanatory variables by introducing the within-means of the independent variables as regressors so that  $\alpha_i = \rho \bar{X}_i + \omega_i$  where  $\bar{X}_i$  is the average of the explanatory variables over time and  $\omega_i$  is the true random effect non-correlated with covariates. Therefore, the equation to be estimated is:

$$y_{it}^* = \beta X_{it} + \theta_t + \delta B_{od} + \rho \bar{X}_i + \omega_i + \mu_{it}$$

This approach allows for the introduction of time-constant variables (contiguity, colonial relationship, distance, common language, etc.) and is a synthesis of the fixed and random effects approach (Wooldridge, 2019).

The results of this estimate are shown in column 1 of **table 3.7**. All variables are insignificant except for the income per capita of the host country which is positively associated with a positive selection of migration. However, these results may be biased because the *Correlated Random Effect* model does not take into account the initial conditions problem (Heckman, 1981) which derives from the lack of independence between the first observed value of the

dependent variable and unobserved individual effects or its previous observations. As noted by Grotti and Cutuli (2018), “*the initial condition problem refers to the fact that the initial period  $y_{i0}$  that the researcher observes might not (and realistically does not) correspond to the beginning of the stochastic process leading to the experience of the outcome. More precisely, while the researcher observes the values in the response variable for the period  $s = 0, \dots, T$ ; the stochastic process starts at period  $s < 0$ .*” It is like a positive selection of one migrant each year is independent from its motivation, ability, or other unobserved factors.

Wooldridge (2005) argues that this assumption of independence is strong and results in inconsistent estimates. We fix this problem by estimating a dynamic random effect probit model developed initially by Wooldridge (2005) and improved by Rabe-Hesketh and Skrondal (2013).

Indeed, Wooldridge foundational’s solution consisted of using as regressors the initial dependent variable and the time-varying explanatory variables (Lee, 2016). Rabe-Hesketh and Skrondal (2013) argue that this method gives room to severe bias and propose an alternative consisting of including as additional regressors the initial period value and within-means of time-variant explanatory variables, as well as the initial period value of the dependent variable (Grotti and Cutuli, 2018). We introduce all these regressors to control for unobserved heterogeneity. Column 2 of **table 3.7** shows the results.

We find that the coefficient of the lagged outcome variable is positive and significant at the level of 5%. This means that skilled immigration stimulates the immigration of the more educated in subsequent periods. This finding was also reported by (Beine and al., 2008). They demonstrate in a cross-section of 127 developing countries that doubling the emigration rate of highly skilled increases by 5% the human capital formation of natives and the subsequent emigrants.

Table 3.7: Correlated and dynamic random effects estimates

VARIABLES	(1)	(2)
	<i>Correlated random effect (probit)</i>	<i>Dynamic random effect (probit)</i>
	Marginal effects	Marginal effects
Lag of the dependent variable		0.0471** (0.0183)
<b>Policy restrictiveness</b>	<b>0.0321</b> <b>(0.0416)</b>	<b>-0.384***</b> <b>(0.0853)</b>
Population origin (log)	0.0701 (0.0528)	0.0766 (0.0871)
Population destination (log)	-0.0504 (0.158)	1.356*** (0.251)
GDP per capita destination (log)	0.380*** (0.0794)	0.652*** (0.127)
GDP per capita origin (log)	0.00919 (0.0251)	-0.0475 (0.0394)
Distance (log)	0.00699 (0.00998)	0.0274*** (0.00732)
Contiguity	-0.0405 (0.0746)	-0.141* (0.0832)
Common language	-0.0255 (0.0257)	0.149*** (0.0206)
Colonial relationship	0.0262 (0.0510)	0.140*** (0.0308)
Observations	10,685	6,869
Year fixed effects	Yes	Yes

Notes: The dependent variable equals 1 if the ratio of high to low-skilled immigration flows is higher or equal to 1 and 0 otherwise. Standard errors are in parentheses. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Restrictions significantly reduce the probability of a positive selection of immigrants. Likewise, the income per capita, the host country population, colonial ties and the fact of sharing a common language significantly increase the probability of an immigrant being positively selected. Nonetheless, the variable contiguity is negatively associated with the probability of high-skilled emigration while the effect of the distance is positive. This is an unexpected outcome which may be related to the non-treatment of the endogeneity bias that we account for in the following section.

The coefficient of variables that capture unobserved heterogeneity (initial period value and within-means of the time-variant independent variables) does not appear in column 2 of **table 3.7**. We remove them for the sake of simplicity. However, coefficients of the initial period value of the dependent variable, the restriction index and the income per capita of the origin country are significantly positive. This means that the latter variables are correlated with unobserved

individual-specific factors that raise the probability of a positive selection of migration.

Overall, coefficients related to the *dynamic random effect* probit model (column 2) are higher than those of the *correlated random effects* probit approach (column 1). This confirms that failing to control for the endogeneity of the initial problem leads to serious underestimation bias.

However, this method does not consider the endogeneity bias arising from the lack of independence between the independent variables and omitted time-constant covariates (level 2 endogeneity). Though our estimations already integrate dyad-specific factors such as distance, linguistic proximity, contiguity, and colonial ties, migration costs also depend upon omitted factors specific to the sending country and constant over time (e.g. geographic location) which may affect the selection of migrants (Beine and Parsons, 2015). In the following section, we fix this issue by performing a *joint working approach* developed by Skrondal and Rabe-Hesketh (2014).

### 3.7.2.2 Joint working model estimations

This method has two main advantages. First, estimates are consistent even with a small number of periods (T). Secondly, it fixes simultaneously the initial condition problem and the endogeneity bias arising from the lack of independence between the independent variables and omitted time-constant covariates (level 2 endogeneity). However, in that condition, only coefficients related to the lagged response variable and time-varying independent variables are estimated consistently. We use Stata's *-gllamm-* command for the estimation which uses the adaptive quadrature method (Rabe-Hesketh et al., 2002). **Table 3.8** illustrates the main findings.

The coefficient of the mean of the host country population variable (*Population destination (mean)*) is significant at the level of 1%. This suggests the existence of endogeneity and lends support to the use of the *joint modelling approach*.



Table 3.8: Skill composition effects of restrictions according to the level of development of origin countries

VARIABLES	(1) Total sample	(2) Non-developed origin countries	(3) Developed origin countries
Lag of the dependent variable	0.223** (0.110)	0.422*** (0.0816)	-0.184* (0.103)
<b>Policy Restrictiveness</b>	<b>0.177</b> <b>(0.136)</b>	<b>0.268*</b> <b>(0.154)</b>	<b>-0.119</b> <b>(0.296)</b>
Population origin (log)	0.248* (0.129)	0.389*** (0.143)	0.0977 (0.346)
Population destination (log)	-1.696** (0.675)	-1.595*** (0.525)	-2.162** (0.969)
GDP per capita destination (log)	1.147*** (0.195)	0.914*** (0.189)	1.690*** (0.393)
GDP per capita origin (log)	0.105 (0.0812)	0.139** (0.0592)	-0.252 (0.225)
Distance (log)	0.143*** (0.0230)	0.150*** (0.0276)	0.119*** (0.0439)
contiguity	-0.489* (0.283)	-0.417 (0.321)	-0.618 (0.475)
common language	0.730*** (0.0603)	0.747*** (0.0674)	0.654*** (0.133)
colonial relationship	0.317*** (0.0867)	0.272*** (0.103)	0.423* (0.217)
Policy restrictiveness (mean)	0.135 (0.172)	-0.0799 (0.142)	0.821** (0.328)
GDP per capita destination (mean)	-0.123 (0.239)	-0.0475 (0.197)	-0.233 (0.413)
GDP per capita origin (mean)	0.0474 (0.0911)	-0.0385 (0.0611)	0.450* (0.234)
Population origin (mean)	-0.178 (0.132)	-0.326** (0.143)	-0.00673 (0.345)
Population destination (mean)	1.805*** (0.667)	1.686*** (0.522)	2.316** (0.968)
Constant	-15.44*** (1.490)	-13.27*** (1.150)	-20.65*** (2.211)
Observations	10,685	7,434	3,158
ICC (Intraclass correlation)	.22912714	.12259928	.51828854

Notes: The dependent variable equals 1 if the ratio of high to low-skilled immigration flows is higher or equal to 1, and 0 otherwise. We estimate a probit model using Stata's *gllamm* command which employs adaptive quadrature methods. In this approach, only coefficients of the lagged response variable and time-varying explanatory variables are consistently estimated. Significant coefficients of the mean of time-varying covariates indicate the presence of level 2 endogeneity which does not challenge the consistency of the other variables. Standard errors are in parentheses. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Findings also show that when the two sources of bias are taken into consideration, the coefficient associated with policy restrictions becomes positive at the significant level of 10%

but only when migrants are from developing countries (column 2). In other words, restrictions increase the probability of high-skilled emigration from developing countries. The effect is non-significant when migrants come from developed countries. In a way, these results lend support to those we have on the evaluation of the size effect of restrictive immigration policies (**Table 3.5**). The estimated coefficient of the policy index corresponds to an odds ratio of  $e^{(0.268*1.6)} = 1.53541$ <sup>57</sup>. It means that one unit increase in policy restrictions raises the odds of positive selection by an estimated 30.7% [ $30.7\% = 100\% * (1.53541 - 1)$ ] for migrants from developing countries, keeping the restrictions of other countries constant. This result substantiates evidence that people migrating from developing countries are not randomly selected and tend to be the most educated (Vargas-Silva, 2012). It also lends support to the theoretical predictions of the financial-constraint model proposed by Schiff (1996).

The restriction of the immigration policy often increases non-monetary and monetary costs that immigrants must cover to enter or live in the host country. For instance, to reduce family immigration and to increase skilled-labour immigration in 2003, the French government (as in many other developed countries) restricted the family immigration policy by imposing more income and residency requirements and some integration criteria as well (d'Albis and al., 2016). Even if these costs are common to all immigrants regardless of their skill level, they do not affect all potential migrants in the same way (Bianchi, 2013). Chiquiar and Hanson (2005, p.243) have identified several reasons why migration costs decrease with the level of education. Although their analysis is within the framework of Mexico-US migration, it can be generalised to other migration corridors.

Firstly, emigrants must achieve important administrative procedures involving extensive paperwork and repeated interactions with the authorities of the host countries. The latter is more likely to be completed by the more educated. Secondly, migrants particularly those from Mexico to the United States often need support from migration specialists or lawyers to meet the U.S. admissions process. Given high-income inequalities and a high rate of return to skill in developing countries (Borjas, 2019), the more skilled emigrants are more likely to support these costs. In the case where costs are non-monetary notably language skills requirements, they seem all the more privileged, all else being equal. However, these rationales do not

---

<sup>57</sup> Since we perform a probit estimation, we get the logit coefficient by multiplying the coefficient by 1.6 to compute the odds ratio.

necessarily mean that only the brightest minds migrate.

Thirdly, if migration costs are funded through credit, the less educated individuals who are likely to perceive low wages, borrow at higher costs because of a high likelihood of credit risk. Concerning the more educated migrants, they face less uncertainty about wages at the destination and therefore bear fewer migration-related costs (Chiquiar and Hanson, 2005). In the case of psychological costs arising from the distance from relatives and the inherent difficulties in integrating into the host country, Domingues Dos Santos (2006) argues that they diminish with the level of qualification.

The positive effect of restrictions on high-skilled migrants from developing countries is also in agreement with Grogger and Hanson's (2011) findings. They show that the larger the absolute skill-related difference in earnings between the host and the sending country, the more educated are migrants relative to non-migrants for an origin-destination pair.

In addition, in most receiving countries, even in the case of high restrictions, there are some components of the immigration policy devoted to improving the host country's attractiveness vis-à-vis skilled migrants from developing countries (d'Albis and al., 2016). This is evident in our sample from which 70% of countries report having policies targeting high-skilled workers (from IMPIC Database). These measures may consist of reducing financial requirements, application fees or removing some job contingency requirements as is the case in the new UK immigration system. These measures are liable to favour the migration of the more educated from developing countries. Docquier and Rapoport (2007) demonstrate that there is an inverse U-shaped relationship between the optimal rate of skilled migration and the level of development in developing countries. This means that skilled workers are more likely to migrate from low-income countries than from high-income countries. This finding lends support to the positive effect of restrictions on the positive selection of migrants from developing countries.

The non-significativity for migrants from rich-origin countries (column 3) may be related to the fact that they are less inclined to emigrate due to almost comparable levels of development, job opportunities and public amenities with the host country. In this context, restrictive measures appear as an additional motive to stay. This does not mean they do not immigrate but they are less likely to emigrate when restrictions are highly stringent. They undergo a weak opportunity cost of staying in the home country than unskilled workers

particularly when the return to human capital is almost equivalent between the host and the sending countries.

The intraclass correlation (ICC) at the bottom of **table 3.8** illustrates this homogeneity in the development level between pairs of countries. The higher the intraclass correlation, the more homogenous a pair of countries (Steenbergen and Jones, 2002). We observe that it is more important when the source country is a developed country (0.5182) than when it is a developing country (0.2291).

Consistent with other studies, we find that sharing a common language between two countries increases the probability of migrants being positively selected regardless of the level of development of the origin country. However, the effect is more pronounced for migrants from developing countries. This finding puts forward the fact that it is more beneficial for more educated emigrants to immigrate to destination countries in which they already speak the language. The evidence we found points to the social stratification of migrants by the host country indicated by Beauchemin (2018, p.6). Indeed, in an analysis of migration between Europe and Africa, he argues that former colonial countries such as France, Belgium and the UK receive more students and skilled workers from their former colonies namely Senegalese, Congolese and Ghanaians. The recognition of qualifications and skills once in the host country and the fact of sharing a common language are among the factors explaining this tendency.

Likewise, colonial links between two countries favour the emigration of the more skilled particularly when they come from a developing country (column 2). This result is in contradiction with Belot and Hatton's (2012) study which is about 20 OECD countries in the year 2000/2001. They argue that OECD countries imposed a lower barrier to immigration from former colonies during the post-independence period which triggered a high inflow of low-skilled migrants. However, the shift in immigration policies over the years (de Haas and al., 2016b; Schultz and al., 2021) has challenged this evidence. They become more stringent in some aspects and more skill-oriented (Boubtane and al., 2016). This certainly explains why the inflows of migrants to OECD countries during recent periods are more skilled than natives (Boubtane, 2019; Zhu and Batisse, 2016).

### 3.7.2.3 Related impacts of restrictions on sub-dimensions of the immigration policy

In this section, we analyse the skill composition effect of restrictions in different sub-dimensions of the immigration policy. The results are presented in **table 3.9**.

Table 3.9: Effects of the restriction of the different sub-dimensions of the immigration policy

VARIABLES	(1) External Immigration policy	(2) Internal Immigration policy	(3) Family Reunification policy	(4) Labour migration policy	(5) Asylum policy
lag of dependent variable	0.115** (0.0563)	0.185*** (0.0617)	0.169*** (0.0580)	0.171*** (0.0589)	0.158** (0.0623)
<b>Policy Restrictiveness</b>	<b>-1.041*** (0.221)</b>	<b>1.060*** (0.185)</b>	<b>0.253** (0.125)</b>	<b>0.0275 (0.151)</b>	<b>-0.746*** (0.174)</b>
Population origin (log)	0.145 (0.183)	0.357** (0.152)	0.195 (0.154)	0.240 (0.154)	0.181 (0.155)
Population destination (log)	-0.622 (0.607)	-1.094* (0.573)	-1.197** (0.522)	-1.562*** (0.526)	-1.125** (0.543)
GDP per capita destination (log)	1.194*** (0.226)	1.073*** (0.191)	1.114*** (0.194)	1.227*** (0.196)	1.227*** (0.195)
GDP per capita origin (log)	0.00819 (0.0851)	0.118* (0.0714)	0.0558 (0.0723)	0.0601 (0.0728)	0.0741 (0.0732)
Distance (log)	0.153*** (0.0253)	0.138*** (0.0238)	0.150*** (0.0240)	0.120*** (0.0249)	0.137*** (0.0242)
Contiguity	-0.423 (0.285)	-0.495* (0.274)	-0.472* (0.273)	-0.535* (0.273)	-0.492* (0.272)
Common language	0.683*** (0.0680)	0.775*** (0.0615)	0.716*** (0.0632)	0.709*** (0.0636)	0.735*** (0.0628)
Colonial relationship	0.783*** (0.224)	0.303*** (0.0975)	0.336*** (0.0977)	0.368*** (0.0985)	0.453*** (0.102)
Policy restrictiveness (mean)	2.157*** (0.274)	-1.214*** (0.203)	0.127 (0.128)	0.494*** (0.184)	0.197 (0.188)
GDP per capita destination (mean)	-0.196 (0.237)	-0.0886 (0.204)	-0.0194 (0.207)	-0.148 (0.208)	-0.0509 (0.206)
GDP per capita origin (mean)	0.151* (0.0872)	0.0482 (0.0740)	0.103 (0.0748)	0.100 (0.0753)	0.0930 (0.0758)
Population origin (mean)	-0.0733 (0.183)	-0.278* (0.152)	-0.121 (0.154)	-0.163 (0.154)	-0.100 (0.155)
Population destination (mean)	0.718 (0.607)	1.199** (0.571)	1.311** (0.521)	1.689*** (0.524)	1.246** (0.542)
Constant	-15.52*** (1.030)	-15.00*** (1.033)	-16.40*** (1.053)	-16.21*** (1.046)	-17.02*** (1.095)
Observations	10,685	10,685	10,685	10,685	10,685

Notes: The dependent variable equals 1 if the ratio of high to low-skilled immigration flows is higher or equal to 1, and 0 otherwise. We estimate a probit model using Stata's *gllamm* command which employs adaptive quadrature methods. In this approach, only coefficients of the lagged response variable and time-varying explanatory variables are consistently estimated. Significant coefficients of the mean of time-varying covariates indicate the presence of level 2 endogeneity which does not challenge the consistency of the other variables. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Restricting the external regulations (conditions and eligibility requirements) significantly reduces the likelihood of a positive selection while internal restrictions (security of the status and rights associated) tend to increase it. A likely explanation is that high-skilled immigrants are less affected by internal restrictions namely the access to long-term settlement, the duration of work and residence permits and their renewal, the way migrants are monitored once in the host country and the rights they receive about access to employment (Bjerre and al., 2016). This is true especially as they are more likely to find a job in developed countries given their high skill level and to fit the required conditions to renew the residence permit often subjected to the obligation of being at least employed.

Moreover, many of the post-entry regulations in developed countries are increasingly fine-tuned to attract and retain high-skilled immigrants, especially in the context of global talent competition (Czaika and Parsons, 2016; OECD, 2008). Among them, Czaika and Parsons (2016) have identified the prospect of permanent residence, granting immediate rights for family reunification and social security, the recognition of qualifications and skills of immigrants earned abroad, tax exemptions, permission to change jobs without a need to apply for a new temporary work permit and the *European Blue Card*. These skill-biased measures are combined with more stringent measures mostly directed at low-skilled migrants (M. Schiff, 1996), hence the positive effect of internal restrictions.

Concerning restrictions on different policy areas such as family reunification, asylum and labour migration, there are no clear-cut results. Effects are respectively positive, negative or non-significant. Conversely, the income per capita of the host country and the fact of sharing a common language significantly and positively increase the probability of having a positive selection of immigrants in all dimensions (external and internal) and policy areas (family reunification, labour migration and asylum). It seems possible that this result is because high-skilled immigrants are attracted by rich host countries where their skills are highly valued.

#### **3.7.2.4 Threshold effect of restrictions**

Bianchi (2013) has demonstrated theoretically that the impacts of a restrictive immigration policy on the receiving country are non-monotone. He argues that if restrictions are highly stringent so that only a small number of individuals can migrate, the size effect dominates the composition effect. This indicates the existence of a threshold effect in the interplay between

restrictions and migration. We try to test this hypothesis by integrating the square of the restrictive policy index as an explanatory variable. **Table 3.10** shows the results.

Table 3.10: The threshold effect of restrictions

VARIABLES	(1) Threshold effect
lag of dependent variable	0.293*** (0.0567)
<b>Policy Restrictiveness</b>	<b>1.942***</b> <b>(0.424)</b>
<b>Policy Restrictiveness (square)</b>	<b>-2.742***</b> <b>(0.530)</b>
Population origin (log)	0.297** (0.130)
Population destination (log)	-2.644*** (0.438)
GDP per capita destination (log)	1.325*** (0.171)
GDP per capita origin (log)	0.101 (0.0624)
Distance (log)	0.153*** (0.0227)
Contiguity	-0.426 (0.263)
Common language	0.679*** (0.0598)
Colonial relationship	0.483*** (0.0960)
Policy restrictiveness (mean)	-4.401*** (0.555)
Policy restrictiveness (square) (mean)	5.752*** (0.678)
GDP per capita destination (mean)	-0.171 (0.179)
GDP per capita origin (mean)	0.0446 (0.0647)
Population origin (mean)	-0.230* (0.130)
Population destination (mean)	2.771*** (0.438)
Constant	-16.57*** (1.024)
Observations	10,685

Notes: The dependent variable equals 1 if the ratio of high to low-skilled immigration flows is higher or equal to 1, and 0 otherwise. We estimate a probit model using Stata's *gllamm* command which employs adaptive quadrature methods. In this approach, only coefficients of the lagged response variable and time-varying explanatory variables are consistently estimated. Significant coefficients of the mean of time-varying covariates indicate the presence of level 2 endogeneity which does not challenge the consistency of the other variables. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

They lend support to Bianchi's prediction. Policy restriction and its square are respectively positive and negative at a significant level of 1%. When restrictions are so important, they are made at the expense of a less positive selection. These results suggest an inverted U-shaped relationship between restrictions and high-skilled immigration. Thus, there is some evidence of a "*perverse effect*"<sup>58</sup> of high restrictions.

### 3.7.2.5 Robustness checks

Unlike precedent analyses, we test the robustness of our results using as a dependent variable the ratio between the number of high and low-skilled migration flows that we standardise. The skill ratio variable has missing points that we remove from the analysis<sup>59</sup>. To fix the issue related to the high presence of zero, we regress the skill ratio variable on the restrictive policy index using a PPML model. The results obtained can be seen in **table 3.13** of the Appendix. The effect of restrictions on the skill ratio variable is negative and significant at the level of 1% (columns 2 and 3) when we control for year and origin-fixed effects.

However, the effect of restrictions becomes non-significant when the host country's fixed effects are included. This means that the latter is significantly associated with the skill ratio and the policy restrictions variables. Failing to control for fixed effects biased the parameter estimate of the restrictive policy index, making it seem more significant than it is.

For an in-depth analysis, we perform a fixed effect instrumental variable estimation. We add one to the skill ratio variable to overcome the high presence of zero and then we log-transformed it. As in the size effect estimates (section 3.5.1), the restrictive policy index is instrumented by its one-year lag and by a dummy variable capturing the type of electoral system of the host country. Findings are presented in column 4 of **table 3.13** of the Appendix. The instrumental variable estimate shows that restrictions increase the ratio of high to low-skilled immigration at a significance level of 1%.

Taken together, these results suggest that the positive skill composition effect of policy restrictions is not robust. The coefficient tends to change according to the model and the inclusion or not of the host country's fixed effects.

---

<sup>58</sup> Refers to the unforeseen consequences of a (usually public) decision.

<sup>59</sup> For some pairs of countries, migration flows equals zero. Therefore, the ratio between the number of high- and low-skilled migrants gives rise to missing points.



Finally, we regress the skill ratio variable on the restrictive policy index by making a distinction between immigrants from developed and developing origin countries. Estimations were done using a fixed effect instrumental variable approach. **Table 3.14** of the Appendix shows the results. Restrictions have a positive on the skill ratio when immigrants are from developing countries (column 1). It confirms that restrictions increase the probability of high-skilled emigration from non-developed origin countries. The effect is still non-significant when migrants come from developed countries.

### 3.8 Conclusion

Immigration is one of the main preoccupations in developed countries where it sparks intense controversies among those who denounce the laxity of rules that frame it and those who emphasise the moral obligation of welcoming foreign-born people. Its saliency in the public debate has been fuelled by the breakthrough of right-wing political parties and the politically motivated decisions of policymakers to avoid appearing lenient towards it.

Accordingly, over the recent decades, several governments of rich countries have undertaken to restrict immigration policies for family reunification, irregular flows, border control and exit policy; while integration and entry regulations have become less stringent (de Haas and al., 2016). More restrictions have also been imposed on low-skilled immigration when high-skilled immigration is increasingly liberalised (Czaika and Parsons, 2016). This chapter set out to investigate the size and the compositional effects of these restrictions using bilateral data covering 20 developed countries and 195 origin countries between 1990 and 2010 at five-year intervals.

To estimate the size effects of restrictive immigration policies, we use the Poisson Pseudo Maximum Likelihood and instrumental variable approach. Our results show that restrictive immigration policy significantly reduces bilateral migration flows. This effect holds regardless of the policy dimension (internal or external) and the areas (family reunification, labour migration, asylum) in which these restrictions are applied.

When we split our sample according to the level of development of the origin country, we find that the negative effect of restrictions is more important in magnitude when migrants are from developing countries. Important financial (e.g. poverty) and non-financial (e.g. geographical distance, psychological costs) constraints faced by these migrants in comparison to those from developed countries may be a possible explanation for this result. These constraints make their emigration more difficult. A second explanation is related to the existence of several agreements between developed countries to ease natives' mobility as is the case with the free movement of EU nationals of which most of the countries in our sample are members.

In addition, we divide our sample between host countries with a point-based immigration system (Australia, Canada, New Zealand and the UK) and those with a non-point-based immigration system. We find that restrictions reduce bilateral migration flows only in countries

with a non-point-based immigration system. This negative effect becomes more important when we exclude the United States from the sample given the specificity of its immigration policy mostly based on family reunification and visa quotas (Real, 2011). This result could be attributed to the fact that countries applying a point-based system select mainly high-skilled workers based on specific characteristics such as educational attainment, work experience, salary, language proficiency, etc. This is the cornerstone of their immigration policy. Also, they have some pathways for immigration not subjected to the aforementioned criteria among which are refugees and asylum. This hybrid system is so that restrictions do not take the same form in Europe (except the UK) for example where admissions are mainly based on family reunification.

We also find that the host and origin country's income per capita, the origin country's population, colonial ties and the fact of sharing a common language increase bilateral migration flows. The distance between countries and the host country's population are negatively linked to bilateral flows.

Concerning the skill composition effect, our analysis fails to find a robust direct effect of restrictions in the whole sample. However, we find a significant positive effect of restrictions on the probability of high-skilled emigration from developing-origin countries. Since restrictions increase the financial and non-financial costs of migration, we argue that high-skilled migrants from those countries are more likely to incur these costs in comparison to low-skilled workers. This is more obvious when several exemption measures (reduction of financial requirements, removal of job contingency, etc.) from policymakers of the developed countries are set over the years to attract them. Therefore, it is less difficult for them to migrate compared to low-skilled migrants in the context of increasing restrictions.

The non-significant effect of restrictions on emigration from developed countries is indicative of their weaker propensity to emigrate when regulations are highly stringent. Because they undergo a weak opportunity cost of staying in their home country particularly when returns to human capital are high and almost equivalent between the origin and the host country. In other words, they have less of an incentive to move in a higher restrictions context.

Further analysis shows there is an inverted U-shaped relationship between restrictions and the probability of high-skilled emigration. The restriction index and its square are respectively positive and negative at a significant level of 1%. Thus, there is some evidence of the *perverse*

*effect*<sup>60</sup> of high restrictions. We also find a robust positive effect of the income per capita on the host country.

Finally, internal restrictions (free movement, work permit validity, loss of employment resulting in the withdrawal of migrant workers' residence permit, right to appeal for asylum applications, the possibility of a migrant worker to switch employers or professions, etc.) raise the probability of high-skilled emigration while external restrictions (financial requirements, language skills, quotas, application fees, skill targeting, etc.) tend to reduce it. This interesting finding might be a result of the fine-tuned post-entry regulations in developed countries to attract and retain high-skilled immigrants, especially in the context of global talent competition (Czaika and Parsons, 2016; OECD, 2008). There are the prospect of permanent residence, granting immediate rights for family reunification and social security, the recognition of qualifications and skills of immigrants earned abroad, tax exemptions, permission to change jobs without a need to apply for a new temporary work permit and the *European Blue Card* (Czaika and Parsons, 2016).

---

<sup>60</sup> Refers to the unforeseen consequences of a (usually public) decision.

### 3.9 Appendices Chapter 3

Table 3.11: Variables and sources

VARIABLES	DESCRIPTION	SOURCE
<i>Dependent variables</i>		
Bilateral flows	bilateral migration flows	Abel and Cohen (2019)
Skill composition	ratio of high to low-skill migration flows	IAB database
<i>Independent variables</i>		
Policy restrictions	restrictive immigration policy index	IMPIC
Origin population	log of origin population	Penn World Table
Destination population	log of destination population	Penn World Table
Gdppc Destination	log of GDP per capita of the destination country (lagged)	Penn World Table
Gdppc Origin	log of GDP per capita of the origin country (lagged)	Penn World Table
Contiguity	1 if two countries are contiguous, 0 otherwise	CEPII Geodist
Distance	log of the distance between the biggest cities in two countries	CEPII Geodist
Common language	1 if a language is spoken by at least 9% of the population in both countries, 0 otherwise	CEPII Geodist
Colonial relationship	1 if two countries have a colonial relationship after 1945, 0 otherwise	CEPII Geodist

Table 3.12: First-stage regression of the instrumental variable method

First-stage	Coefficients
Policy restrictiveness (lag)	0.341*** (28.55)
Proportional representation (yes=1)	0.0472*** (10.87)
Population origin (ln)	0.0585*** (5.04)
Population destination (ln)	-0.974*** (-25.24)
GDP per capita destination (lag)	0.194*** (15.45)
GDP per capita origin (lag)	0.0100* (2.14)
N	13820

t statistics in parentheses  
 \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Table 3.13: Effects of restrictions on the Skill Ratio

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	PPML skillratio	PPML skillratio	PPML skillratio	IV_GMM Ln(skillratio+1)
<b>Policy restrictiveness</b>	<b>-1.914***</b> <b>(0.420)</b>	<b>-1.845***</b> <b>(0.352)</b>	<b>-0.147</b> <b>(0.840)</b>	<b>1.098***</b> <b>(0.222)</b>
Population origin (ln)	0.187*** (0.030)	3.006** (1.407)	0.192*** (0.030)	0.042 (0.103)
Population destination (ln)	0.212*** (0.035)	0.249*** (0.031)	5.148 (4.372)	3.839*** (0.515)
GDP per capita destination (lag)	0.566** (0.258)	0.629*** (0.236)	-1.183 (1.605)	-0.196 (0.129)
GDP per capita origin (lag)	0.362*** (0.054)	-0.347 (0.635)	0.361*** (0.051)	-0.072 (0.045)
Distance (ln)	0.441*** (0.105)	0.400*** (0.098)	0.080 (0.069)	0.030* (0.017)
Contiguity	-0.692 (0.464)	-0.715 (0.539)	-0.502 (0.389)	-0.045 (0.141)
Common language	1.776*** (0.192)	1.836*** (0.164)	0.430*** (0.154)	-0.111** (0.056)
Colonial relationship	-0.697*** (0.170)	-0.793*** (0.175)	-0.184 (0.184)	0.075 (0.108)
Constant	15.277*** (3.043)	-40.862** (17.507)	-41.120 (49.315)	
Observations	7,737	7,737	7,737	6,269
R-squared	0.061	0.164	0.102	0.004
Number of country pair				2,050
Kleibergen-Paap rk (p-value)				0.0000
F statistic first stage				647.10
Hansen J statistic (p-value)				0.0269
Fixed effects				Yes
Year	Yes	Yes	Yes	
Origin	No	Yes	No	
Destination	No	No	Yes	

Notes: The dependent variable (*skillratio*) is computed by the ratio between the number of high and low-skilled migration flows. Standard errors in parenthesis. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Table 3.14: Effects of restrictions on the skill ratio according to the level of development of the origin country

VARIABLES	(1)	(2)
	IV_GMM Non-developed origin countries	IV_GMM Developed origin countries
<b>Policy restrictiveness</b>	<b>0.438*</b> <b>(0.253)</b>	<b>0.295</b> <b>(1.328)</b>
Population origin (ln)	-0.131 (0.124)	-0.0577 (0.732)
Population destination (ln)	2.660*** (0.538)	-0.320 (2.791)
GDP per capita destination (lag)	-0.234 (0.165)	-0.161 (0.771)
GDP per capita origin (lag)	0.0116 (0.0474)	0.105 (0.387)
Distance (ln)	-0.00986 (0.0212)	0.0440 (0.0986)
Contiguity	-0.0877 (0.150)	0.124 (0.630)
Common language	-0.0322 (0.0534)	-0.0200 (0.312)
Colonial relationship	0.0253 (0.103)	0.0295 (0.634)
Observations	4,468	1,731
R-squared	0.014	0.000
Number of country pair	1,438	590
Kleibergen-Paap rk (p-value) (p-value)	0.0000	0.0000
F statistic first stage	321.82	98.54
Hansen J statistic (p-value)	0.2328	0.8219
Fixed effects	Yes	Yes

Notes: The dependent variable (*skillratio*) is computed by the ratio between high and low-skilled migration flows. Standard errors in parenthesis. Significance levels: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.





## General conclusion

The thesis focuses on developed countries as one of the major destinations of international migrants. By way of illustration, between 2000 and 2018, the increase in the foreign-born population accounted for nearly 40% of the total population increase in the United States while representing three-quarters of the increase in the European OECD countries (OECD, 2019). To the extent that governments are growingly worried about these flows and are tempted to impose restrictive measures while stimulating high-skilled immigration namely in Australia, Switzerland, Denmark, Netherlands or the Czech Republic (Beine and al., 2016; de Haas and al., 2016), it is a matter for the academic community to investigate the socioeconomic effects of these initiatives to guide policymakers. This thesis has contributed to the existing literature through three essays.

The first essay (chapter 1) reviews the recent literature on the impact of immigration on the labour market and public finances in European countries. The literature shows that the impact of immigration on wages is weakly positive. The impact on employment is slightly negative especially for low-skilled workers because of their adjustments following a migration shock (specialisation towards more complex tasks or internal migration). However, these results are highly dependent on the degree of labour market flexibility. The more rigid the labour market institutions and wages, the greater the negative impact on employment. The literature on refugees and exogenous shocks mainly focuses on historical migratory episodes (Algerian independence war, refugees from the Balkan Wars, the Arab Spring and the fall of the Berlin Wall) and therefore remains weakly developed. Generally, refugees or repatriations have negative effects on wages and employment, but only in the short term. Because effects dissipate over time given the sudden and temporary nature of these shocks. Concerning the fiscal impact of immigration, empirical studies show that European migrants have a positive net fiscal contribution. The impact of non-European migrants is highly dependent on the methodology used but remains low overall. Conversely, the impact of refugees and asylum seekers is negative namely because of restrictions and obstacles to access to the labour market to which they are subject which leads to weak economic integration. In general, in most European countries, the potential fiscal imbalance generated by migrants does not threaten the sustainability of the social protection system. Their net fiscal contribution improves with age until retirement and with the number of years of residence. Finally, though migrants reduce the

demographic dependency ratio, it is not enough to offset the public deficit linked to the ageing of the European population (pensions, health, etc.).

The second essay (chapter 2) examines whether the skill of immigrants affects natives' demand for redistribution in European countries. In the European debate, migrants are often linked to the welfare burden, and it is one of the main reasons people oppose immigration, particularly the low-skilled ones. Low-skilled migrant workers are perceived by natives to be unemployed, poor and less productive (Alesina, Miano, et al., 2018). Thus they are considered to benefit more than they contribute to the state budget. This situation leads natives to pay particular attention to the characteristics of who contribute and the identity of who benefits from social spending (Cavaillé and Trump, 2015; Sánchez-Pagés and Solano García, 2016). According to Alesina and Stantcheva (2020), the more diverse the society the more chauvinistic<sup>61</sup> people are because they perceive spreading welfare to additional immigrants as particularly costly. Is it the case for high-skilled immigrants who are supposed to be more valuable economically and hence rely less on social transfers? Do low-skilled immigrants lead native workers to favour less redistribution?

In this chapter, we attempted to respond to these questions empirically by distinguishing demand for redistribution in contributory transfers from demand in non-contributory transfers. To do so, we performed a multilevel logit model in 13 European countries (Czech Republic, Denmark, Finland, France, Germany, Hungary, Latvia, Norway, Slovakia, Slovenia, Spain, Sweden, United Kingdom) in 2006 and 2016.

Our findings fail to support a direct robust direct effect of low- and high-skilled immigration on natives' demand for redistribution. Rather, we find that the effects of immigration on natives' demand for redistribution are mainly driven by labour-market causes. They favour more redistribution in non-contributory transfers namely in Jobs and Income when immigrants with similar skill level increases. This means that the higher the competition in the labour market because of an increase in low- or high-skilled immigration, the more natives with similar skill levels consider that it is the government's responsibility to provide jobs for everyone who wants one and to reduce income differences. These results are consistent with the *compensation hypothesis* which assumes that natives from the government to expand redistribution to

---

<sup>61</sup> Welfare chauvinism refers to natives' opposition to immigrants' social rights or the fact that immigrants should not have the same access to the welfare state as native-born citizen (Eger and Breznau, 2017).

overcome their potential income loss arising from the competition with immigrants in the labour market. Moreover, being unemployed or retired native has no robust effect on natives' demand for redistribution, and this lends support to the labour market-driven cause. Because unemployed and retired individuals do not work, and therefore they are less in competition with immigrants in the labour market. We also find that natives voting for left parties are more likely to favour redistribution particularly when immigrants are relatively skilled.

The third essay (chapter 3) investigates the size and the compositional effect of restrictive immigration policies using bilateral data covering 20 developed host countries and 195 origin countries spanning from 1990 to 2010 at five-year intervals. To estimate the size effect of restrictions, we use the Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML) and instrumental variable approach. Findings show that restrictive immigration policies reduce significantly bilateral migration flows. This effect holds regardless of the dimensions (internal or external) and fields (family reunification, labour migration, asylum) in which these restrictions are applied. We also find that restrictions reduce bilateral migration flows only in countries with a non-point-based immigration system. Likewise, the negative effect of restrictions is more important in magnitude when migrants are from developing countries. In addition, results show that the host and the origin country's income per capita, the origin population size, colonial ties and the fact of sharing a common language increase bilateral migration flows. Distance between countries and the host country's population are negatively linked to bilateral flows.

To estimate the skill composition effects, we use a probit model applied to a *joint modelling approach* by Skrondal and Rabe-Hesketh (2014). Findings fail to find a robust effect of restrictions in the whole sample. Nonetheless, we find that restrictions increase the probability of high-skilled emigration for migrants coming from poor-origin countries. Moreover, internal restrictions (free movement, work permit validity, loss of employment resulting in the withdrawal of migrant workers' residence permit, right to appeal for asylum applications, the possibility of a migrant worker to switch employers or professions, etc.) raise the probability of high-skilled emigration while external restrictions (financial requirements, language skills, quotas, application fees, etc.) tend to reduce it. Finally, we find that there is an inverted U-shaped relationship between restrictions and the probability of high-skilled emigration.

The findings of this thesis have several practical implications. First, the negative fiscal

impact of refugees and asylum seekers highlights the importance and the necessity of its rapid integration into the labour market. The faster they integrate into the labour market, the less they rely on public transfers and the more they contribute to the fiscal revenues. This is less likely to be the case because several European countries restrict asylum seekers' access to the labour market during the processing of their applications. Even after they are granted asylum, several obstacles related to the lack of proficiency in the working language, employers' uncertainty or lack of information about the legal possibilities for hiring refugees and the absence of diplomas and certificates proving specialised skills remain.

Therefore, it is beneficial for the host country to reduce asylum time processing. The integration policies should be improved during the processing, particularly in the form of language learning and specific vocational training. Although governments in many developed countries have placed language training at the centre of their integration policy (e.g. Germany, France, etc.), the duration of these programs needs to be extended specifically for refugees (compared to other categories of immigrants) for a beneficial effect in terms of labour market and social integration.

Moreover, spatial dispersion policies should be rethought so that they favour refugees' economic assimilation. Dispersed refugees experience a persistent impact on their residential choices and substantial long-run losses in their economic integration with respect to non-dispersed refugees (Fasani and al., 2022).

Second, despite the weak labour market and fiscal impacts of immigration, immigrants elicit significant controversies, rejections or fears. In this situation, continued efforts are needed to make information on immigration more accessible to a large public. Practically, it may take a form of communication from the governments on immigration's impacts targeted not only at migrants but also at natives. This will allow reliable information to be more easily accessible for natives to reduce misperceptions or threat perceptions regarding immigration (Dennison and Turnbull-Dugarte, 2022). This approach should involve all stakeholders namely NGOs, municipalities, civil society, private sector, and social partners. The economic and social integration of migrants would be improved for a win-win partnership, while helping governments to legitimate the necessity to admit more low- and medium-skilled workers in many essential sectors such as agriculture, construction, catering business, care services, etc.

The aforementioned measures may also dilute natives' views or perceptions that an increase in immigration means a rise in competition in the labour market. This is like the volume of employment in host economies was fixed ("*lump of labour fallacy*") and that the integration of immigrants into the labour market would result in a reduction of employment opportunities for natives.

Finally, the existence of an inverse U-shaped relationship between restrictions and high-skilled immigration suggests that governments should avoid imposing a high level of restrictions at the risk of discouraging high-skilled workers from developing countries. In the same vein, the fact restrictions reduce only migration flows from developing countries implicitly indicates the difficulties for the high share of the population of these countries to migrate due to, *a priori*, financial and non-financial constraints they face. Against this background, restrictive measures enacted by the policymakers of the developed countries contribute to the strengthening of these constraints and therefore might deter return migration and encourage permanent settlement and irregular entries. The latter flows are less under the control of the government and are subject to several human rights violations. Overall, this situation harms *inter alia* the economic and social integration of migrants and in turn the host country. In a nutshell, tightening legal entry routes at any cost might expose the host country to (these) detrimental unintended effects.

Moreover, we observe that the restrictions of the internal regulations favour a positive selection of immigration. This means that high-skilled immigrants already living in the host country are less affected by restrictions related, for instance, to the renewal of a residence and work permit as well as the flexibility of the work permit<sup>62</sup>. Because in many countries, there are regulatory mechanisms to facilitate their access to a residence permit or citizenship. Accordingly, recruiting low- and medium-skilled immigrants requires policymakers to lessen internal restrictions. Their access to a residence and work permit and its subsequent renewal should be eased.

Our work has some limitations. In the third essay (chapter 3), given the non-existence of cross-country migration flow data broken down by educational attainment for a long period, we apply the stock difference method to bilateral data provided by IAB to compute the skill

---

<sup>62</sup> The flexibility of work permit refers to the possibility for a migrant worker to switch employers, sectors/professions and/or locations (Bjerre and al., 2016).

composition of migration flows. This technique gives room to negative values due to the returns and deaths of migrants that we remove from the analysis. This might induce a selection bias which is however weak in the longitudinal study.

Likewise, in the examination of the effect of the skill of migrants on natives' demand for redistribution (chapter 2), we use the cross-country survey data from the Role of the Government module of the *International Social Survey Programme* (ISSP) for the years 2006 and 2016. Nevertheless, it is worthwhile to note that the *European Labour Force Survey* (EU-LFS) yearly data is a more suitable and complete database for in-depth analysis. It includes a rich set of information regarding the household (composition, age of the member, etc.), income, region and occupational level of the respondents and immigrants living within all European countries from 1983 to the present<sup>63</sup>. However, access to this confidential microdata is restricted. Recently, with the support of my supervisor and the director of my lab, we were granted access by the European Commission statistical office EUROSTAT. This opens up an interesting avenue of research to deepen our analysis. We aim to analyse the interplay between natives' demand for redistribution and immigrants' skills at the regional level while considering the heterogeneity between the welfare state regimes. Because social-democratic, continental, and liberal welfare state regimes differ in their capacity to incorporate new immigrants without eroding support for the welfare state (Banting, 2000). Controlling for this difference might drive different and interesting results.

---

<sup>63</sup> <https://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/overview>

## Bibliography

- Abel, G. J., & Cohen, J. E. (2019). Bilateral international migration flow estimates for 200 countries. *Scientific Data*, 6(1), 82.
- Aboubacar, S. A., & Zhu, N. (2014). Episodes of Non-Employment Among Immigrants to Canada from Developing Countries. *Canadian Studies in Population*.
- Acemoglu, D. (1998). Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(4), 1055–1089.
- Adjei, E. K., Andersson, L.-F., Eriksson, R. H., & Scocco, S. (2021). Regional labour market effects of immigration on low-skilled workers: The case of Sweden 1990–2003. *International Journal of Social Economics*, 48(3), 456–476.
- Ahrens, A., Beerli, A., Hangartner, D., Kurer, S., & Siegenthaler, M. (2023). The Labor Market Effects of Restricting Refugees' Employment Opportunities. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4340083>
- Akgüç, M., & Welter-Médée, C. (2021). Linking Migration Reasons and Origins to Labour Market Outcomes: Recent Evidence from Europe. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 103–118.
- Aldén, L., & Hammarstedt, M. (2019). Refugee Immigration and Public-Sector Finances: Evidence from Sweden. *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, 75(3), 297–322.
- Alesina, A., Devleeschauwer, A., Easterly, W., Kurlat, S., & Wacziarg, R. (2003). Fractionalization. *Journal of Economic Growth*, 8(2), 155–194.
- Alesina, A., & Giuliano, P. (2011). Preferences for redistribution. In J. Benhabib, A. Bisin, & M. O. Jackson (Eds.), *Handbook of Social Economics* (Vol. 1, pp. 93–131).
- Alesina, A., & Glaeser, E. (2004). *Fighting poverty in the US and Europe. A world of difference*.
- Alesina, A., Harnoss, J., & Rapoport, H. (2021). Immigration and the Future of the Welfare State in Europe. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 697(1), 120–147.
- Alesina, A., Miano, A., & Stantcheva, S. (2018). *Immigration and Redistribution* (Working Paper 24733). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w24733>
- Alesina, A., Murard, E., & Rapoport, H. (2021a). Immigration and preferences for redistribution in Europe. *Journal of Economic Geography*, 21(6), 925–954.



- Alesina, A., Murard, E., & Rapoport, H. (2021b). Immigration and preferences for redistribution in Europe. *Journal of Economic Geography*, 21(6), 925–954.
- Alesina, A., & Stantcheva, S. (2020). Diversity, Immigration, and Redistribution. *AEA Papers and Proceedings*, 110, 329–334. <https://doi.org/10.1257/pandp.20201088>
- Alesina, A., Stantcheva, S., & Teso, E. (2018). Intergenerational Mobility and Preferences for Redistribution. *American Economic Review*, 108(2), 521–554.
- Altonji, J. G., & Card, D. (1991). The effects of immigration on the labor market outcomes of less-skilled natives. In *Immigration, trade and labour market* (pp. 201–234). University Of Chicago Press.
- Altonji, J. G., & Card, D. (2001). The Effects of immigration on the labor market outcomes of less-skilled natives. In *Interdisciplinary Perspectives on the New Immigration*. Routledge.
- Amuedo-Dorantes, C., & De La Rica, S. (2008). Does Immigration Raise Natives Income? National and Regional Evidence from Spain. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1237042>
- Amuedo-Dorantes, C., & de la Rica, S. (2011). Complements or substitutes? Task specialization by gender and nativity in Spain. *Labour Economics*, 18(5), 697–707. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2011.02.002>
- Andersson, L. F., Eriksson, R., & Scocco, S. (2019). Refugee immigration and the growth of low-wage work in the EU15. *Comparative Migration Studies*, 7(1), 39. <https://doi.org/10.1186/s40878-019-0145-3>
- Andreoli, F., & Olivera, J. (2020). Preferences for redistribution and exposure to tax-benefit schemes in Europe. *European Journal of Political Economy*, 63, 101880.
- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1999). Chapter 23—Empirical Strategies in Labor Economics. In O. C. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3, pp. 1277–1366). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)03004-7](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03004-7)
- Angrist, J. D., & Kugler, A. D. (2003). Protective or counter-productive? Labour market institutions and the effect of immigration on natives. *The Economic Journal*, 113(488), F302–F331.
- Antecol, H., Cobb-Clark, D. A., & Trejo, S. J. (2003). Immigration policy and the skills of immigrants to Australia, Canada, and the United States. *Journal of Human Resources*, XXXVIII(1), 192–218.

- Arendt, J. N., Dustmann, C., & Ku, H. (2022). Refugee migration and the labour market: Lessons from 40 years of post-arrival policies in Denmark. *Oxford Review of Economic Policy*, 38(3), 531–556.
- Arnoult, É., & Duhautois, R. (2019). Une analyse spatiale des mouvements de l'emploi et de la population en France. *Travail et emploi*, 160(4), 23–46.
- Auerbach, A. J., Gokhale, J., & Kotlikoff, L. J. (1991). Generational Accounts: A Meaningful Alternative to Deficit Accounting. *The MIT Press*, 55–110.
- Auerbach, A. J., Gokhale, J., & Kotlikoff, L. J. (1994). Generational Accounting: A Meaningful Way to Evaluate Fiscal Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 73–94. <https://doi.org/10.1257/jep.8.1.73>
- Auerbach, A. J., & Oreopoulos, P. (2000). The Fiscal Effect of U.S. Immigration: A Generational-Accounting Perspective. *Tax Policy and the Economy*, 14, 123–156.
- Auspurg, K., Brüderl, J., & Wöhler, T. (2019). Does Immigration Reduce the Support for Welfare Spending? A Cautionary Tale on Spatial Panel Data Analysis. *American Sociological Review*, 84(4), 754–763.
- Austen-Smith, D. (2000). Redistributing Income under Proportional Representation. *Journal of Political Economy*.
- Autor, D. H., Dorn, D., Hanson, G. H., & Song, J. (2014). Trade Adjustment: Worker-Level Evidence \*. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1799–1860. <https://doi.org/10.1093/qje/qju026>
- Aydemir, A., & Borjas, G. J. (2007). Cross-Country Variation in the Impact of International Migration: Canada, Mexico, and the United States. *Journal of the European Economic Association*, 5(4), 663–708.
- Aydemir, A., & Borjas, G. J. (2011). Attenuation bias in measuring the wage impact of immigration. *Journal of Labor Economics*, 29(1), 69–112.
- Azose, J. J., & Raftery, A. E. (2019). Estimation of emigration, return migration, and transit migration between all pairs of countries. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116(1), 116–122.
- Bach, S., Brücker, H., Haan, P., Romiti, A., van Deuverden, K., & Weber, E. (2017). *Refugee integration: A worthwhile investment*.
- Bale, T. (2008). Politics matters: A conclusion. *Journal of European Public Policy*, 15(3), 453–464. <https://doi.org/10.1080/13501760701847721>

- Banting, K. G. (2000). Looking in three directions: Migration and the European welfare state in comparative perspective. In *Immigration and welfare: Challenge the borders of the welfare state* (1st Edition, p. 21). Routledge.
- Barrett, A. M., Bergin, A., & Kelly, E. (2011). Estimating the Impact of Immigration on Wages in Ireland. *The Economic and Social Review*, 42(1). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1490474>
- Basile, R., De Benedictis, L., Durban, M., Faggian, A., & Mínguez, R. (2021). The impact of immigration on the internal mobility of natives and foreign-born residents: Evidence from Italy. *Spatial Economic Analysis*, 16(1), 9–26. <https://doi.org/10.1080/17421772.2020.1729997>
- Basso, G., D'Amuri, F., & Peri, G. (2019). Immigrants, labor market dynamics and adjustment to shocks in the Euro Area. *IMF Economic Review*, 67(3), 528–572.
- Battisti, M., Felbermayr, G., Peri, G., & Poutvaara, P. (2018). Immigration, Search and Redistribution: A Quantitative Assessment of Native Welfare. *Journal of the European Economic Association*, 16(4), 1137–1188. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvx035>
- Beauchemin, C. (Ed.). (2018). *Migration between Africa and Europe*. Springer International Publishing.
- Beaudry, P., & Green, D. A. (2003). Wages and Employment in the United States and Germany: What Explains the Differences? *The American Economic Review*, 93(3), 573–602.
- Beine, M., Boucher, A., Burgoon, B., Crock, M., Gest, J., Hiscox, M., McGovern, P., Rapoport, H., Schaper, J., & Thielemann, E. (2016). Comparing Immigration Policies: An Overview from the IMPALA Database. *International Migration Review*, 50(4), 827–863. <https://doi.org/beiton>
- Beine, M., Docquier, F., & Özden, Ç. (2011). Diasporas. *Journal of Development Economics*, 95(1), 30–41.
- Beine, M., Docquier, F., & Rapoport, H. (2008). Brain drain and human capital formation in Developing countries: Winners and losers. *The Economic Journal*, 118(528), 631–652.
- Beine, M., & Parsons, C. (2015). Climatic Factors as Determinants of International Migration. *The Scandinavian Journal of Economics*, 117(2), 723–767.
- Beitone, A., Cazorla, A., & Hemdane, E. (2019). *Dictionnaire de science économique*. Dunod.
- Bellettoni, G., & Ceroni, C. B. (2007). Immigration Policy, Self-selection, and the Quality of Immigrants. *Review of International Economics*, 15(5), 869–877.
- Belot, M. V. K., & Hatton, T. J. (2012). Immigrant Selection in the OECD\*. *The Scandinavian Journal of Economics*, 114(4), 1105–1128.

- Berger, J., Davoine, T., Schuster, P., & Strohner, L. (2016). Cross-country differences in the contribution of future migration to old-age financing. *International Tax and Public Finance*, 23(6), 1160–1184. <https://doi.org/10.1007/s10797-016-9394-3>
- Berger, S. (2003). *Notre première mondialisation* (SEUIL). <https://www.seuil.com/ouvrage/notre-premiere-mondialisation-suzanne-berger/9782020579216>
- Bertoli, S., Dequiedt, V., & Zenou, Y. (2016). Can selective immigration policies reduce migrants' quality? *Journal of Development Economics*, 119, 100–109.
- Bertoli, S., & Fernández-Huertas Moraga, J. (2015). The size of the cliff at the border. *Regional Science and Urban Economics*, 51, 1–6.
- Berton, R. M. (2014). Immigration and support for the welfare state. An analysis of French public opinion. *Revue d'économie Politique*, 124(1), 75–100.
- Beyer, R. C. M., Smets, F., & Pijoan-Mas, J. (2015). Labour market adjustments and migration in Europe and the United States: How different? *Economic Policy*, 30(84), 643–682.
- Bianchi, M. (2013). Immigration Policy and Self-Selecting Migrants. *Journal of Public Economic Theory*, 15(1), 1–23.
- Bjerre, L., Helbling, M., Römer, F., & Zobel, M. (2016). *The Immigration Policies in Comparison (IMPIC) Dataset: Technical Report*. 196.
- Blanc-Chaléard, M.-C. (2001). *IV/Les Trente Glorieuses de l'immigration (1945-1975)* (pp. 57–72). La Découverte. <https://www.cairn.info/histoire-de-l-immigration--9782707135858-p-57.htm>
- Boeri, T. (2010). Immigration to the land of redistribution. *Economica*, 77(308), 651–687.
- Boeri, T., Hanson, G. H., & McCormick, B. (2002). *Immigration Policy and the Welfare System* (Oxford University Press). Oxford University Press.
- Bogdanov, atchezar, Hristova, A., Yotov, K., Bruno, E., Valcke, A., & Barber. (2014). *Fiscal Impact of EU migrants in Austria, Germany, the Netherlands and the UK*. European Citizen Action Service.
- Borisova, E., Govorun, A., Ivanov, D., & Levina, I. (2018). Social capital and preferences for redistribution to target groups. *European Journal of Political Economy*, 54, 56–67. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2018.05.006>
- Borjas, G. J. (1987). Self-Selection and the Earnings of Immigrants. *The American Economic Review*, 77(4), 24.

- Borjas, G. J. (1999). The economic analysis of immigration. In O. C. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3, pp. 1697–1760). Elsevier.
- Borjas, G. J. (2003). The labor demand curve is downward sloping: Reexamining the impact of immigration on the labor market. *The Quarterly Journal of Economics*, *118*(4), 1335–1374.
- Borjas, G. J. (2013). The analytics of the wage effect of immigration. *IZA Journal of Migration*, *2*(1), 22.
- Borjas, G. J. (2014). *Immigration economics*. Harvard University Press.
- Borjas, G. J. (2017). The Wage Impact of the Marielitos: A Reappraisal. *ILR Review*, *70*(5), 1077–1110.
- Borjas, G. J. (2019). *Labor Economics*. McGraw-Hill.
- Borjas, G. J., & Cassidy, H. (2019). The wage penalty to undocumented immigration. *Labour Economics*, *61*, 101757.
- Borjas, G. J., Freeman, R. B., Katz, L. F., DiNardo, J., & Abowd, J. M. (1997). How much do immigration and trade affect labor market outcomes? *Brookings Papers on Economic Activity*, *1997*(1), 1.
- Borjas, G. J., Grogger, J., & Hanson, G. H. (2008). *Imperfect Substitution between Immigrants and Natives: A Reappraisal* (SSRN Scholarly Paper 1111980).
- Borjas, G., & Katz, L. (2007). *Mexican Immigration to the United States* (pp. 13–55). University of Chicago Press.
- Borjas, G., & Monras, J. (2016). *The labor market consequences of refugee supply shocks* (w22656). National Bureau of Economic Research.
- Borre, O., & Scarbrough, E. (1995). *The scope of government* (Oxford University Press).
- Boubtane, E. (2019). Les effets économiques de l’immigration pour les pays d’accueil. *L’Économie politique*, *84*(4), 72–83.
- Boubtane, E., Dumont, J.-C., & Rault, C. (2016). Immigration and economic growth in the OECD countries 1986–2006. *Oxford Economic Papers*, *68*(2), 340–360.
- Brady, D., & Finnigan, R. (2014). Does Immigration Undermine Public Support for Social Policy? *American Sociological Review*, *79*(1), 17–42.
- Bratsberg, B., & Raaum, O. (2012). Immigration and Wages: Evidence from Construction\*. *The Economic Journal*, *122*(565), 1177–1205. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2012.02540.x>

- Bratsberg, B., Raaum, O., Røed, M., & Schøne, P. (2014). Immigration Wage Effects by Origin. *The Scandinavian Journal of Economics*, 116(2), 356–393.
- Breunig, C., & Busemeyer, M. R. (2012). Fiscal austerity and the trade-off between public investment and social spending. *Journal of European Public Policy*, 19(6), 921–938.
- Brücker, H., Capuano, S., & Marfouk, A. (2013). *Education, gender and international migration: Insights from a panel-dataset 1980-2010*.
- Brücker, H., Hauptmann, A., Jahn, E. J., & Upward, R. (2014). Migration and imperfect labor markets: Theory and cross-country evidence from Denmark, Germany and the UK. *European Economic Review*, 66, 205–225. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2013.11.007>
- Brücker, H., & Jahn, E. J. (2011). Migration and Wage-setting: Reassessing the Labor Market Effects of Migration\*. *The Scandinavian Journal of Economics*, 113(2), 286–317. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2010.01634.x>
- Bryan, M. L., & Jenkins, S. P. (2013). *Regression Analysis of Country Effects Using Multilevel Data: A Cautionary Tale* (SSRN Scholarly Paper 2322088). Social Science Research Network.
- Buis, M. L. (2020). *Analysis of Proportions* (P. Atkinson, S. Delamont, A. Cernat, J. W. Sakshaug, & R. A. Williams, Eds.). SAGE Publications Limited.
- Burgoon, B., Koster, F., & van Egmond, M. (2012). Support for redistribution and the paradox of immigration. *Journal of European Social Policy*, 22(3), 288–304.
- Burgoon, B., & Rooduijn, M. (2021). ‘Immigrationization’ of welfare politics? Anti-immigration and welfare attitudes in context. *West European Politics*, 44(2), 177–203.
- Burzyński, M., Docquier, F., & Rapoport, H. (2018). The Changing Structure of Immigration to the OECD: What Welfare Effects on Member Countries? *IMF Economic Review*, 66(3), 564–601.
- Canto, V. A., & Udwardia, F. E. (1986). The Effect of Immigration Quotas on the Average Quality of Migrating Labor and Income Distribution. *Southern Economic Journal*, 52(3), 785–793.
- Card, D. (1990). The impact of the Mariel Boatlift on the Miami labor market. *Industrial and Labor Relations Review*, 43(2), 14.
- Card, D. (2001). Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration. *Journal of Labor Economics*, 19(1), 22–64.
- Card, D. (2005). *Is the New immigration really so bad?* (Working Paper 11547). National Bureau of Economic Research.

- Card, D. (2009). Immigration and inequality. *American Economic Review*, 99(2), 1–21.
- Card, D., & DiNardo, J. (2000). Do immigrant inflows lead to native outflows? *American Economic Review*, 90(2), 360–367.
- Card, D., Dustmann, C., & Preston, I. (2012). Immigration, wages, and compositional amenities. *Journal of the European Economic Association*, 10(1), 78–119.
- Carrasco, R., Jimeno, J. F., & Ortega, A. C. (2008). The Effect of Immigration on the Labor Market Performance of Native-Born Workers: Some Evidence for Spain. *Journal of Population Economics*, 21(3), 627–648.
- Carrington, W. J., & Lima, P. J. F. de. (1996). The Impact of 1970s Repatriates from Africa on the Portuguese Labor Market. *Industrial and Labor Relations Review*, 49(2), 330–347. <https://doi.org/10.2307/2524947>
- Cavaillé, C., & Trump, K.-S. (2015). The Two Facets of Social Policy Preferences. *The Journal of Politics*, 77(1), 146–160.
- Chang, E. C. C. (2008). Electoral Incentives and Budgetary Spending: Rethinking the Role of Political Institutions. *The Journal of Politics*, 70(4), 1086–1097.
- Chassamboulli, A., Fontaine, I., Galvez-Iniesta, I., & Gomes, P. (2022). Immigration and Labour Market Flows. *TEPP Working Paper 2022-12, TEPP*.
- Chassamboulli, A., & Palivos, T. (2014). A search-equilibrium approach to the effect of immigration on labor market outcomes: Search for the effects of immigration. *International Economic Review*, 55(1), 111–129.
- Chen, J. J. (2015). The Impact of Skill-Based Immigration Restrictions: The Chinese Exclusion Act of 1882. *Journal of Human Capital*, 9(3), 298–328.
- Chen, Y., Fingleton, B., Pryce, G., Chen, A. S., & Djordjević, S. (2013). Implications of rising flood-risk for employment location: A GMM spatial model with agglomeration and endogenous house price effects. *Journal of Property Research*, 30(4), 298–323. <https://doi.org/10.1080/09599916.2013.765499>
- Chiquiar, D., & Hanson, G. H. (2005). International Migration, Self-Selection, and the Distribution of Wages: Evidence from Mexico and the United States. *Journal of Political Economy*, 113(2), 239–281.
- Chiswick, B. R. (1978). The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-born Men. *Journal of Political Economy*, 86(5), 897–921.

- Chiswick, B. R., Cohen-Goldner, S., Ferrie, J. F., Grossmann, V., Hollifield, J. F., Kahanec, M., Khadka, P., Lesky, L. G., Lowell, B. L., McDonald, J. T., Miller, P. W., Stadelmann, D., Warman, C., Weiss, Y., & Wi, C. J. (2011). *High-Skilled Immigration in a Global Labor Market* (Aei Press,R&L).
- Chletsos, M., & Roupakias, S. (2019). Do Immigrants Compete with Natives in the Greek Labour Market? Evidence from the Skill-Cell Approach before and during the Great Recession: *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 19(2). <https://doi.org/10.1515/bejeap-2018-0059>
- Chojnicki, X. (2006). Vieillesse démographique et immigration: Un modèle de comptabilité générationnelle appliqué à la France. *Économie & prévision*, 174(3), 39–57. <https://doi.org/10.3406/ecop.2006.7952>
- Chojnicki, X. (2011). Impact budgétaire de l’immigration en France. *Revue économique*, 62(3), 531–543.
- Chojnicki, X., & Ragot, L. (2016). Impacts of Immigration on an Ageing Welfare State: An Applied General Equilibrium Model for France. *Fiscal Studies*, 37(2), 258–284. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2015.12059>
- Chojnicki, X., Ragot, L., & Sokhna, N.-P. (2018). *L’impact budgétaire de 30 ans d’immigration en France: Une approche comptable*. 76.
- Chojnicki, X., Ragot, L., & Sokhna, N.-P. (2022a). L’impact budgétaire de trente ans d’immigration en France: Une approche comptable. *Revue économique*, 73(4), 529–583.
- Chojnicki, X., Ragot, L., & Sokhna, N.-P. (2022b). L’impact budgétaire de trente ans d’immigration en France: Une approche comptable. *Revue économique*, 73(4), 529–583. <https://doi.org/10.3917/reco.734.0529>
- Chort, I. (2013). Réseaux migratoires sénégalais. *Statéco*, 107, 20.
- Christl, M., Bélanger, A., Conte, A., Mazza, J., & Narazani, E. (2022). Projecting the fiscal impact of immigration in the European Union. *Fiscal Studies*, 43(4), 365–385. <https://doi.org/10.1111/1475-5890.12314>
- Clark, X., Hatton, T. J., & Williamson, J. G. (2002). *Where Do U.S. Immigrants Come From, and Why?* (Working Paper 8998). National Bureau of Economic Research.
- Clemens, M. A. (2011). Economics and emigration: Trillion-Dollar bills on the sidewalk? *Journal of Economic Perspectives*, 25(3), 83–106.



- Clemens, M. A. (2022). The Fiscal Effect of Immigration: Reducing Bias in Influential Estimates. *IZA Institute of Labor Economics*, 15592.
- Clemens, M. A., & Hunt, J. (2019). The Labor Market Effects of Refugee Waves: Reconciling Conflicting Results. *ILR Review*, 72(4), 818–857.
- Clemens, M. A., Montenegro, C. E., & Pritchett, L. (2008). *The Place Premium: Wage differences for identical workers across the US border*.
- Cohen, A., & Razin, A. (2008). The Skill Composition of Immigrants and the Generosity of the Welfare State: Free vs. Policy-Controlled Migration. *NBER Working Paper Series*.
- Cohen, A., Razin, A., & Sadka, E. (2009). The Skill Composition of Migration and the Generosity of the Welfare State. *NBER Working Paper Series*.
- Colas, M., & Sachs, D. (2022). The Indirect Fiscal Benefits of Low-Skilled Immigration. *American Economic Journal: Economic Policy*.
- Constant, A. F., Krause, A., Rinne, U., & Zimmermann, K. F. (2017). Reservation wages of first- and second-generation migrants. *Applied Economics Letters*, 24(13), 945–949. <https://doi.org/10.1080/13504851.2016.1243203>
- Conte, A., & Mazza, J. (2019). *Migrants and welfare dependency: Evidence from the EU*.
- Crepaz, M. (2006). If you are my brother, I may give you a dime! Public opinion on multiculturalism, trust, and the welfare state. In *In K. Banting & W. Kymlicka (Eds.), Multiculturalism and the welfare state: Recognition and redistribution in contemporary democracies, Oxford: Oxford University Press, pp. 92-117*.
- Czaika, M., & de Haas, H. (2013). The Effectiveness of Immigration Policies. *Population and Development Review*, 39(3), 487–508.
- Czaika, M., & de Haas, H. (2014). The Globalization of Migration: Has the World Become More Migratory? *International Migration Review*, 48(2), 283–323.
- Czaika, M., & de Haas, H. (2017). The Effect of Visas on Migration Processes. *International Migration Review*, 51(4), 893–926.
- Czaika, M., & Hobolth, M. (2016). Do restrictive asylum and visa policies increase irregular migration into Europe? - Mathias Czaika, Mogens Hobolth, 2016. *European Union Politics*.
- Czaika, M., & Parsons, C. (2016). *High-Skilled Migration in Times of Global Economic Crisis* (SSRN Scholarly Paper 2791018). Social Science Research Network.
- Czaika, M., & Parsons, C. R. (2017). The Gravity of High-Skilled Migration Policies. *Demography*, 54(2), 603–630.

- d'Albis, H., Boubtane, E., & Coulibaly, D. (2016). Immigration Policy and Macroeconomic Performance in France. *Annals of Economics and Statistics*, 121/122, 279–308.
- d'Albis, H., Boubtane, E., & Coulibaly, D. (2018). Macroeconomic evidence suggests that asylum seekers are not a “burden” for Western European countries. *American Association for the Advancement of Science*, 4(6). <https://doi.org/10.1126/sciadv.aaq0883>
- d'Albis, H., Boubtane, E., & Coulibaly, D. (2019). Immigration and public finances in OECD countries. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 99, 116–151.
- Dahlberg, M., Edmark, K., & Lundqvist, H. (2012). Ethnic Diversity and Preferences for Redistribution. *Journal of Political Economy*, 120(1), 41–76.
- D'Amuri, F., Ottaviano, G. I. P., & Peri, G. (2010). The labor market impact of immigration in Western Germany in the 1990s. *European Economic Review*, 54(4), 550–570.
- D'Amuri, F., & Peri, G. (2014). Immigration, Jobs, and Employment Protection: Evidence from Europe before and during the Great Recession. *Journal of the European Economic Association*, 12(2), 432–464. <https://doi.org/10.1111/jeea.12040>
- Dancygier, R. M. (2010). *Immigration and conflict in Europe*. Cambridge University Press.
- Danewid, I. (2021). "These Walls Must Fall": The Black Mediterranean and the Politics of Abolition. In *The Black Mediterranean: Bodies, Borders and Citizenship* (Palgrave Macmillan / Springer, p. 266 / 267).
- de Haas, H. (2011). The determinants of international migration Conceptualising policy, origin and destination effects. *IMI Working Papers Series 2011*, 32.
- de Haas, H., Castles, S., & Miller, M. J. (2020). *The age of migration: International population movements in the modern world* (Vol. 1). Red Globe Press.
- de Haas, H., Czaika, M., Flahaux, M., Mahendra, E., Natter, K., Vezzoli, S., & Villares-Varela, M. (2019). International Migration: Trends, Determinants, and Policy Effects. *Population and Development Review*, 45(4), 885–922.
- de Haas, H., & Natter, K. (2015). The determinants of migration policies: Does the political orientation of governments matter? *International Migration Institute, IMI Working Paper Series*, 117(117), 32.
- de Haas, H., Natter, K., & Vezzoli, S. (2016a). Growing Restrictiveness or Changing Selection? The Nature and Evolution of Migration Policies. *International Migration Review*, 52(2), 324–367.

- de Haas, H., Natter, K., & Vezzoli, S. (2016b). Growing Restrictiveness or Changing Selection? The Nature and Evolution of Migration Policies. *International Migration Review*, n/a(n/a).
- de Lima, P., Bernabè, S., Bubbico, R. L., Leonardo, S., & Weiss, C. (2016). Migration and the EU - Challenges, opportunities, the role of EIB. *European Investment Bank*, 46.
- De Swaan, A. (1988). *In Care of the State: Health care, education, and welfare in Europe and the USA in the modern era* (Oxford University Press).
- De Wenden, C. W. (2016). *Atlas des migrations: Un équilibre mondial à inventer*. Autrement (Editions).
- De Wenden, C. W. (2017). *L'immigration* (Eyrolles).
- Defoort, C., & Drapier, C. (2012). Immigration and its dependence on the welfare system: The case of France. *Research Papers in Economics*.
- Degen, D., Kuhn, T., & van der Brug, W. (2019). Granting immigrants access to social benefits? How self-interest influences support for welfare state restrictiveness. *Journal of European Social Policy*, 29(2), 148–165.
- Dennison, J., & Turnbull-Dugarte, S. J. (2022). Populist Attitudes and Threat Perceptions of Global Transformations and Governance: Experimental Evidence from India and the United Kingdom. *Political Psychology*.
- Docquier, F., & Rapoport, H. (2007). Skilled Migration: The Perspective of Developing Countries. *IZA Discussion Paper No. 2873*. <https://papers.ssrn.com/abstract=625259>
- Docquier, F., Rapoport, H., & Salomone, S. (2012). Remittances, migrants' education and immigration policy: Theory and evidence from bilateral data. *Regional Science and Urban Economics*, 42(5), 817–828.
- Domingues Dos Dantos, M. (2006). Immigration et chômage. *Revue française d'économie*, 20(4), 51–80. <https://doi.org/10.3406/rfec0.2006.1584>
- Domingues Dos Santos, M. (2005). Travailleurs maghrébins et portugais en France. Le poids de l'origine. *Revue économique*, 56(2), 447–464. Cairn.info. <https://doi.org/10.3917/reco.562.0447>
- Domingues Dos Santos, M. (2006). Attraction des élites et exode des cerveaux: Les enjeux économiques d'une concertation entre pays d'origine et pays d'accueil. *Horizons stratégiques*, 1(1), 18–27. Cairn.info. <https://doi.org/10.3917/hori.001.0018>
- Domingues Dos Santos, M., & Taugourdeau, E. (2021). Social network, unemployment and sector trap: A theoretical model explaining the case study of Portuguese immigrants in the

- French labor market. *Mathematical Social Sciences*, 112, 61–71.  
<https://doi.org/10.1016/j.mathsocsci.2021.03.014>
- Domingues Dos Santos, M., & Wolff, F.-C. (2010). Pourquoi les immigrés portugais veulent-ils tant retourner au pays ? *Économie & prévision*, 195–196(4–5), 1–14.  
<https://doi.org/10.3917/ecop.195.0001>
- Drazanova, L. (2019). Historical index of ethnic fractionalisation dataset. *EUI Research Data, 2019, Robert Schuman Centre for Advanced Studies - Http://Hdl.Handle.Net/1814/64606*.
- Dustmann, C., Fabbri, F., & Preston, I. (2005). The Impact of Immigration on the British Labour Market\*. *The Economic Journal*, 115(507), F324–F341. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2005.01038.x>
- Dustmann, C., Fabbri, F., Preston, I., & Wadsworth, J. (n.d.). *The local labour market effects of immigration in the UK*.
- Dustmann, C., Fasani, F., Frattini, T., Minale, L., & Schönberg, U. (2017). On the economics and politics of refugee migration. *Economic Policy*, 32(91), 497–550.
- Dustmann, C., & Frattini, T. (2014). The Fiscal Effects of Immigration to the UK. *The Economic Journal*, 124(580), F593–F643.
- Dustmann, C., Frattini, T., & Halls, C. (2010). Assessing the Fiscal Costs and Benefits of A8 Migration to the UK\*. *Fiscal Studies*, 31(1), 1–41. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2010.00106.x>
- Dustmann, C., Frattini, T., & Preston, I. P. (2013). The Effect of Immigration along the Distribution of Wages. *The Review of Economic Studies*, 80(1), 145–173.  
<https://doi.org/10.1093/restud/rds019>
- Dustmann, C., Glitz, A., & Frattini, T. (2008). The labour market impact of immigration. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(3), 477–494.
- Dustmann, C., Glitz, A., & Vogel, T. (2010). Employment, wages, and the economic cycle: Differences between immigrants and natives. *European Economic Review*, 54(1), 1–17.  
<https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2009.04.004>
- Dustmann, C., & Preston, I. P. (2007). Racial and economic factors in attitudes to immigration. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(1).
- Dustmann, C., Schönberg, U., & Stuhler, J. (2017). Labor supply shocks, native wages, and the adjustment of local employment. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(1), 435–483.

- Edo, A. (2015). The impact of immigration on native wages and employment. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 15(3), 1151–1196.
- Edo, A. (2016). How do rigid labor markets absorb immigration? Evidence from France. *IZA Journal of Migration*, 5(1), 7.
- Edo, A. (2019). The impact of immigration on the labor market. *Journal of Economic Surveys*, 33(3), 922–948.
- Edo, A. (2020). The Impact of Immigration on Wage Dynamics: Evidence from the Algerian Independence War. *Journal of the European Economic Association*, 18(6), 3210–3260. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvz064>
- Edo, A., Ragot, L., Rapoport, H., Sardoschau, S., & Steinmayr, A. (2018). The Effects of Immigration in Developed Countries: Insights from Recent Economic Research. *CEPII Policy Brief*.
- Eger, M. A. (2010). Even in Sweden: The Effect of Immigration on Support for Welfare State Spending. *European Sociological Review*, 26(2), 203–217.
- Eger, M. A., & Breznau, N. (2017). Immigration and the welfare state: A cross-regional analysis of European welfare attitudes. *International Journal of Comparative Sociology*, 58(5), 440–463.
- Ekberg, J. (2011). Will Future Immigration to Sweden Make it Easier to Finance the Welfare System? / En Suède, l'immigration future pourra-t-elle faciliter le financement du système de sécurité sociale ? *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie*, 27(1), 103–124.
- Elsner, B., & Concannon, J. (2020). *Immigration and Redistribution* (SSRN Scholarly Paper 3691389). <https://doi.org/10.2139/ssrn.3691389>
- Entzinger, H. (2006). The parallel decline of multiculturalism and the welfare state in the Netherlands. In *Multiculturalism and the welfare state: Recognition and redistribution in contemporary democracies*, 177-201. Oxford University Press on Demand.
- Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Princeton University Press.
- Esposito, P., Collignon, S., & Scicchitano, S. (2020). The effect of immigration on unemployment in Europe: Does the core-periphery dualism matter? *Economic Modelling*, 84, 249–258. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.04.014>
- ESS. (2020). *ESS8-2016 Multilevel data*.

- Eurobarometer. (2018a). *Integration of immigrants in the European Union*. European Commission.
- Eurobarometer. (2018b). *L'opinion publique dans l'Union européenne: Premiers résultats*. Publications Office.
- European commission. (2016). *An Economic Take on the Refugee Crisis—A Macroeconomic Assessment for the EU*.
- Eurostat. (2016). *European system of integrated social protection statistics—ESSPROS*.
- Eurostat. (2017). *Migrant integration*. Eurostat Statistical Books.
- Eurostat. (2019). *Migration and migrant population statistics*.
- Evans, G. (2006). Does multiculturalism reduce support for welfare provision? A case study of British social attitudes. In *Multiculturalism and the Welfare State. Recognition and Redistribution in Contemporary Democracies*, 152-176.
- Faini, R. (1996). Increasing returns, migrations and convergence. *Journal of Development Economics*, 49(1), 121–136. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(95\)00056-9](https://doi.org/10.1016/0304-3878(95)00056-9)
- Faini, R., & Venturini, A. (1993). Trade, aid and migrations: Some basic policy issues. *European Economic Review*, 37(2), 435–442. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(93\)90032-6](https://doi.org/10.1016/0014-2921(93)90032-6)
- Farré, L., González, L., & Ortega, F. (2011). Immigration, Family Responsibilities and the Labor Supply of Skilled Native Women. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 11(1). <https://doi.org/10.2202/1935-1682.2875>
- Fasani, F., Frattini, T., & Minale, L. (2022). (The Struggle for) Refugee integration into the labour market: Evidence from Europe. *Journal of Economic Geography*, 22(2), 351–393. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbab011>
- Finseraas, H. (2008). Immigration and Preferences for Redistribution: An Empirical Analysis of European Survey Data. *Comparative European Politics*, 6(4), 407–431. <https://doi.org/10.1057/cep.2008.3>
- Fiorio, C., Frattini, T., Riganti, A., & Christl, M. (2022). *Migration and public finances in the EU\** [Preprint]. In Review. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-2399726/v1>
- Fitzgerald, J., Leblang, D., & Teets, J. C. (2014). Defying the Law of Gravity: The Political Economy of International Migration. *World Politics*, 66(3), 406–445.
- Foged, M., Hasager, L., & Peri, G. (2022). Comparing the effect of policies for the labor market integration of refugees. *NBER Working Paper 30534*.

- Foged, M., & Peri, G. (2016). Immigrants' effect on native workers: New analysis on longitudinal data. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(2), 1–34.
- Fox, C. (2012). *Three Worlds of Relief: Race, Immigration, and the American Welfare State from the Progressive Era to the New Deal*. Princeton University Press.
- Freeman, G. P. (2002). Winners and Losers: Politics and the costs and benefits of migration. In *West European immigration and immigrant policy in the new century*.
- Friedberg, R. M. (2001). The impact of mass migration on the Israeli labor market. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1373–1408.
- Furlanetto, F., & Robstad, Ø. (2019). Immigration and the macroeconomy: Some new empirical evidence. *Review of Economic Dynamics*, 34, 1–19.
- Gagliarducci, S., Nannicini, T., & Naticchioni, P. (2011). Electoral Rules and Politicians' Behavior: A Micro Test. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(3), 144–174.
- Gál, Z. (2019). Fiscal Consequences of the Refugee Crisis. *International Migration*, 57(5), 341–354. <https://doi.org/10.1111/imig.12520>
- García-Sánchez, E., Castillo, J. C., Rodríguez-Bailón, R., & Willis, G. B. (2022). The Two Faces of Support for Redistribution in Colombia: Taxing the Wealthy or Assisting People in Need. *Frontiers in Sociology*, 7, 773378. <https://doi.org/10.3389/fsoc.2022.773378>
- Gaston, N., & Rajaguru, G. (2013). International migration and the welfare state revisited. *European Journal of Political Economy*, 29, 90–101.
- Geddes, A., & Scholten, P. (2016). *The Politics of Migration and Immigration in Europe*. SAGE Publications Ltd.
- Gentili, E., & Mazzonna, F. (2017). What drives the substitutability between native and foreign workers? Evidence about the role of language. *IdEP Economic Papers 1702*.
- Gerdes, C. (2007). *Determination of Net Transfers for Immigrants in Germany* (Study Paper No. 16). The Rockwool Foundation Research Unit.
- Gerdes, C. (2009). A Comparative Study of Net Transfers for Different Immigrant Groups: Evidence from Germany. *International Migration*, 52(4), 175–208. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2435.2009.00573.x>
- Gerdes, C., Schultz-Nielsen, M. L., & Wadensjö, E. (2011). The significance of immigration for public finances in Denmark. *The Rockwool Foundation Research Unit and University Press of Southern Denmark, Study paper No. 35*.

- Gerfin, M., & Kaiser, B. (2010). The effects of immigration on wages: An application of the structural skill-cell approach. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 146(4), Article 4. <https://doi.org/10.1007/BF03399334>
- Gilens, M. (1999). *Why Americans hate welfare: Race, media, and the politics of antipoverty policy*. Chicago, IL: The University of Chicago Press.
- Giordano, A. (2015). Financial Crisis and Migration in Europe Between Territorial Impacts and Sustainability of the Policies. *A Geographical Approach to the European Financial Crisis*.
- Glitz, A. (2012). The Labor Market Impact of Immigration: A Quasi-Experiment Exploiting Immigrant Location Rules in Germany. *Journal of Labor Economics*, 30(1), 175–213. <https://doi.org/10.1086/662143>
- González, L., & Ortega, F. (2011). How do very open economies adjust to large immigration flows? Evidence from Spanish regions. *Labour Economics*, 18(1), 57–70. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.06.001>
- Green, E. G. T. (2009). Who Can Enter? A Multilevel Analysis on Public Support for Immigration Criteria across 20 European Countries. *Group Processes & Intergroup Relations*, 12(1), 41–60.
- Greene, W. (2004). The behaviour of the maximum likelihood estimator of limited dependent variable models in the presence of fixed effects. *The Econometrics Journal*, 7(1), 98–119.
- Griliches, Z. (1969). Capital-Skill Complementarity. *The Review of Economics and Statistics*, 51(4), 465–468. <https://doi.org/10.2307/1926439>
- Grogger, J., & Hanson, G. H. (2011). Income maximization and the selection and sorting of international migrants. *Journal of Development Economics*, 95(1), 42–57.
- Gromadzki, J., & Lewandowski, P. (2023). Refugees from Ukraine on the Polish labour market. *Ubezpieczenia Społeczne*.
- Grossman, J. B. (1982). The Substitutability of Natives and Immigrants in Production. *The Review of Economics and Statistics*, 64(4), 596–603. <https://doi.org/10.2307/1923944>
- Grossmann, V. (2021). How immigration affects investment and productivity in host and home countries. *IZA World of Labor*. <https://doi.org/10.15185/izawol.292.v2>
- Grotti, R., & Cutuli, G. (2018). Xtpdyn: A Community-Contributed Command for Fitting Dynamic Random-Effects Probit Models with Unobserved Heterogeneity. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 18(4), 844–862.



- Groves, R. M., & Lyberg, L. (2010). Total Survey Error: Past, Present, and Future. *Public Opinion Quarterly*, 74(5), 849–879. <https://doi.org/10.1093/poq/nfq065>
- Hainmueller, J., & Hiscox, M. J. (2007). Educated preferences: Explaining attitudes toward immigration in Europe. *International Organization*, 61(2), 399–442.
- Hainmueller, J., & Hiscox, M. J. (2010). Attitudes toward Highly Skilled and Low-skilled Immigration: Evidence from a Survey Experiment. *American Political Science Review*, 104(1), 61–84.
- Hammer, L., & Hertweck, M. S. (2022). *EU Enlargement and (Temporary) Migration: Effects on Labour Market Outcomes in Germany* (SSRN Scholarly Paper 4072249). <https://doi.org/10.2139/ssrn.4072249>
- Hansen, J. D. (2003). Immigration and income redistribution in welfare states. *European Journal of Political Economy*, 19(4), 735–746.
- Hansen, M. F., Schultz-Nielsen, M. L., & Tranæs, T. (2017). The fiscal impact of immigration to welfare states of the Scandinavian type. *Journal of Population Economics*, 30(3), 925–952. <https://doi.org/10.1007/s00148-017-0636-1>
- Hanson, G. H., & Slaughter, M. J. (2002). Labor-market adjustment in open economies: Evidence from US states. *Journal of International Economics*, 57(1), 3–29.
- Harris, J. R., & Todaro, M. P. (1970). Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. *The American Economic Review*, 60(1), 126–142.
- Heckman, J. J. (1981). *The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time—Discrete data stochastic process* (p. 114). Chicago, IL, USA: University of Chicago Center for Mathematical studies in Business and Economics.
- Helbling, marc, Bjerre, liv, Römer, friederike, & Zobel, malisa. (2017). Measuring immigration policies: The IMPIC database. *European Political Science*, 16(1), 79–98.
- Helbling, M., Jager, F., Maxwell, R., & Traunmuller, R. (2021). *The (in)consistency of immigration policy preferences*. 41.
- Helbling, M., & Leblang, D. (2019). Controlling immigration? How regulations affect migration flows. *European Journal of Political Research*, 58(1), 248–269.
- Helbling, M., Römer, F., Bjerre, L., & Zobel, M. (2013). The Immigration Policies in Comparison (IMPIC) Index: The Importance of a Sound Conceptualization. *Economics*.

- Helbling, M., Simon, S., & Schmid, S. D. (2020). Restricting immigration to foster migrant integration? A comparative study across 22 European countries. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 46(13), 2603–2624.
- Herm, A., & Poulain, M. (2012). Economic Crisis and International Migration. What the EU Data Reveal? *Revue Européenne Des Migrations Internationales*, 28(4), 145–169.
- Hinter, H., & Zimmermann, K. F. (2014). Does the Calculation Hold? The Fiscal Balance of Migration to Denmark and Germany. *IZA Policy Paper No. 87*.
- Ho, G., & Turk, R. A. (2018). The Labor Market Integration of Migrants in Europe: New Evidence from Micro Data. *IMF Working Papers 2018/232*.
- Hoen, M. F. (2020). Immigration and the Tower of Babel: Using language barriers to identify individual labor market effects of immigration. *Labour Economics*, 65, 101834. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101834>
- Hoftijzer, M., & Gortazar, L. (2018). Skills and Europe's Labor Market. *World Bank, Washington, DC*. <https://doi.org/10.1596/29965>
- Holler, J., & Schuster, P. (2020). Long-Run Fiscal Consequences of Refugee Migration—The Case of Austria. *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, 76(3), 266–310.
- Hooghe, M., Trappers, A., Meuleman, B., & Reeskens, T. (2008). Migration to European Countries: A Structural Explanation of Patterns, 1980–2004. *International Migration Review*, 42(2), 476–504.
- Huber, P., & Oberdabernig, D. A. (2016). Decomposing welfare wedges: An analysis of welfare dependence of immigrants and natives in Europe. *Kyklos*, 69(1), 82–107.
- Hunt, J. (1992). The Impact of the 1962 Repatriates from Algeria on the French Labor Market. *Industrial and Labor Relations Review*, 45(3), 556–572. <https://doi.org/10.2307/2524278>
- Hunt, J., & Gauthier-Loiselle, M. (2010). How much does immigration boost innovation? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 31–56.
- IOM. (2007). *Glossaire de la migration*.
- IOM. (2012). *Labour Market Inclusion of the Less Skilled Migrants in the European Union*. International Organization for Migration. <https://publications.iom.int/fr/books/labour-market-inclusion-less-skilled-migrants-european-union>
- IOM. (2015). *How the World Views Migration*. <https://publications.iom.int/books/how-world-views-migration>
- IPSOS. (2017). *Global Views on Immigration and the Refugee Crisis* (p. 31).

- Ivaresflaten, E. (2005). Threatened by diversity: Why restrictive asylum and immigration policies appeal to western Europeans. *Journal of Elections, Public Opinion & Parties*, 15(1), 21–45.
- Iversen, T., & Soskice, D. (2006). Electoral Institutions and the Politics of Coalitions: Why Some Democracies Redistribute More Than Others. *American Political Science Review*, 100(2), 165–181.
- Izquierdo, M., Jimeno, J. F., & Rojas, J. A. (2010). On the aggregate effects of immigration in Spain. *SERIEs*, 1(4), 409–432. <https://doi.org/10.1007/s13209-010-0021-8>
- Jaeger, D. A., Ruist, J., & Stuhler, J. (2018). *Shift-Share Instruments and the Impact of Immigration* (Working Paper 24285). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w24285>
- Jakubiak, I. (2017). Migration and Welfare Systems – State of the Art and Research Challenges. *Central European Economic Journal*, 1(48), 51–70.
- Jasso, G. (2021). Analyzing Migration Restriction Regimes. *Frontiers in Sociology*, 6, 610432.
- Ji, G., Cheng, X., Kannaiah, D., & Shabbir, M. S. (2022). Does the global migration matter? The impact of top ten cities migration on native nationals income and employment levels. *International Migration*, 60(6), 111–128. <https://doi.org/10.1111/imig.12963>
- Jofre-Monseny, J., Sorribas-Navarro, P., & Vázquez-Grenno, J. (2016). Immigration and local spending in social services: Evidence from a massive immigration wave. *International Tax and Public Finance*, 23(6), 1004–1029. <https://doi.org/10.1007/s10797-016-9399-y>
- Johnson, G. E. (1970). The demand for labor by educational category. *Southern Economic Journal*, 37(2), 190–204. <https://doi.org/10.2307/1056129>
- Johnston, R., Banting, K., Kymlicka, W., & Soroka, S. (2010). National Identity and Support for the Welfare State. *Canadian Journal of Political Science/Revue Canadienne de Science Politique*, 43(2), 349–377.
- Juravle, C., Weber, T., Canetta, E., Tersch, E. F., & Kadunc, M. (2013). *A fact finding analysis on the impact on the Member States' social security systems of the entitlements of non-active intra-EU migrants to special non-contributory cash benefits and healthcare granted on the basis of residence: Final report*.
- Kaczmarczyk, P. (2015). *Burden or Relief? Fiscal Impacts of Recent Ukrainian Migration to Poland* (IZA Discussion Paper 8779). Institute of Labor Economics (IZA). <https://econpapers.repec.org/paper/izaizadps/dp8779.htm>

- Kancs, d'Artis, & Lecca, P. (2018). Long-term social, economic and fiscal effects of immigration into the EU: The role of the integration policy. *The World Economy*, 41(10), 2599–2630. <https://doi.org/10.1111/twec.12637>
- Kerr, S., & Kerr, W. R. (2011). *Economic Impacts of Immigration: A Survey* (Working Paper 16736). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w16736>
- Kitschelt, H., & McGann, A. J. (1995). *The Radical Right in Western Europe: A Comparative Analysis*. University of Michigan Press. <https://doi.org/10.3998/mpub.14501>
- Kohlmeier, M., Heine, J., Mananashvili, S., & Hecht, H. (2006). *2005 Policy Analysis Report on Migration and Asylum*. Bundesamt für Migration und Flüchtlinge.
- Kolbe, M., & Kayran, E. N. (2019). The limits of skill-selective immigration policies: Welfare states and the commodification of labour immigrants. *Journal of European Social Policy*, 29(4), 478–497.
- Konle-Seidl, R. (2016). Labour Market Integration of Refugees: Strategies and good practices. *EPRS: European Parliamentary Research Service*.
- Kritz, M. M. (1995). Population growth and international migration: Is there a link? *The International Center for Migration*.
- Krugman, P., Obstfeld, M., & Melitz, M. (2015). *Economie internationale*. Pearson.
- Kuijs, L. (2000). *The Impact of Ethnic Heterogeneity on the Quantity and Quality of Public Spending* (SSRN Scholarly Paper 879446). Social Science Research Network.
- Kunovich, R. M. (2004). Social structural position and prejudice: An exploration of cross-national differences in regression slopes. *Social Science Research*, 33(1), 20–44.
- Kwon, R., & Curran, M. (2016a). *Immigration and support for redistributive social policy: Does multiculturalism matter?*
- Kwon, R., & Curran, M. (2016b). Immigration and support for redistributive social policy: Does multiculturalism matter? *International Journal of Comparative Sociology*, 57(6), 375–400.
- Labanca, C. (2020). The effects of a temporary migration shock: Evidence from the Arab Spring migration through Italy. *Labour Economics*, 67, 101903. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101903>
- Lanati, M., & Thiele, R. (2021). The Link between Economic Growth and Emigration from Developing Countries: Does Migrants' Skill Composition Matter? *SSRN Electronic Journal*.
- Larminat, P. D. (2007). *L'impact de l'immigration sur les opportunités d'emploi des natifs*.

- Larsen, C. A. (2008). The Institutional Logic of Welfare Attitudes: How Welfare Regimes Influence Public Support. *Comparative Political Studies*, 41(2), 145–168.
- Larsen, C. A. (2011). Ethnic Heterogeneity and Public Support for Welfare: Is the American Experience Replicated in Britain, Sweden and Denmark? *Scandinavian Political Studies*, 34(4), 332–353.
- Lee, R. D., & Miller, T. W. (1998). The Current Fiscal Impact of Immigrants and their Descendants: Beyond the Immigrant Household. In *The Immigration Debate: Studies on the Economic, Demographic, and Fiscal Effects of Immigration* (The National Academies Press).
- Lee, Y.-W. (2016). State dependence, unobserved heterogeneity, and health dynamics in Korea. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 57(2), 195–221.
- Lewis, E. (2011). Immigration, Skill Mix, and Capital Skill Complementarity. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(2), 1029–1069.
- Lewis, E. G. (2003). *Local, Open Economies within the U.S.: How Do Industries Respond to Immigration?* (SSRN Scholarly Paper 494884). <https://doi.org/10.2139/ssrn.494884>
- Lewis, E. G. (2011). *Immigrant-Native Substitutability: The Role of Language Ability* (Working Paper 17609). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w17609>
- Liebig, T. (2017). *Finding their Way. Labour Market Integration of Refugees in Germany*. Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Liebig, T., & Mo, J. (2013). The fiscal impact of immigration in OECD countries. *International Migration Outlook 2013*, 125–189. [https://doi.org/10.1787/migr\\_outlook-2013-6-en](https://doi.org/10.1787/migr_outlook-2013-6-en)
- Lipset, S. M., & Marks, G. (2000). *It didn't happen here: Why socialism failed in the United States*.
- Liu, X. (2015). *Applied Ordinal Logistic Regression Using Stata: From Single-Level to Multilevel Modeling*. SAGE Publications.
- Longhi, S., Nijkamp, P., & Poot, J. (2010). Joint impacts of immigration on wages and employment: Review and meta-analysis. *Journal of Geographical Systems*, 12(4), 355–387.
- Mallaby, S. (2016). Le nouveau visage de la mondialisation. *Finances et Développement*, 5.
- Manacorda, M., Manning, A., & Wadsworth, J. (2012). The impact of immigration on the structure of wages: Theory and evidence from Britain. *Journal of the European Economic Association*, 10(1), 120–151.
- Margalit, Y., & Solodoch, O. (2021). Against the Flow: Differentiating Between Public Opposition to the Immigration Stock and Flow. *British Journal of Political Science*, 1–21.

- Martins, P. S., Piracha, M., & Varejão, J. (2018). Do immigrants displace native workers? Evidence from matched panel data. *Economic Modelling*, 72, 216–222. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.01.019>
- Martinsen, D. S., & Rotger, G. P. (2017). The fiscal impact of EU immigration on the tax-financed welfare state: Testing the ‘welfare burden’ thesis. *European Union Politics*. <https://doi.org/10.1177/1465116517717340>
- Massey, D. S. (1986). The Social Organization of Mexican Migration to the United States. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 487, 102–113.
- Massey, D. S. (1999). International Migration at the Dawn of the Twenty-First Century: The Role of the State. *Population and Development Review*, 25(2), 303–322.
- Massey, D. S., Arango, J., Hugo, G., Kouaouci, A., Pellegrino, A., & Taylor, J. E. (1993). Theories of International Migration: A Review and Appraisal. *Population and Development Review*, 19(3), 431.
- Mau, S., & Burkhardt, C. (2009). Migration and welfare state solidarity in Western Europe. *Journal of European Social Policy*, 19(3), 213–229.
- Mayda, A. M. (2006). Who Is Against Immigration? A Cross-Country Investigation of Individual Attitudes toward Immigrants. *The Review of Economics and Statistics*, 88(3), 510–530.
- Mayda, A. M. (2010). International migration: A panel data analysis of the determinants of bilateral flows. *Journal of Population Economics*, 23(4), 1249–1274.
- Mayda, A. M., Peri, G., & Steingress, W. (2016). Immigration to the U.S.: A problem for the republicans or the Democrats? *National Bureau of Economic Research*, w21941.
- Mayer, T., & Zignago, S. (2011). *Notes on CEPII’s Distances Measures: The GeoDist Database* (SSRN Scholarly Paper ID 1994531). Social Science Research Network.
- Mcauliffe, M., & Triandafyllidou, A. (2021). *World migration report 2022*. International Organization for Migration (IOM).
- McCollum, D., & Findlay, A. (2015). ‘Flexible’ workers for ‘flexible’ jobs? The labour market function of A8 migrant labour in the UK. *Work, Employment and Society*, 29(3), 427–443. <https://doi.org/10.1177/0950017014568137>
- McKay, S., & Wright, T. (2008). Tightening immigration policies and labour market impacts. *Transfer: European Review of Labour and Research*, 14(4), 653–664.
- Migration Advisory Committee. (2018). *EEA migration in the UK: Final report*.

- Mitaritonna, C., Orefice, G., & Peri, G. (2017). Immigrants and firms' outcomes: Evidence from France. *European Economic Review*, 96, 62–82. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2017.05.001>
- Molloy, R., Smith, C. L., & Wozniak, A. (2011). Internal migration in the United States. *Journal of Economic Perspectives*, 25(3), 173–196.
- Monso, O. (2008). L'immigration a-t-elle un effet sur les finances publiques ? *Revue française d'économie*, 23(2), 3–56. <https://doi.org/10.3406/rfeco.2008.1665>
- Morelli, M., & Negri, M. (2017). *Electoral Systems, Taxation and Immigration Policies: Which System Builds a Wall First?* (ID 3018465). Social Science Research Network.
- Moriconi, S., Peri, G., & Turati, R. (2019). Immigration and voting for redistribution: Evidence from European elections. *Labour Economics*, 61, 101765.
- Moriconi, S., Peri, G., & Turati, R. (2022). Skill of the immigrants and vote of the natives: Immigration and nationalism in European elections 2007–2016. *European Economic Review*, 141, 103986.
- Moser, P., Voena, A., & Waldinger, F. (2014). German Jewish Émigrés and US Invention. *The American Economic Review*, 104(10), 3222–3255.
- Muñoz, J., & Pardos-Prado, S. (2019). Immigration and Support for Social Policy: An Experimental Comparison of Universal and Means-Tested Programs. *Political Science Research and Methods*, 7(4), 717–735.
- Murard, E. (2017). Less Welfare or Fewer Foreigners? Immigrant Inflows and Public Opinion Towards Redistribution and Migration Policy. *IZA Discussion Papers*.
- Murard, E., & Sakalli, S. O. (2020). Mass Refugee Inflow and Long-Run Prosperity: Lessons from the Greek Population Resettlement. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3209707>
- Muysken, J., Vallizadeh, E., & Ziesemer, T. (2015). Migration, Unemployment, and Skill Downgrading. *The Scandinavian Journal of Economics*, 117(2), 403–451.
- Nannestad, P. (2007). Immigration and welfare states: A survey of 15 years of research. *European Journal of Political Economy*, 23(2), 512–532.
- Narayana, M. R. (1990). Policy and Non-Policy Economic Determinants of Inter-Regional Migration of Workers in a Developing Country: Some New Evidence Based on a Polytomous Logit Model for India. *Population Research and Policy Review*, 9(3), 285–302.

- Nathan, M. (2011). The Long Term Impacts of migration in British Cities: Diversity, wages, employment and prices. *SERC Discussion Paper 67*.
- Nickell, S., & Saleheen, J. (2015). The Impact of Immigration on Occupational Wages: Evidence from Britain. *Bank of England, Staff Working Paper No. 574*.
- Nyman, P., & Ahlskog, R. (2018). Fiscal effects of intra-EEA migration. *REMINDER Project*.
- OECD. (2008). *A Profile of Immigrant Populations in the 21st Century: Data from OECD Countries*. Organisation for Economic Co-operation and Development.
- OECD. (2012). *International Migration Outlook 2012*.
- OECD. (2015). *How will the refugee surge affect the European economy?* (Migration Policy Debates 8). Organisation for Economic Co-operation and Development.
- OECD. (2019). *International Migration Outlook 2019*. OECD.
- OECD. (2021). *International Migration Outlook 2021*. OECD. <https://doi.org/10.1787/29f23e9d-en>
- OIM. (2019). *État de la migration dans le monde 2020*. OIM, Genève. <https://publications.iom.int/books/etat-de-la-migration-dans-le-monde-2020>
- Oorschot, W. van. (2000). Who should get what, and why? On deservingness criteria and the conditionality of solidarity among the public. *Policy & Politics*, 28(1), 33–48.
- Oorschot, W. van, & Meuleman, B. (2012). Welfare Performance and Welfare Support. In *Contested Welfare States* (pp. 25–57). Stanford University Press.
- Orrenius, P. M., & Zavodny, M. (2007). Does immigration affect wages? A look at occupation-level evidence. *Labour Economics*, 14(5), 757–773.
- Orrenius, P. M., Zavodny, M., & Abraham, A. (2020). The Effect of Immigration on Business Dynamics and Employment. *Federal Reserve Bank of Dallas, Working Papers*, 2020(2004). <https://doi.org/10.24149/wp2004>
- Ortega, F. (2004). *Immigration and the Survival of the Welfare State* (SSRN Scholarly Paper 849506). Social Science Research Network.
- Ortega, F., & Peri, G. (2013). The effect of income and immigration policies on international migration. *Migration Studies*, 1(1), 47–74.
- Ortega, J., & Verdugo, G. (2014). The impact of immigration on the French labor market: Why so different? *Labour Economics*, 29, 14–27. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2014.05.002>



- Ortega, J., & Verdugo, G. (2022). Who stays and who leaves? Immigration and the selection of natives across locations. *Journal of Economic Geography*, 22(2), 221–260. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbab029>
- Österman, M., Palme, J., & Ruhs, M. (2019). National institutions and the fiscal effects of EU migrants. *REMINDER Project*.
- Ottaviano, G. I. P., & Peri, G. (2008). *Immigration and national wages: Clarifying the theory and the empirics* (14188). National Bureau of Economic Research.
- Ottaviano, G. I. P., & Peri, G. (2012). Rethinking the effect of immigration on wages. *Journal of the European Economic Association*, 10(1), 152–197.
- Oxford Economics. (2018). The Fiscal Impact of Immigration on the UK: A report for the Migration Advisory Committee. *Migration Advisory Committee*.
- Papademetriou, D. G., & Hooper, K. (2019). *Competing Approaches to Selecting Economic Immigrants: Points-Based vs. Demand-Driven Systems*. Migration Policy Institute.
- Pardos-Prado, S. (2018). *The better, the worse? The macro-economic conditions for populist anti-immigrant success*. 37.
- Pellizzari, M. (2013). The use of welfare by migrants in Italy. *International Journal of Manpower*, 34(2), 155–166.
- Pereira, S., & Van Meeteren, M. (2014). *Le rôle des réseaux sociaux dans le processus migratoire* (23). Pro Asile 23.
- Peri, G. (2016). Immigrants, productivity, and labor markets. *Journal of Economic Perspectives*, 30(4), 3–30.
- Peri, G., Shih, K., & Sparber, C. (2015). STEM Workers, H-1B Visas, and Productivity in US Cities. *Journal of Labor Economics*, 33(S1), S225–S255.
- Persson, T., & Tabellini, G. (2004). Constitutional Rules and Fiscal Policy Outcomes. *American Economic Review*, 94(1), 25–45.
- Persson, T., & Tabellini, G. (2005). *The Economic Effects of Constitutions*. The MIT Press.
- Pieroni, L., d’Agostino, G., & Lanari, D. (2019). The effects of language skills on immigrant employment and wages in Italy. *Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 91725*.
- Pischke, J.-S., & Velling, J. (1997). Employment Effects of Immigration to Germany: An Analysis Based on Local Labor Markets. *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), 594–604.

- Pont-Grau, A., Lei, Y.-H., Lim, J. Z. E., & Xia, X. (2023). The effect of language training on immigrants' integration: Does the duration of training matter? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 212, 160–198. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2023.05.027>
- Prantl, S., & Spitz-Oener, A. (2014). Interacting Product and Labor Market Regulation and the Impact of Immigration on Native Wages. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2381134>
- Preston, I. (2014). The Effect of Immigration on Public Finances. *The Economic Journal*, 124(580), F569–F592. <https://doi.org/10.1111/eoj.12180>
- Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2013). Avoiding biased versions of Wooldridge's simple solution to the initial conditions problem. *Economics Letters*, 120(2), 346–349.
- Rabe-Hesketh, S., Skrondal, A., & Pickles, A. (2002). Reliable Estimation of Generalized Linear Mixed Models using Adaptive Quadrature. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 2(1), 1–21.
- Ragot, L. (2021). Immigration et finances publiques. *Conseil d'Analyse Economique*, 072.
- Razin, A., Sadka, E., & Swagel, P. (2002). Tax burden and migration: A political economy theory and evidence. *Journal of Public Economics*, 85(2), 167–190.
- Razin, A., & Wahba, J. (2015). Welfare Magnet Hypothesis, Fiscal Burden, and Immigration Skill Selectivity. *The Scandinavian Journal of Economics*, 117(2), 369–402.
- Real, J. L. (2011). *Family Reunification or Point-Based Immigration System? The Case of the United States and Mexico*. Social Science Research Network.
- Reed, W. R. (2015). On the Practice of Lagging Variables to Avoid Simultaneity. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 77(6), 897–905.
- Robertson, P. E., & Robitaille, M.-C. (2017). The Tyranny of Distance and the Gravity of Resources. *Economic Record*, 93(303), 533–549.
- Rodrik, D. (2008). *Nations et mondialisation: Les stratégies nationales de développement dans un monde globalisé*. Editions la Découverte.
- Rodrik, D. (2011). *The Globalization paradox: Why global markets, states, and democracy can't coexist*. Oxford University Press.
- Røed, M., & Schøne, P. (2012). Does immigration increase labour market flexibility? *Labour Economics*, 19(4), 527–540. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2012.05.008>
- Rowthorn, R. (2008). The fiscal impact of immigration on the advanced economies. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(3), 560–580.

- Rowthorn, R. (2014). *A Note on Dustmann and Frattini's Estimates of the Fiscal Impact of UK Immigration*.
- Ruhs, M. (2017). Free Movement in the European Union: National Institutions vs Common Policies? *International Migration*, 55(S1), 22–38.
- Ruist, J. (2014). The fiscal consequences of unrestricted immigration from Romania and Bulgaria. *Working Papers in Economics*, 584.
- Ruist, J. (2015). The Fiscal Cost of Refugee Immigration: The Example of Sweden. *Population and Development Review*, 41(4), 567–581.
- Ruist, J. (2019). The fiscal lifetime cost of receiving refugees. *Working Paper in Economics*, 751.
- Ruist, J. (2020). The fiscal aspect of the refugee crisis. *International Tax and Public Finance*, 27(2), 478–492. <https://doi.org/10.1007/s10797-019-09585-2>
- Runst, P. (2018). Does Immigration Affect Demand for Redistribution? – An Experimental Design. *German Economic Review*, 19(4), 383–400.
- Russo, G., & Salsano, F. (2019). Electoral systems and immigration. *European Journal of Political Economy*, 60, 101807.
- Rybczynski, T. M. (1955). Factor Endowment and Relative Commodity Prices. *Economica*, 22(88), 336–341. <https://doi.org/10.2307/2551188>
- Sánchez-Pagés, S., & Solano García, Á. (2016). Immigration, Conflict, and Redistribution. *The Scandinavian Journal of Economics*, 118(3), 557–593.
- Sander, M. (2007). *Return Migration and the 'Healthy Immigrant Effect'* (SSRN Scholarly Paper ID 1096456). Social Science Research Network.
- Scalettaris, G. (2016). Réfugiés, migrants, quelle est la différence ? In *Migrants, migrations, 50 questions pour vous vous faire votre opinion*. Armand Colin.
- Schaffer, M. E. (2010). *XTIVREG2: Stata module to perform extended IV/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression for panel data models*. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456501.html>
- Schiff, M. (1996). South-North Migration and Trade: A survey. *Policy Research Working Paper Series, The World Bank*, 1696.
- Schiff, M. (1999). *South-North Migration and Trade: A Survey*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-1696>

- Schiff, M. (2007). Migration, investissement et commerce: Substituts ou compléments ? *Revue d'économie du développement*, 15(2–3), 7–35. <https://doi.org/10.3917/edd.212.0007>
- Schiff, M. W. (2000). Migration Sud-Nord et commerce: Une revue de la littérature. *Revue d'économie du développement*, 8(3), 3–54. <https://doi.org/10.3406/recod.2000.1043>
- Schmidt-Catran, A. W., & Spies, D. C. (2016a). Immigration and Welfare Support in Germany. *American Sociological Review*, 81(2), 242–261.
- Schmidt-Catran, A. W., & Spies, D. C. (2016b). Immigration and welfare support in Germany. *American Sociological Review*, 81(2), 242–261.
- Schou, P. (2006). Immigration, integration and fiscal sustainability. *Journal of Population Economics*, 19(4), 671–689. <https://doi.org/10.1007/s00148-005-0027-x>
- Schultz, C., Lutz, P., & Simon, S. (2021). Explaining the immigration policy mix: Countries' relative openness to asylum and labour migration. *European Journal of Political Research*, 60(4), 763–784.
- Senik, C., Stichnoth, H., & Van der Straeten, K. (2009). Immigration and Natives' Attitudes towards the Welfare State: Evidence from the European Social Survey. *Social Indicators Research*, 91(3), 345–370.
- Silva, J. M. C. S., & Tenreiro, S. (2011). Poisson: Some Convergence Issues. *The Stata Journal*, 11(2), 207–212.
- Skrondal, A., & Rabe-Hesketh, S. (2014). Handling initial conditions and endogenous covariates in dynamic/transition models for binary data with unobserved heterogeneity. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 63(2), 211–237.
- Snijders, P. T. A. B. a B., Snijders, T. A. B., & Bosker, R. (1999). *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. SAGE.
- Somerville, W., & Sumption, M. (2009). Immigration and the labour market: *Equality and Human Rights Commission*, 55.
- Soroka, S., Banting, K., & Johnston, R. (2006). Immigration and Redistribution in a Global Era. In *Globalization and Egalitarian Redistribution* (pp. 261–288). Princeton University Press.
- Steele, L. G., & Breznau, N. (2019). Attitudes toward Redistributive Policy: An Introduction. *Societies*, 9(3), Article 3. <https://doi.org/10.3390/soc9030050>
- Steenbergen, M. R., & Jones, B. S. (2002a). Modeling Multilevel Data Structures. *American Journal of Political Science*, 46(1), 218–237.

- Steenbergen, M. R., & Jones, B. S. (2002b). Modeling Multilevel Data Structures. *American Journal of Political Science*, 46(1), 218.
- Storesletten, K. (2003). Fiscal Implications of Immigration: A Net Present Value Calculation. *The Scandinavian Journal of Economics*, 105(3), 487–506.
- Stuchlik, A., & Poptcheva, E.-M. A. (2015). *L'emploi et le bien-être social des demandeurs d'asile et des réfugiés: Sélection d'états membres de l'UE : analyse approfondie*. Service de Recherche du parlement européen. <https://data.europa.eu/doi/10.2861/483533>
- Sumino, T. (2014). Does Immigration Erode the Multicultural Welfare State? A Cross-National Multilevel Analysis in 19 OECD Member States. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 40(3), 436–455.
- Tabellini, M. (2020). Gifts of the Immigrants, Woes of the Natives: Lessons from the Age of Mass Migration. *The Review of Economic Studies*, 87(1), 454–486. <https://doi.org/10.1093/restud/rdz027>
- Tani, M. (2018). Using a Points System for Selecting Immigrants. *Ifo DICE Report*, 16.
- Tumen, S. (2015). The use of natural experiments in migration research. *IZA World of Labor*. <https://doi.org/10.15185/izawol.191>
- Ulceluse, M., & Kahanec, M. (2019). The effectiveness of restrictive immigration policies: The case of transitional arrangements. *GLO Discussion Paper*, 379.
- U.N. (2000). *Les migrations de remplacement: S'agit-il d'une solution au déclin et au vieillissement des populations ?*
- UN. (2013). *International migration policies: Government views and priorities*.
- UN. (2017). *International Migration Policies*.
- UN DESA. (2019). *International migration stock 2019*.
- UN DESA. (2020). *International migration 2020 highlights*.
- United Nations. (2022). *World Population Prospects 2022: Summary of Results*.
- van Oorschot, W., & Uunk, W. (2007). Welfare Spending and the Public's Concern for Immigrants: Multilevel Evidence for Eighteen European Countries. *Comparative Politics*, 40(1), 63–82.
- Vargas-Silva, C. (2012). Migration and development. *The Migration Observatory at the University of Oxford*.

- Viren, M. (2022). The fiscal consequences of immigration: A study of local governments' expenditures. *Review of Regional Research*, 42(1), 75–94. <https://doi.org/10.1007/s10037-022-00168-z>
- Wadensjö, E. (2000). Immigration, the labour market, and public finances in Denmark. *Swedish Economic Policy Review*, 59–83.
- Welch, F. (1970). Education in Production. *Journal of Political Economy*, 78(1), 35–59. <https://doi.org/10.1086/259599>
- Widmaier, S., & Dumont, J.-C. (2011). *Are Recent Immigrants Different? A New Profile of Immigrants in the OECD based on DIOC 2005/06* (OECD Social, Employment and Migration Working Papers 126).
- Wike, R., Fetterolf, J., & Fagan, M. (2019). *Europeans credit EU with promoting peace and prosperity, but say Brussels Is Out of touch with Its citizens*. Pew Research Center.
- Williamson, J. G. (1965). Regional Inequality and the Process of National Development: A Description of the Patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13(4), 1–84.
- Wooldridge, J. M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 20(1), 39–54.
- Wooldridge, J. M. (2019). *Introductory econometrics. A modern approach*. Cengage learning.
- Zhu, N. (2015). *Synthèse de la littérature sur l'impact de l'immigration sur l'innovation* (2015RP-07). CIRANO.
- Zhu, N., & Batisse, C. (2016). L'évolution des inégalités de revenu entre Canadiens de naissance et immigrés. *Région et Développement*, 20.
- Zimmermann, K. F. (1995). Tackling the European Migration Problem. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(2), 45–62.