

e&po

EPIDEMIOLOGIA & PREVENZIONE



A cura di / Edited by
Alessio Petrelli, Anteo Di Napoli

Salute degli immigrati e disuguaglianze socioeconomiche nella popolazione residente in Italia valutate attraverso la rete degli Studi Longitudinali Metropolitan

Immigrants' health and socioeconomic inequalities
of overall population residing in Italy
evaluated through the Italian network of Longitudinal
Metropolitan Studies





EPIDEMIOLOGIA & PREVENZIONE

Rivista dell'Associazione italiana di epidemiologia

Rivista fondata da Giulio A. Maccacaro

ANNO 43 (5-6) 2019

**Epidemiologia & Prevenzione
è indicizzata in Medline, Scopus,
Science Citation Index Expanded,
Journal Citation Reports/Science Edition**

**Pubblicazione bimestrale Registrazione
del Tribunale di Milano**

n. 239/1977 Spedizione in AP - 45% - art. 2 comma 20b
legge 662/96 - Milano

**Iscrizione al Registro degli Operatori
di Comunicazione (ROC) n. 11747**

Una copia della rivista: 13,50 euro

Abbonamento annuo: informazioni e condizioni sul sito
www.epiprev.it

Gestione abbonamenti: ufficio abbonamenti
tel. 02 48702283, fax 02 48706089

I dati necessari per l'invio della rivista sono trattati elettronicamente e utilizzati dall'editore Inferenze scarl per la spedizione della presente pubblicazione e di altro materiale medico-scientifico. Ai sensi dell'art. 13 Legge 675/96 e successivi aggiornamenti è possibile in qualsiasi momento e gratuitamente consultare, modificare e cancellare i dati, o semplicemente opporsi al loro utilizzo scrivendo a: Inferenze scarl, responsabile dati, via Ricciarelli 29, 20148 Milano.

IVA assolta dall'editore ai sensi dell'art. 74 lettera C del DPR 26/10/1972 n.633 e successive modificazioni e integrazioni nonché ai sensi del DM 29/12/1989. Non si rilasciano quindi fatture (art. 1 c. 5 DM 29/12/1989).

Stampa

Arti grafiche Ancora srl - Milano



via Ricciarelli 29, 20148 Milano
segreteria@inferenze.it

Direttore scientifico: Andrea Micheli
Direttore scientifico: Francesco Forastiere
Past director: Benedetto Terracini, Eugenio Paci
Direttrice responsabile: Maria Luisa Clementi

Direzione scientifica

Annibale Biggeri, Luigi Bisanti, Marina Davoli, Matteo Renzi,
Lorenzo Richiardi, Giuseppe Traversa, Salvatore Scondotto,
Riccardo Capocaccia

Segreteria di redazione

via Giusti 4, 21053 - Castellanza (VA)
e-mail: epiprev@inferenze.it; telefono: 0331-482187

Redazione: Maria Cristina Porro, Paola Grimaldi

Impaginazione: Stefano Montagnana

Direzione associata

Nerina Agabiti, Claudia Agnoli, Carla Ancona, Anita Andreano,
Michela Baccini, Lisa Bauleo, Fabrizio Bianchi, Luigi Bisanti, Laura
Bonvicini, Elisa Bustaffa, Silvia Candela, Nicola Caranci, Silvia Caristia,
Michele Carugno, Andrea Carvelli, Anna Castiglione, Dolores
Catelan, Paolo Chiodini, Dario Consonni, Carmen D'Amore, Giuseppe
Delvecchio, Chiara Di Girolamo, Chiara Donfrancesco, Fabrizio
Faggiano, Annunziata Faustini, Chiara Fedato, Gianluigi Ferrante,
Claudia Galassi, Simona Giampaoli, Paolo Giorgi Rossi, Maria Teresa
Greco, Vittorio Krogh, Pier Luigi Lopalco, Sara Maio, Michele Marra,
Francesca Mataloni, Flavia Mayer, Elisabetta Meneghini, Paola
Michelozzi, Marta Ottone, Barbara Pacelli, Eva Pagano, Salvatore
Panico, Davide Petri, Donella Puliti, Andrea Ranzi, Matteo Renzi, Fulvio
Ricceri, Giuseppe Ru, Antonio Giampiero Russo, Carlotta Sacerdote,
Flavia Santi, Matteo Scortichini, Vittorio Simeon, Massimo Stafoggia,
Antonia Stazi, Giorgia Stoppa, Saverio Stranges, Maurizio Trevisan,
Francesco Trotta, Nicola Vanacore, Martina Ventura, Giovanni Viegi,
Massimo Vicentini, Nicolàs Zengarini

Comitato editoriale

AIE: Salvatore Scondotto, Lucia Bisceglia, Lisa Bauleo,
Silvia Caristia, Angela Giusti, Sebastiano Pollina Addario,
Fulvio Ricceri, Paolo Ricci, Vittorio Simeon

Impresa sociale E&P Giulio A. Maccacaro: Franco Berrino,
Luigi Bisanti, Annibale Biggeri, Paolo Chiodini, Gemma Gatta,
Enzo Merler, Franco Merletti, Salvatore Panico, Silvano Piffer

Inferenze: Maria Luisa Clementi, Maria Cristina Porro, Valentina Ferrari

MODALITÀ DI ABBONAMENTO

Pagamento con carta di credito (American Express, Carta Si,
VISA, Eurocard, Master Card) telefonando allo 02-48702283
dal lunedì al venerdì dalle 9 alle 13 oppure utilizzando
il servizio PayPal sul sito web della rivista www.epiprev.it

Versamento su conto corrente postale n. 55195440
intestato a Inferenze scarl, via Ricciarelli n. 29, 20148 Milano
(segnalare la causale del versamento).

Accredito tramite c/c bancario presso: UNIPOL BANCA
Piazza Wagner n. 8, 20145 Milano,
IBAN: IT53P 03127 01600 00000003681
intestato all'impresa editoriale Inferenze scarl,
via Ricciarelli n. 29, 20148 Milano.

© Inferenze scarl, Milano

SALUTE DEGLI IMMIGRATI E DISUGUAGLIANZE SOCIOECONOMICHE NELLA POPOLAZIONE RESIDENTE IN ITALIA

valutate attraverso la rete
degli Studi Longitudinali
Metropolitani

**IMMIGRANTS' HEALTH AND SOCIOECONOMIC INEQUALITIES
OF OVERALL POPULATION RESIDING IN ITALY**
evaluated through the Italian network of Longitudinal Metropolitan Studies

A CURA DI / EDITED BY
Alessio Petrelli e Anteo Di Napoli

AUTORI/AUTHORS

Nera Agabiti,¹ Giulia Barbieri,² Andrea Bardin,² Anna Maria Bargagli,¹ Annibale Biggeri,³ Laura Bonvicini,⁴ Serena Broccoli,⁴ Laura Cacciani,¹ Cristina Canova,² Nicola Caranci,⁵ Giuseppe Costa,^{6,7} Teresa Dalla Zuanna,² Marina Davoli,¹ Chiara Di Girolamo,^{5,8} Anteo Di Napoli,⁹ Elisa Ferracin,⁶ Paolo Giorgi Rossi,⁴ Laura Grisotto,³ Claudia Marino,¹ Barbara Pacelli,⁵ Alessio Petrelli,⁹ Lorenzo Simonato,² Teresa Spadea,⁶ Elena Strippoli,⁶ Nicolás Zengarini⁶

¹ Dipartimento di epidemiologia del Servizio sanitario regionale, Regione Lazio, ASL Roma 1, Roma

² Dipartimento di scienze cardio-toraco-vascolari e sanità pubblica, Università degli Studi di Padova

³ Dipartimento di statistica, informatica, applicazioni "G. Parenti", Università di Firenze, Firenze

⁴ Servizio di epidemiologia, Azienda unità sanitaria locale, IRCCS Reggio Emilia, Italia

⁵ Agenzia sanitaria e sociale regionale, Regione Emilia-Romagna, Bologna

⁶ SC a DU Servizio sovrazonale di epidemiologia, ASL TO3 Piemonte, Grugliasco (TO)

⁷ Dipartimento di scienze cliniche e biologiche, Università di Torino, Torino

⁸ Dipartimento di scienze mediche e chirurgiche, Alma Mater Studiorum, Università di Bologna, Bologna

⁹ Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e per il contrasto delle malattie della povertà (INMP), Roma

CONFLITTI DI INTERESSE DICHIARATI: NESSUNO

**Questo volume
monografico di E&P presenta
una serie di contributi originali
basati sui dati delle coorti longitudinali
metropolitane.**

Lo dedichiamo a **Barbara Pacelli.**

**Barbara ha contribuito in modo decisivo
alla costruzione dello studio emiliano,
alla sistematizzazione dei materiali e allo sviluppo
dei metodi per l'armonizzazione delle coorti.**

**Ha lavorato per estendere e rafforzare la rete
degli studi longitudinali metropolitani.**

**Lo ha fatto con impegno, rigore e passione,
facendosi sempre apprezzare da tutto il nostro
gruppo di lavoro per la sua preparazione
metodologica, ma anche per la sue
grandi doti umane.**

INDICE

CONTENTS

	PREFAZIONI/PREFACE	5
	Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e il contrasto delle malattie della povertà (INMP) Italian National Institute for Health, Migration, and Poverty (NIHMP)	
	RIASSUNTO/ABSTRACT	7
1	INMP e rete degli studi longitudinali metropolitani: le disuguaglianze socioeconomiche nella salute della popolazione residente in Italia The INMP and the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies: equity in health of the population resident in Italy	9
2	La rete italiana degli studi longitudinali metropolitani, una coorte multicentrica per il monitoraggio delle disuguaglianze sociodemografiche nella salute The Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies, a multicentre cohort for sociodemographic inequalities in health monitoring	15
3	Mortalità: differenziali socioeconomici nella popolazione residente delle coorti censuarie della rete degli studi longitudinali metropolitani Mortality: socioeconomic inequalities in the Census cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies	25
4	Mortalità: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana di studi longitudinali metropolitani Mortality: a comparison between Italian and immigrant population in the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies	34
5	Mortalità nei primi 5 anni di vita: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana di studi longitudinali metropolitani Mortality in the first 5 years of life: a comparison among Italians and immigrants in the cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies	46
6	Ospedalizzazione: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani Hospitalisation: a comparison among Italians and immigrants enrolled in the cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies	57
7	Ospedalizzazione evitabile: confronto tra popolazione italiana e immigrata, pediatrica e adulta, nelle coorti della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani Avoidable hospitalisation: comparison among Italians and immigrants, children and adults, in the cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies	71

AUTORI

AUTORSHIP

- 1 INMP e rete degli studi longitudinali metropolitani: le disuguaglianze socioeconomiche nella salute della popolazione residente in Italia**
The INMP and the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies: equity in health of the population resident in Italy
Alessio Petrelli,¹ Anteo Di Napoli¹
¹ Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e per il contrasto delle malattie della povertà, Roma
Autore di riferimento: Alessio Petrelli
e-mail: alessio.petrelli@inmp.it
- 2 La rete italiana degli studi longitudinali metropolitani, una coorte multicentrica per il monitoraggio delle disuguaglianze sociodemografiche nella salute**
The Italian network of longitudinal metropolitan studies, a multicentre cohort for sociodemographic inequalities in health monitoring
Chiara Di Girolamo,^{1,2} Barbara Pacelli,² Alessio Petrelli,³ Anteo Di Napoli,³ Laura Cacciani,⁴ Claudia Marino,⁴ Paolo Giorgi Rossi,⁵ Laura Bonvicini,⁵ Nicolás Zengarini,⁶ Teresa Spadea,⁶ Giuseppe Costa,^{6,7} Cristina Canova,⁸ Lorenzo Simonato,⁹ Laura Grisotto,⁹ Annibale Biggeri,⁹ Nicola Caranci² per il gruppo collaborativo rete-SLM
¹ Dipartimento di scienze mediche e chirurgiche, Alma Mater Studiorum Università di Bologna, Bologna
² Agenzia sanitaria e sociale regionale, Regione Emilia-Romagna, Bologna
³ Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e per il contrasto delle malattie della povertà (INMP), Roma
⁴ Dipartimento di epidemiologia del Servizio sanitario regionale, ASL Roma 1, Regione Lazio
⁵ Servizio di Epidemiologia, Azienda Unità Sanitaria Locale and Arcispedale Santa Maria Nuova, Istituto di Ricovero e Cura a Carattere Scientifico, IRCCS, Reggio Emilia
⁶ SC a DU Servizio sovrazonale di epidemiologia, ASL TO3 Piemonte, Grugliasco (TO)
⁷ Dipartimento di scienze cliniche e biologiche, Università di Torino, Torino
⁸ Dipartimento di Medicina Molecolare, Università di Padova, Padova
⁹ Dipartimento di statistica, informatica, applicazioni "G. Parenti", Università di Firenze, Firenze
Autore di riferimento: Nicola Caranci
e-mail: nicola.caranci@regione.emilia-romagna.it
- 3 Mortalità: differenziali socioeconomici nella popolazione residente delle coorti censuarie della rete degli studi longitudinali metropolitani**
Mortality: socioeconomic inequalities in the Census cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies
Nicolás Zengarini,¹ Elena Stripplio,¹ Teresa Spadea,¹ Giuseppe Costa,¹ Chiara Di Girolamo,^{2,3} Barbara Pacelli,² Nicola Caranci,² Cristina Canova⁴
¹ SC a DU Servizio sovrazonale di epidemiologia, ASL TO3 Piemonte, Grugliasco (TO)
² Agenzia sanitaria e sociale regionale, Regione Emilia-Romagna, Bologna
³ Dipartimento di scienze mediche e chirurgiche, Alma Mater Studiorum, Università di Bologna, Bologna
⁴ Dipartimento di medicina molecolare, Università degli Studi di Padova
Autore di riferimento: Nicolás Zengarini
e-mail: nicolas.zengarini@epi.piemonte.it
- 4 Mortalità: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana di studi longitudinali metropolitani**
Mortality: a comparison between Italian and immigrant population in the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies
Barbara Pacelli,^{1,2} Nicola Caranci,¹ Chiara Di Girolamo,^{1,2} Serena Broccoli,³ Cristina Canova,⁴ Teresa Dalla Zuanna,⁴ Paolo Giorgi Rossi,³ Teresa Spadea,⁵ Nicolás Zengarini⁵
¹ Agenzia sanitaria e sociale regionale, Regione Emilia-Romagna, Bologna
² Dipartimento di scienze mediche e chirurgiche, Alma Mater Studiorum, Università di Bologna, Bologna
³ UOC epidemiologia, Azienda Unità Sanitaria Locale, IRCCS di Reggio Emilia
⁴ Dipartimento di medicina molecolare, Università degli Studi di Padova
⁵ SC a DU Servizio sovrazonale di epidemiologia, ASL TO3 Piemonte, Grugliasco (TO)
Autore di riferimento: Nicola Caranci
e-mail: nicola.caranci@regione.emilia-romagna.it
- 5 Mortalità nei primi 5 anni di vita: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana di studi longitudinali metropolitani**
Mortality in the first 5 years of life: a comparison among Italians and immigrants in the cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies
Serena Broccoli,¹ Laura Bonvicini,¹ Barbara Pacelli,² Nicolás Zengarini,³ Teresa Spadea,³ Anteo Di Napoli,⁴ Alessio Petrelli,⁴ Paolo Giorgi Rossi¹
¹ Servizio di epidemiologia, Azienda unità sanitaria locale, IRCCS Reggio Emilia, Italia
² Agenzia sanitaria e sociale regionale, Regione Emilia-Romagna, Bologna
³ SC a DU Servizio sovrazonale di epidemiologia, ASL TO3 Piemonte, Grugliasco (TO)
⁴ Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e per il contrasto delle malattie della povertà (INMP), Roma
Autore di riferimento: Serena Broccoli
e-mail: serena.broccoli@ausl.re.it
- 6 Ospedalizzazione: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani**
Hospitalisation: a comparison among Italians and immigrants enrolled in the cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies
Laura Cacciani,¹ Anna Maria Bargagli,¹ Claudia Marino,¹ Nera Agabiti,¹ Cristina Canova,² Andrea Bardin,² Teresa Dalla Zuanna,² Barbara Pacelli,³ Nicola Caranci,³ Nicolás Zengarini,⁴ Elisa Ferracin,⁴ Marina Davoli¹ per il gruppo di lavoro SLM
¹ Dipartimento di epidemiologia del Servizio sanitario regionale, ASL Roma 1, Regione Lazio
² Dipartimento di scienze cardio-toraco-vascolari e sanità pubblica, Università degli studi di Padova
³ Agenzia sanitaria e sociale regionale, Regione Emilia-Romagna, Bologna
⁴ SC a DU Servizio sovrazonale di epidemiologia, ASL TO3 Piemonte, Grugliasco (TO)
Autore di riferimento: Laura Cacciani
e-mail: l.cacciani@deplazio.it
- 7 Ospedalizzazione evitabile: confronto tra popolazione italiana e immigrata, pediatrica e adulta, nelle coorti della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani**
Avoidable hospitalisation: comparison among Italians and immigrants, children and adults, in the cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies
Andrea Bardin,¹ Laura Cacciani,² Teresa Dalla Zuanna,¹ Giulia Barbieri,¹ Lorenzo Simonato,¹ Alessio Petrelli,³ Teresa Spadea,⁴ Elisa Ferracin,⁴ Nicolás Zengarini,⁴ Barbara Pacelli,⁵ Chiara Di Girolamo,^{5,6} Nera Agabiti,² Anna Maria Bargagli,² Claudia Marino,² Marina Davoli,² Cristina Canova¹
¹ Dipartimento di scienze cardio-toraco-vascolari e sanità pubblica, Università degli studi di Padova
² Dipartimento di epidemiologia del Servizio sanitario regionale, ASL Roma 1, Regione Lazio
³ Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e per il contrasto delle malattie della povertà (INMP), Roma
⁴ SC a DU Servizio sovrazonale di epidemiologia, ASL TO3 Piemonte, Grugliasco (TO)
⁵ Agenzia sanitaria e sociale regionale, Regione Emilia-Romagna
⁶ Dipartimento di scienze mediche e chirurgiche, Alma Mater Studiorum, Università di Bologna, Bologna
Autore di riferimento: Cristina Canova
e-mail: cristina.canova@unipd.it

PREFAZIONE

PREFACE



L'Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e il contrasto delle malattie della povertà (INMP) è un ente pubblico nazionale vigilato dal Ministero della salute che, dopo un periodo di sperimentazione gestionale, è stato istituito nel 2012 con il compito di promuovere attivamente assistenza, ricerca e formazione ai fini della tutela della salute della popolazione immigrata e per contrastare le disuguaglianze nella salute. Su mandato della Conferenza Stato-Regioni, le attività dell'Osservatorio epidemiologico nazionale per l'equità nella salute (OENES) sono iniziate nel 2013 attraverso filoni di ricerca sviluppati in collaborazione con i centri epidemiologici che hanno maturato esperienze sul tema. Una delle linee di attività più feconde è stata quella della rete degli Studi Longitudinali Metropolitan (rete-SLM) che, attraverso il coordinamento di due progetti finanziati dall'INMP, ha coinvolto nove città di dimensioni medio-grandi, sei delle quali (Roma, Torino, Venezia, Bologna, Modena, Reggio Emilia) hanno contribuito alla presente monografia.

Le informazioni analizzate hanno consentito di produrre contributi originali sulle disuguaglianze di salute in Italia e sulla salute della popolazione immigrata. Le analisi sono state condotte attraverso un'osservazione longitudinale della popolazione residente, che ha valutato alcuni indicatori di salute e alcune variabili demografiche e socioeconomiche a partire dall'interconnessione di anagrafi comunali, del Censimento Istat della popolazione e dei sistemi informativi sanitari.

La presente monografia rappresenta il risultato conclusivo di 5 anni di attività di collaborazione scientifica tra l'INMP e i centri aderenti alla rete degli SLM sulle tematiche delle disuguaglianze socioeconomiche nella salute. L'INMP, per il suo ruolo di riferimento nazionale sui temi dell'equità nella salute, intende favorire non solo la prosecuzione di tale esperienza, ma anche il potenziamento della rete-SLM, coinvolgendo altre realtà, soprattutto del Centro-Sud e delle Isole, attualmente poco rappresentati.

Concetta Mirisola

Direttore Generale Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e per il contrasto delle malattie della povertà (INMP)



RIASSUNTO

ABSTRACT

Descrivere e monitorare le disuguaglianze socioeconomiche nella salute è la premessa per la programmazione di politiche per l'equità. In Italia, alcune città hanno integrato informazioni individuali provenienti dalle anagrafi comunali con i dati del Censimento e con quelli di fonti informative sanitarie, per impostare studi longitudinali metropolitani (SLM). Alla presente monografia hanno partecipato, con il coordinamento dell'Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e il contrasto delle malattie della povertà (INMP), sei città della rete-SLM: Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena, Bologna, Roma. Si sono rilevate importanti differenze socioeconomiche per livello di istruzione in tutti i centri considerati.

Le persone che vivono sole o in nuclei familiari monogenitoriali e quelle che vivono in un'abitazione disagiata hanno maggiore probabilità di decesso. I tassi di mortalità per tutte le cause sono inferiori per gli immigrati rispetto agli italiani (maschi: MRR 0,83; IC95% 0,78-0,90 – femmine: MRR 0,70; IC95% 0,64-0,77), eccetto che per gli uomini e le donne provenienti dall'Africa subsahariana, per i quali si registrano eccessi di mortalità rispetto agli italiani (maschi: MRR 1,33; IC95% 1,12-1,59 – femmine: MRR 1,69; IC95% 1,31-2,17). Il rischio di mortalità neonatale e post-neonatale negli immigrati è circa 1,5 volte il rischio degli italiani (neonatale: OR 1,71; IC95% 1,22-2,39 – post-neonatale: OR 1,63; IC95% 1,03-2,57). Si osserva una differenza tra italiani e immigrati anche per la mortalità nei bambini di 1-4 anni, ma di minore entità (OR 1,24; IC95% 0,73-2,11). Gli eccessi riguardano in particolare gli immigrati provenienti dall'Africa settentrionale e subsahariana e gli immigrati con più di 5 anni di permanenza in Italia. Gli stranieri vengono ricoverati meno degli italiani, tranne che per malattie infettive, del sangue e tra le donne, per cause legate a gravidanza e parto. Gli adulti provenienti da Paesi a sviluppo avanzato presentano tassi di ospedalizzazione evitabile uguali o inferiori rispetto a quelli degli italiani. Al contrario, gli adulti provenienti da Paesi a forte pressione migratoria, in tutte le coorti eccetto quella di Roma (RR 0,81; IC95% 0,78-0,85), hanno tassi di ospedalizzazione evitabile più elevati rispetto agli italiani, con RR che variano da 1,08 (IC95% 0,96-1,22) nella coorte di Venezia a 1,64 (IC95% 1,47-1,83) nella coorte di Modena. La salute materno-infantile è la dimensione più critica per la popolazione immigrata. I dati presentati in questo volume costituiscono un patrimonio prezioso per l'importanza che la tematica dell'equità nella salute sta assumendo nell'agenda politica, anche in seguito agli effetti prodotti dalla recessione e dalla crisi sociale che hanno fortemente colpito il Paese.

Parole chiave: equità, disuguaglianze socioeconomiche, studi longitudinali, immigrati, programmazione sanitaria

Describing and monitoring socioeconomic inequalities in health are the prerequisite for planning equity policies. In Italy, some cities have integrated personal information from the municipal registries with Census data and with data from healthcare information systems to set up Longitudinal Metropolitan Studies (LMS).

Under the coordination of the Italian National Institute for Health, Migration, and Poverty (NIHMP), six cities in the LMS network have contributed to the present monograph: Turin, Venice, Reggio Emilia, Modena, Bologna, and Rome. Significant socioeconomic differences by level of education were seen in all the participating centres.

People who live alone or in single-parent households are more likely to die, as are those living in a substandard dwelling.

Immigrants resident in the six cities included in the study showed lower all-cause mortality than Italians (males: MRR 0.83; 95%CI 0.78-0.90 – females: MRR 0.70; 95%CI 0.64-0.77). Sub-Saharan Africans experienced a significant higher mortality than Italians (males: MRR 1.33; 95%CI 1.12-1.59 – females: MRR 1.69; 95%CI 1.31-2.17).

Immigrants had a neonatal and post-neonatal mortality risk about 1.5 times higher than Italians (neonatal: OR 1.71; 95%CI 1.22-2.39 – post-neonatal: OR 1.63; 95%CI 1.03-2.57). A difference between Italians and immigrants was also observed for mortality in children aged 1-4 years, though less marked (OR 1.24; 95%CI 0.73-2.11). Excesses concerned particularly immigrants from North Africa and from sub-Saharan Africa as well as those residing in Italy for >5 years. Hospitalisation rates are lower for immigrants than for Italians, except when due to infectious diseases, blood disorders, and, among women, for reasons linked to pregnancy and childbirth. Avoidable hospitalisation rates of adults from low migratory pressure Countries are lower than or equal to those of Italians. On the contrary, adults from low migratory pressure Countries show higher avoidable hospitalisation rates compared to Italians in every cohort, with the exception of Rome (RR 0.81; 95%CI 0.78-0.85), with RR ranging from 1.08 (95%CI 0.96-1.22) in Venice to 1.64 (95%CI 1.47-1.83) in Modena. Maternal and child health is the most critical area of health for immigrant population.

Considering the importance that the issue of health equity has taken on in the political agenda, the data presented in this volume are a great asset, particularly in light of the long recession and the social crisis that have impacted the Country.

Keywords: equity, socioeconomic inequalities, longitudinal studies, immigrants, health care planning



INMP e rete degli studi longitudinali metropolitani: le disuguaglianze socioeconomiche nella salute della popolazione residente in Italia

The INMP and the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies: equity in health of the population resident in Italy

RIASSUNTO

Descrivere e monitorare le disuguaglianze socioeconomiche nella salute è la premessa per la programmazione di politiche per l'equità. In Italia, alcune città hanno integrato informazioni individuali di status delle anagrafi comunali con i dati del Censimento e con quelli di fonti informative sanitarie, per impostare studi longitudinali metropolitani (SLM). Alla presente monografia hanno partecipato, con il coordinamento dell'INMP, 6 città della rete-SLM: Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena, Bologna, Roma. Si sono rilevate importanti differenze socioeconomiche per livello di istruzione in tutti i centri considerati. Le persone che vivono sole o in nuclei familiari monogenitoriali e quelle che vivono in un'abitazione disagiata hanno maggiore probabilità di decesso. Per gli immigrati i tassi di mortalità risultano inferiori rispetto agli italiani, tranne che per chi proviene dall'Africa subsahariana. Gli stranieri si ricoverano meno degli italiani, tranne che per malattie infettive, del sangue e, tra le donne, per cause legate a gravidanza e parto. La salute materno-infantile è l'area di salute più critica per la popolazione immigrata. La mortalità neonatale e post-neonatale sono più elevate tra i figli di donne immigrate, in particolare se africane. I dati presentati in questo volume costituiscono un patrimonio prezioso per l'importanza che la tematica dell'equità nella salute sta assumendo nell'agenda politica, anche in seguito agli effetti prodotti dalla recessione e dalla crisi sociale, che hanno fortemente colpito il Paese.

Parole chiave: equità, disuguaglianze socioeconomiche, studi longitudinali, immigrati, programmazione sanitaria

ABSTRACT

Describing and monitoring socioeconomic inequalities in health is the prerequisite for planning equity policies. In Italy, some cities have integrated personal information from the municipal registries with Census data and with data from health care information systems to set up longitudinal metropolitan studies (LMS).

Under the coordination of National Institute for Health, Migration and Poverty, 6 cities in the LMS network have contributed to the present monograph: Turin, Venice, Reggio Emilia, Modena, Bologna and Rome. Significant socioeconomic differences by level of education were seen in all the participating centres. People who live alone or in single-parent households are more

COSA SI SAPEVA GIÀ

- In Italia sono presenti disuguaglianze a sfavore dei più svantaggiati per le più importanti dimensioni di posizione socioeconomica, in tutti gli esiti di salute, con intensità eterogenea nel Paese.
- Gli immigrati presentano condizioni di salute complessivamente migliori rispetto a quelle della popolazione autoctona, sia pure con differenze per macroarea di provenienza.

COSA SI AGGIUNGE DI NUOVO

- Si presentano evidenze originali sulle disuguaglianze di salute nella popolazione italiana e sulla salute della popolazione immigrata, tenendo conto dei risultati di studi condotti su tutte le città partecipanti alla rete degli SLM; tali risultati sono prodotti con dati longitudinali ottenuti attraverso l'interconnessione tra anagrafi comunali, Censimento Istat della popolazione e sistemi informativi sanitari.
- L'effetto indipendente che i diversi indicatori di posizione socioeconomica hanno sulla mortalità è variabile a seconda del genere, del contesto cittadino e della voce nosologica considerata.
- Benché i tassi di mortalità e di ricovero, nella popolazione generale e in quella neonatale e post-neonatale, siano complessivamente più bassi tra gli immigrati, nelle persone provenienti dall'Africa subsahariana si registrano valori superiori a quelli degli italiani e degli stranieri provenienti da altre aree. Tale risultato, rispetto a precedenti studi, è stato ottenuto aggiungendo anche i dati di Venezia, Modena e Bologna, a quelli già noti di Torino, Roma e Reggio Emilia.

likely to die, as are those living in a substandard dwelling. Mortality rates are lower for immigrants than for Italians, with the exception of immigrants from sub-Saharan Africa. Hospitalisation rates are lower for immigrants than for Italians, except when due to infectious diseases, blood disorders and, among women, for reasons linked to pregnancy and childbirth. Maternal and child health is the most critical area of health for immigrant population. Neonatal and post-neonatal mortality are higher among the children of immigrant women, especially if Africans. Considering the importance that the issue of health equity has taken on in the political agenda, the data presented in this volume are a great asset, particularly in light of the long recession and the social crisis that have impacted the Country.

Keywords: equity, socioeconomic inequalities, longitudinal studies, immigrants, health care planning

INTRODUZIONE

Qual è lo stato delle disuguaglianze di salute in Italia? È possibile misurare l'accesso ai servizi sanitari e lo stato di salute della popolazione immigrata residente in Italia? Il presente volume si propone di fornire un contributo per rispondere a queste domande, grazie ai dati resi disponibili dalla collaborazione di una rete di centri che, per la prima volta in Italia, hanno messo in comune le informazioni derivate da studi condotti su coorti longitudinali di popolazione, attraverso due progetti coordinati e finanziati dall'Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti ed il contrasto delle malattie della povertà (INMP), in particolare nell'ambito delle attività di Osservatorio epidemiologico nazionale per l'equità nella salute (OENES).

LA RETE DEGLI STUDI LONGITUDINALI METROPOLITANI (SLM)

Descrivere e monitorare le disuguaglianze socioeconomiche in materia di salute è una premessa indispensabile nella programmazione di politiche finalizzate a promuovere l'equità nella salute stessa. In Europa sono attivi sistemi di monitoraggio demografico e delle disuguaglianze socioeconomiche, a livello nazionale o locale, e con disegni trasversali o longitudinali.¹⁻⁵

Studi con disegno longitudinale, generalmente con copertura di popolazione sono presenti principalmente nei Paesi del Nord Europa; mentre studi con disegno trasversale sono attivi principalmente nell'area baltica e nei Paesi dell'Europa orientale.

Anche in Italia diverse fonti informative consentono la valutazione delle differenze sociali nella salute. Alcune città hanno utilizzato l'opportunità di integrare informazioni individuali di status socioeconomico provenienti dalle anagrafi comunali con i dati del Censimento e con quelli di fonti informative sanitarie per impostare studi longitudinali metropolitani (SLM). Il primo SLM è stato attivato a Torino con la coorte di Censimento 1971, seguito poi dallo studio toscano con la coorte del 1981 (Firenze, Livorno e Prato), includendo nel corso del tempo Reggio Emilia, Venezia, Roma Modena, Bologna, raggiungendo una copertura di circa cinque milioni di abitanti (circa il 9% della popolazione residente in Italia). Questi SLM sono stati principalmente utilizzati per studiare le disuguaglianze socioeconomiche in materia di salute.⁶⁻⁹ L'iniziativa progettuale dell'INMP consolida e rafforza il ruolo della rete degli SLM, la cui importanza è stata già riconosciuta in termini di patrimonio statistico nazionale, come emerge dall'inserimento di una specifica scheda nel Programma statistico nazionale (PSN) (EMR 23 PSN 2014-2016, Aggiornamento 2016), che si aggiunge a quelle già presenti specifiche per ciascuno studio metropolitano (PIE001, TOS13, EMR19, LAZ6, VEZ0001, RSI4). Alla produzione dei lavori confluì nella presente monografia hanno partecipato sei delle nove città della rete-SLM: Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena, Bologna e Roma.

LE DISUGUAGLIANZE DI SALUTE IN EUROPA E IN ITALIA

In tutti i Paesi europei sono ben documentate disuguaglianze sociali nella salute a favore delle categorie più avvantaggiate,¹⁰ che si manifestano con diversa intensità in ambito continentale. In particolare, le disuguaglianze di salute sono maggiori in Europa centro-orientale e inferiori nei Paesi nordici e occidentali, soprattutto in quelli mediterranei.^{11,12} Nei Paesi dell'Europa dell'Est le disuguaglianze risultano più pronunciate per effetto del diverso impatto dei determinanti sociali sui decessi, che è stato amplificato dalla transizione politica seguita al crollo dell'Unione Sovietica, che ha determinato l'incremento di disoccupazione e povertà, la diffusione dell'eccesso nel consumo di alcol e l'indebolimento dei sistemi di protezione sociale e della sanità pubblica.¹²

È stato calcolato in circa 20 Paesi europei che se tutte le persone di bassa e media istruzione avessero lo stesso rischio di morte di quelle con alta istruzione, la mortalità complessiva diminuirebbe di circa il 30%.¹³ Analogamente alla mortalità, studi comparativi europei hanno evidenziato una maggiore frequenza di morbosità tra le persone di più bassa posizione socioeconomica, con un andamento temporale piuttosto stabile nei decenni scorsi:^{2,14,15} tra le persone meno istruite è stata osservata una maggiore prevalenza di ictus, artrosi, diabete, disturbi del sistema nervoso, obesità, e malattie cardiovascolari.¹⁶⁻¹⁷ A questo quadro si affianca anche un accesso ridotto da parte delle persone più svantaggiate alla prevenzione.¹⁸

In Italia si osservano disuguaglianze a sfavore dei più svantaggiati che riguardano tutti gli esiti di salute (misurati in termini di incidenza, prevalenza, letalità delle malattie), per le più importanti dimensioni di posizione socioeconomica (istruzione, occupazione e reddito),¹⁹ con intensità eterogenee nelle diverse aree del Paese in termini sia assoluti sia relativi.²⁰

LA SALUTE DEGLI IMMIGRATI IN EUROPA E IN ITALIA

In molti Paesi dell'Europa occidentale, gli immigrati rappresentano uno dei gruppi di popolazione più giovani, ma anche potenzialmente più vulnerabili. Il fenomeno migratorio costituisce di per sé un importante determinante di salute che agisce lungo l'intero processo, dal suo inizio fino all'arrivo nel Paese di destinazione. In particolare, vanno considerate specifiche dinamiche di selezione, soprattutto nelle fasi iniziali e finali del progetto migratorio, oltre che processi di integrazione sociale e di relazione con i servizi sanitari del Paese ospitante. L'iniziale vantaggio di salute degli immigrati rispetto ai nativi al momento dell'arrivo nel Paese ospitante, il cosiddetto "effetto migrante sano", è riferibile alla selezione dei più giovani e più sani all'origine del progetto migratorio.²¹ Tale patrimonio di salute in dotazione ai migranti tende tuttavia a depauperarsi, per l'esposizione a condizioni di vita spesso deprivate e alle maggiori difficoltà di accesso all'assistenza sanitaria.²²

Negli ultimi due decenni i fenomeni migratori hanno ridisegnato la demografia di alcuni Paesi europei. In Italia la presenza di immigrati è aumentata notevolmente nel primo decennio del XXI secolo, stabilizzandosi negli ultimi anni intorno ai 5 milioni. Al 1 gennaio 2018 gli stranieri residenti sono 5.144.440 (8,5% della popolazione italiana), in prevalenza donne (52%). Romania (1.190.091), Albania (440.465), Marocco (416.531), Cina (290.681), Ucraina (237.047) rappresentano le comunità straniere più rappresentate.

Benché in Italia l'accesso ai servizi sociosanitari sia garantito alla popolazione immigrata dalla presenza di un Servizio sanitario nazionale di stampo universalistico e da una legislazione complessivamente favorevole, permangono ancora forti squilibri e disomogeneità sul territorio nazionale nel garantire i livelli essenziali di assistenza a questa popolazione. La persistenza di barriere burocratiche e informali all'utilizzo dei servizi viene spesso evocata per spiegare queste iniquità: ad esempio, i dati Istat rivelano che 12 stranieri su 100, in età superiore ai 14 anni, hanno difficoltà nello svolgimento delle pratiche necessarie per accedere alle prestazioni mediche. Inoltre, sono documentate importanti difficoltà sul piano comunicativo-relazionale: tra gli stranieri con più di 14 anni, il 14% dichiara di avere difficoltà a spiegare al medico i sintomi del proprio malessere.²³

In Italia, negli anni più recenti sono stati prodotti diversi risultati sullo stato di salute degli immigrati e l'accesso all'assistenza sanitaria, sebbene spesso non conclusivi, perché ricavati da studi trasversali o privi di informazioni fondamentali, come durata della permanenza e Paese di origine. In generale, anche in Italia la salute degli immigrati risulta migliore rispetto a quella della popolazione nativa. Tuttavia da analisi recenti condotte sui dati delle indagini Istat "Salute" (2005 e 2013), si è osservato che il vantaggio di salute fisica percepita tra gli stranieri si è ridotto tra il 2005 e il 2013, mentre è aumentata la quota di persone straniere, in particolare tra le donne, che dichiarano cattiva salute mentale.²⁴ La mortalità complessiva tra gli stranieri è inferiore a quella degli Italiani; tuttavia per alcune cause di morte (malattie infettive, malformazioni congenite, alcuni tumori e omicidi) e tra le persone provenienti dall'Africa il rischio di morte si è rivelato essere più elevato.²⁵ La popolazione straniera proveniente da Paesi a forte pressione migratoria (PFPM, vd. tabella S1, materiale supplementare on-line) presenta un tasso di ospedalizzazione complessivamente inferiore rispetto a quella italiana, soprattutto per i ricoveri in *day hospital*.²⁶

Si è inoltre osservato un minore accesso all'assistenza primaria in assenza di disturbi o sintomi tra gli immigrati, in particolare tra le classi socioeconomiche più svantaggiate, anche se un maggior grado di integrazione sembra favorire l'accesso alle visite mediche.²⁷ Come in molti Paesi europei, la salute delle donne immigrate, in particolare quella riproduttiva, presenta forti criticità. Le donne immigrate

hanno minore accesso alla prevenzione oncologica rispetto alle italiane, con livelli di copertura più bassi, sia per il Pap test, sia per la mammografia, specie nelle aree dove le campagne di *screening* sono meno efficaci anche per le italiane.²⁸ Sull'argomento della salute riproduttiva una recente monografia Istat segnala peggiori indicatori di assistenza in gravidanza tra le straniere, ad esempio una probabilità doppia rispetto alle italiane di effettuare la prima visita in gravidanza oltre la decima settimana come raccomandato dalle linee guida.²⁹ Tale criticità potrebbe concorrere ai tassi più elevati di mortalità neonatale, post-neonatale e infantile rilevati tra gli stranieri rispetto agli italiani.²⁹ Infine, va segnalato che nel 2015 il 33,5% delle IVG ha riguardato donne con cittadinanza straniera,²⁶ una percentuale in diminuzione rispetto agli anni precedenti, ma con un tasso di abortività volontaria quasi triplo tra donne provenienti da PFPM rispetto alle italiane (15,7 vs 5,7 per 1.000 donne).²⁹

COSA EMERGE DAI CONTRIBUTI DEGLI SLM SULLE DISUGUAGLIANZE E SULLA SALUTE DEGLI IMMIGRATI

La presente monografia fornisce alcuni contributi originali sulle disuguaglianze di salute in Italia e sullo stato di salute della popolazione immigrata realizzati con dati provenienti da un insieme di città, attrezzate per osservare longitudinalmente la popolazione residente e alcuni indicatori di salute, attraverso l'interconnessione tra anagrafi comunali, Censimento Istat della popolazione e sistemi informativi sanitari. Emergono conferme a quanto già osservato, ma anche risultati originali, che vale la pena evidenziare in questo contributo introduttivo.

DIFFERENZIALI SOCIOECONOMICI NELLA MORTALITÀ

Per ciascuna causa di morte studiata è stato osservato un effetto indipendente del livello di istruzione, e più in generale degli indicatori SES, di intensità e direzione variabili tra i due generi e tra le cinque città. In particolare, sono state osservate disuguaglianze più marcate per istruzione e per classe sociale tra gli uomini, relativamente alla mortalità per tutte le cause, mentre tra le donne per tipologia familiare e abitativa, anche per le malattie cardiovascolari. Per quanto riguarda le cause correlate all'alcol, emerge l'effetto della tipologia familiare tra gli uomini; le disuguaglianze nella mortalità per cause correlate al fumo sono più intense per titolo di studio e tipologia familiare, più marcate tra gli uomini che tra le donne. Le disuguaglianze appaiono maggiori rispetto a quelle recentemente osservate da uno studio longitudinale con copertura di popolazione, probabilmente almeno in parte, per la diversa selezione dell'età.²⁰ Infatti il presente studio si riferisce a una fascia di età più giovane (30-69 anni rispetto alla classe di età 30-89 anni dello studio condotto con copertura nazionale), ed è noto che l'effetto delle disuguaglianze socioeconomiche si attenua nelle età più anziane, in

particolare quello del livello di istruzione. Tuttavia il dato potrebbe suggerire anche la presenza di un “effetto metropolitano” di intensificazione delle disuguaglianze, oggetto di approfondimento e valutazione attraverso lavori mirati già in cantiere da parte di studi longitudinali di copertura regionale e nazionale.

Un altro elemento di originalità è riscontrabile nella valutazione di altre dimensioni sociali analizzate, quali la tipologia abitativa e quella familiare. Le persone che vivono sole o in nuclei familiari monogenitoriali hanno maggiore probabilità di decesso, così come quelle che vivono in un’abitazione disagiata. Si conferma quindi, come già osservato in studi basati su singoli centri,³⁰ che un nucleo familiare forte può costituire un fattore protettivo nei confronti della vulnerabilità della salute; inoltre una risorsa materiale come la qualità dell’alloggio, può essere un indicatore di posizione sociale che influenza la salute in tutte le aree metropolitane considerate.

MORTALITÀ PER STATUS DI IMMIGRATO

Lo studio conferma che le condizioni di salute degli immigrati sono complessivamente migliori rispetto a quelle della popolazione autoctona, seppur con una certa eterogeneità per area di provenienza e tra i centri partecipanti al progetto. Si rilevano tassi di mortalità per tutte le cause inferiori tra gli immigrati rispetto agli italiani, eccetto che per le persone provenienti dall’Africa subsahariana, che hanno eccessi di mortalità rispetto agli italiani. Inoltre, la mortalità tra gli immigrati è maggiore per i decessi causati da tubercolosi, per gli omicidi e, in modo non statisticamente significativo, per i linfomi non Hodgkin, le leucemie, le malattie del sangue e quelle della pelle. Tra le cause per le quali si osservano rischi di mortalità inferiori rispetto agli italiani si segnala il tumore della mammella e del colon retto: poiché l’accesso agli screening per queste due cause tumorali risulta inferiore tra gli immigrati, è plausibile ipotizzare che la minore mortalità osservata sia principalmente spiegata in termini di differenze di attitudine alla gravidanza e di stili di vita. Non si osservano invece differenze per il cancro al fegato, allo stomaco e alla cervice uterina, cause per le quali potrebbe avere un certo peso l’esposizione a specifici agenti infettivi nei Paesi di origine. Nel complesso sono stati osservati tassi di mortalità più elevati tra gli immigrati rispetto agli italiani nelle classi di età più giovani, soprattutto in età infantile; col crescere dell’età, gli immigrati acquisiscono un vantaggio in termini di minore mortalità sugli italiani, che può trovare spiegazione anche in due ben noti meccanismi di selezione: l’“effetto migrante sano” e l’“effetto salmone”, anche se quest’ultimo poco documentato in Europa e in Italia in particolare. Per i bambini di origine immigrata, molti dei quali appartengono alla seconda generazione, la maggiore mortalità osservata, soprattutto tra gli africani, potrebbe suggerire la presenza di condizioni di contesto familiare più sfavorevoli, a partire da quelle legate allo svantaggio socioeconomico.

MORTALITÀ NEI PRIMI 5 ANNI DI VITA: CONFRONTO TRA POPOLAZIONE ITALIANA E IMMIGRATA

La salute materno-infantile si conferma una delle dimensioni più critiche per la popolazione immigrata in Italia. Sia la mortalità neonatale (0-28 gg.) sia quella post-neonatale (29-365 gg.) sono significativamente più elevate tra i figli di donne immigrate, anche dopo aver aggiustato l’analisi tenendo conto del livello di istruzione della madre; questi risultati sono consistenti con quelli rilevati dall’Istat a livello nazionale.²⁹ Vale comunque la pena ricordare che, a differenza dei dati Istat, che hanno copertura nazionale, lo studio è stato realizzato in un campione di coorti metropolitane, peraltro collocate in un’area geografica selezionata e caratterizzata da ottimi servizi per la gravidanza e la prima infanzia (Piemonte ed Emilia-Romagna). Vi sono probabilmente fattori che ostacolano l’equità negli esiti riproduttivi, indipendentemente dal livello socioeconomico, che riguardano la condizione di immigrato in quanto tale, e che potrebbero essere correlate alle barriere informali che ostacolano l’accesso all’assistenza appropriata in gravidanza. Anche in questo ambito, i figli delle donne africane (come per la mortalità e l’ospedalizzazione delle madri) presentano rischi più elevati rispetto a chi proviene da altre aree geografiche, lasciando ipotizzare che almeno una parte della maggiore mortalità possa essere spiegata dalle condizioni di vita nei Paesi di origine, che nell’Africa subsahariana determinano tassi di mortalità infantile e nei primi anni di vita tra i più alti al mondo. Un elemento sicuramente originale che emerge dai lavori condotti nell’ambito del progetto è che il rischio di esiti peggiori, osservati tra le donne che hanno partorito più di recente, è maggiore tra le donne immigrate in Italia da più tempo. La formulazione di ipotesi per spiegare tali risultati, apparentemente controintuitivi – in quanto ci si aspetterebbero esiti migliori tra donne residenti in Italia da più tempo e pertanto plausibilmente più integrate – dovrà essere oggetto di ulteriori approfondimenti.

Va infine ricordato che, nel periodo in studio, si sono comunque ridotte le disuguaglianze a sfavore delle donne immigrate nella mortalità neonatale e post-neonatale.

DIFFERENZIALI DI OSPEDALIZZAZIONE TRA ITALIANI E IMMIGRATI NELLE COORTI DELLA RETE ITALIANA

Gli stranieri si ricoverano meno degli italiani, tranne che per le malattie infettive, quelle del sangue e, tra le donne, per le cause legate alla gravidanza al parto. In particolare, si osserva una minore ospedalizzazione complessiva degli immigrati da PFPM rispetto agli italiani, in particolare nei maschi. Le donne immigrate si ricoverano più delle italiane, soprattutto per cause legate alla gravidanza e al parto. Questi risultati potrebbero essere dovuti al noto “effetto migrante sano”, riferito a una condizione di migliore salute dei migranti rispetto alla popolazione genera-

le al momento della migrazione, ma potrebbe anche essere ipotizzata la presenza di barriere informali nell'accesso all'assistenza sanitaria, in particolare quella primaria, che potrebbe limitare l'indirizzamento verso il ricovero ospedaliero, in particolare per casi trattabili con ricoveri programmati. Tuttavia, tra il 2001 e il 2013 i tassi di ospedalizzazione degli immigrati sono diminuiti meno di quelli degli italiani, e in alcune coorti non sono diminuiti affatto, suggerendo una tendenza verso la riduzione dell'effetto migrante sano.

OSPEDALIZZAZIONE EVITABILE PER CITTADINANZA IN POPOLAZIONI PEDIATRICHE E ADULTE

Un rischio maggiore di ospedalizzazione evitabile rispetto ai cittadini italiani, in misura più accentuata tra i maschi, si è osservato tra la popolazione adulta immigrata proveniente da PFP, tranne che nelle coorti di Roma e in quella delle donne di Venezia, dove gli stranieri provenienti da PFP presentano rischi di ospedalizzazione evitabile inferiori a quelli dei cittadini italiani. In generale, i soggetti provenienti dall'Europa centro-orientale presentano in quasi tutte le coorti rischi sovrapponibili a quelli dei cittadini italiani, mentre quelli provenienti dal continente africano, e in particolare dall'Africa subsahariana, presentano rischi più elevati. Relativamente all'ospedalizzazione evitabile in età pediatrica, non emerge un chiaro profilo di rischio per gli immigrati, nonostante una probabilità più elevata osservata nelle coorti di Modena, Bologna e Roma.

Nel complesso, sia pure in un contesto di forte variabilità tra centri e aree di provenienza, gli stranieri provenienti da PFP presentano un rischio del 34% più elevato di essere ricoverati per cause che potrebbero essere trattate in un *setting* ambulatoriale. Questo risultato, potente sia per la forza dei numeri su cui si basa sia, soprattutto, per la sua originalità, è motivo di riflessione e rafforza l'idea che esistono margini di miglioramento dell'equità di accesso all'assistenza sanitaria territoriale per gli stranieri. Inoltre, lo studio sulle differenze nell'ospedalizzazione tra italiani e immigrati fornisce anche un interessante spunto metodologico: laddove viene utilizzato il Paese di nascita come variabile per la definizione dello status di immigrato, anziché la cittadinanza, le differenze fra autoctoni e immigrati tendono ad amplificarsi. Tuttavia non si può escludere che tale risultato sia almeno in parte dovuto all'effetto della restrizione del periodo in esame, a causa della tardiva disponibilità dell'informazione sulla cittadinanza. Poiché in molti studi condotti in Italia si utilizza la cittadinanza, tenendo conto che il peso delle seconde generazioni è in costante aumento, così come il numero di immigrati che ottengono la cittadinanza italiana, in futuro sarà auspicabile approfondire l'impatto dell'utilizzo delle due variabili e riflettere sull'opportunità della scelta di una o l'altra a seconda delle finalità dello studio.

VERSO UN ARCHIVIO INTEGRATO DI DATI DELLA RETE-SLM

In Italia stiamo assistendo a un forte sviluppo delle fonti informative utili al monitoraggio delle disuguaglianze nella salute, a partire da quelle ormai consolidate, come le indagini multiscopo Istat e i relativi sviluppi longitudinali,³¹ al sistema di monitoraggio PASSI,³² per arrivare ai più recenti sviluppi di fonte Istat, come il potente database longitudinale del Censimento, che consente di valutare le differenze di mortalità in tutta la popolazione per molteplici dimensioni sociali e con un livello di granularità territoriale provinciale.³³ I singoli SLM hanno sin qui dato un contributo fondamentale nel costruire evidenze sulle iniquità nella salute, mostrando la loro forza esplorativa data dall'essere una organizzazione di rete. La presente monografia rappresenta il risultato di cinque anni di attività di collaborazione scientifica tra l'INMP e i centri aderenti alla rete degli SLM sulle tematiche delle disuguaglianze socioeconomiche nella salute e ne è la prima testimonianza organica e sistematica. In questa prospettiva di rete, gli SLM consentono di accedere a un punto di vista del tutto originale, quello metropolitano (o quantomeno di città di grandi o medie dimensioni), costituendo un notevole arricchimento del già ampio patrimonio informativo sulle disuguaglianze nella salute. Inoltre, i risultati presentati forniscono anche uno stimolo per il potenziamento della rete, nella direzione di una coorte "nazionale" longitudinale che armonizzi i database dei singoli SLM consentendo un salto di qualità definitivo alle potenzialità conoscitive in questo ambito. Infatti, la creazione di un unico archivio "nazionale" permetterebbe di superare i limiti presenti nelle attuali possibilità di analisi. Per esempio, le stime calcolate per alcuni esiti non dispongono di sufficiente potenza per studiare fino in fondo la complessità dei fenomeni, essendo il risultato della lettura "in parallelo" di singole elaborazioni, per ciascun esito considerato, relative a ognuna delle coorti metropolitane e non il frutto di analisi relative a un unico dataset complessivo per le città coinvolte. La creazione di un archivio *pooled* è uno sviluppo che con ogni probabilità stimolerebbe l'adesione di altri centri, che potrebbero valutare la fattibilità della partecipazione a una siffatta architettura informativa, al fine di monitorare le disuguaglianze in ambito locale, confrontandole con altre realtà metropolitane. In particolare, un archivio unico avrebbe la potenzialità di superare i limiti dell'attuale copertura territoriale, essendo il Centro-Sud (eccetto Roma) e le Isole assenti dalla rete.

Un progetto che va in questa direzione, redatto dall'OENES in collaborazione con alcuni centri della rete, è stato approvato dal comitato etico dell'Istituto superiore di sanità ed è attualmente in fase di valutazione da parte dei comitati etici locali. Nel progetto vengono individuati alcuni macro-obiettivi, che costituiscono una piattaforma scientifica da utilizzare per declinare specifici progetti di ricerca, che potranno essere coordinati da uno dei centri partner o dallo stesso OENES; inoltre è prevista la crea-

zione di un database integrato (*pooled*) a partire dai dati già armonizzati dei singoli SLM, nel rigoroso rispetto della normativa sulla *privacy*. Il livello di granularità dei dati potrà essere individuale o essere espresso come frequenza di eventi stratificati, per esempio per caratteristiche socio-economiche o altre variabili di interesse, ma in ogni caso sarà funzionale agli obiettivi specifici dei progetti e ai metodi statistici che si intendono utilizzare.

CONCLUSIONI

L'Italia può vantare un servizio sanitario universalistico, che, a 40 anni dalla sua istituzione, continua a garantire a tutti i cittadini, inclusi i soggetti più svantaggiati, l'accesso alle prestazioni sanitarie essenziali. Nonostante ciò, la salute è distribuita in modo disuguale nella popolazione: tra le persone più svantaggiate, la speranza di vita alla nascita e quella degli anni trascorsi in buona salute è inferiore rispetto a

quella delle persone con stato socioeconomico più elevato. Le differenze nella salute sono almeno in parte evitabili e modificabili: i dati presentati in questo volume costituiscono un patrimonio prezioso per l'importanza che la tematica dell'equità nella salute sta assumendo nell'agenda politica, anche a fronte degli effetti prodotti dalla recessione e dalla crisi sociale nel Paese. Le disuguaglianze hanno un impatto sui costi del sistema, sia diretti, a causa del maggiore fabbisogno assistenziale, sia indiretti, a causa della perdita di produttività legata allo stato di salute, peggiore tra i più svantaggiati e, almeno in parte, potenzialmente evitabili. È anche per questo che la persistenza di elementi di disuguaglianza e la capacità di risposta molto variabile tra le regioni richiamano la necessità di un maggior coordinamento finalizzato al monitoraggio del fenomeno e allo sviluppo di attività programmatiche sanitarie e non sanitarie più sistematiche ed efficaci.

BIBLIOGRAFIA

- Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam AJR et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *New Engl J Med* 2008;358:2468-81.
- Cavelaars AE, Kunst AE, Geurts JJ et al. Differences in self reported morbidity by educational level: a comparison of 11 western European countries. *J Epidemiol Community Health* 1998;52(4):219-27.
- Shkolnikov VM, Andreev EM, Jasilionis D et al. The changing relation between education and life expectancy in central and eastern Europe in the 1990s. *J Epidemiol Community Health* 2006;60(10):875-81.
- Leinsalu M, Vågerö D, Kunst AE. Estonia 1989-2000: Enormous increase in mortality differences by education. *Int J Epidemiol* 2003;32(6):1081-87.
- Westerling R, Gullberg A, Rosén M. Socioeconomic differences in "avoidable" mortality in Sweden 1986-1990. *Int J Epidemiol* 1996;25(3):560-67.
- Merler E, Benvenuti A, Baldi P et al. Socioeconomic inequalities in health in the Tuscany Longitudinal Study (SLTO): persistence and changes over time in overall mortality and selected causes (lung cancer, liver cirrhosis, AIDS and overdose). *Epidemiol Prev* 1999;23(3):207-14.
- Petrelli A, Gnani R, Marinacci C et al. Socioeconomic inequalities in coronary heart disease in Italy: a multilevel population-based study. *Soc Sci Med* 2006;63(2):446-56.
- Stringhini S, Spadea T, Strosia M et al. Decreasing educational differences in mortality over 40 years: evidence from the Turin Longitudinal Study (Italy). *J Epidemiol Community Health* 2015;69(12):1208-16.
- Cacciani L, Bargagli AM, Cesaroni G et al. Education and Mortality in the Rome Longitudinal Study. *PLoS One* 2015;10(9):e0137576.
- Stringhini S, Carmeli C, Jokela M et al. Socioeconomic status and the 25 × 25 risk factors as determinants of premature mortality: a multicohort study and meta-analysis of 1.7 million men and women. *Lancet* 2017;389(10075):1229-37.
- Dalmau-Bueno A, García-Altés A, Mari-Dell'Olmo M, Pérez K, Kunst AE, Borrell C. Trends in socioeconomic inequalities in mortality over a twenty-two-year period in the city of Barcelona (Spain). *Gac Sanit* 2010;24(1):20-27.
- Mackenbach JP, Hu Y, Artnik B et al. Trends In Inequalities In Mortality Amenable To Health Care In 17 European Countries. *Health Aff (Millwood)* 2017;36(6):1110-18.
- Costa G, Bassi M, Gensini GF et al (eds). L'equità in salute in Italia. Secondo rapporto sulle disuguaglianze sociali in sanità. Fondazione Smith Kline. Milano, Franco Angeli Editore, 2014.
- Kunst AE, Bos V, Lahelma E et al. Trends in socioeconomic inequalities in self-assessed health in 10 European countries. *Int J Epidemiol* 2005;34:925-305.
- Dalstra JA, Kunst AE, Borrell C et al. Socio-economic differences in the prevalence of common chronic diseases: an overview of eight European countries. *Int J Epidemiol* 2005;34(2):316-26.
- Maki NE, Martikainen PT, Eikemo T et al. The potential for reducing differences in life expectancy between educational groups in five European countries: the effects of obesity, physical inactivity and smoking. *J Epidemiol Community Health* 2014;68(7):635-40.
- Roskam AJ, Kunst AE, Van Oyen H et al. Comparative appraisal of educational inequalities in overweight and obesity among adults in 19 European countries. *Int J Epidemiol* 2010;39(2):392-404.
- Palència L, Espelt A, Rodríguez-Sanz M. Socio-economic inequalities in breast and cervical cancer screening practices in Europe: influence of the type of screening program. *Int J Epidemiol* 2010;39(3):757-65.
- Marinacci C, Maggini M. Lo stato delle disuguaglianze di salute in Italia. In: Costa G, Bassi M, Gensini GF et al (eds). L'equità nella salute in Italia. Secondo rapporto sulle disuguaglianze sociali in sanità. Milano, Franco Angeli, 2014; pp. 29-54.
- Petrelli A, Zengarini N, Demuru E et al. Differenze nella mortalità per livello di istruzione in Italia (2012-2014). *Epidemiol Prev* 2018;42(5-6):288-300.
- Razum O, Zeeb H, Rohmann S. The 'healthy migrant effect' - not merely a fallacy of inaccurate denominator figures. *Int J Epidemiol* 2000;29(1):191-92.
- Lara M, Gamboa C, Kahramanian MI, Morales LS, Bautista DE. Acculturation and Latino health in the United States: a review of the literature and its sociopolitical context. *Annu Rev Public Health* 2005;26:367-97.
- ISTAT. Cittadini stranieri: condizioni di salute, fattori di rischio, ricorso alle cure e accessibilità dei servizi sanitari. 2014. Disponibile all'indirizzo: <https://www.istat.it/it/archivio/110879>.
- Petrelli A, Di Napoli A, Rossi A, Costanzo G, Mirisola C, Gargiulo L. The variation in the health status of immigrants and Italians during the global crisis and the role of socioeconomic factors. *Int J Equity Health* 2017;16(1):98.
- Pacelli B, Zengarini N, Broccoli S. Differences in mortality by immigrant status in Italy. Results of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies. *Eur J Epidemiol* 2016;31(7):691-701.
- Osservatorio nazionale sulla salute nelle regioni italiane. Rapporto Osservasalute 2017. Disponibile all'indirizzo: <https://www.osservatoriosullasalute.it/osservasalute/rapporto-osservasalute-2017>. (ultimo accesso: 15.01.19).
- Di Napoli A, Petrelli A, Rossi A, Mirisola A, Rosano A. Access to medical examination for primary prevention among migrants. In: Rosano A (ed), Access to primary care and preventive health services of migrants. Springer Briefs in Public Health Series. Cham (ZG), Switzerland, Springer International Publishing AG, 2018.
- Petrelli A, Giorgi Rossi P, Francovich L et al. Geographical and socioeconomic differences in uptake of Pap test and mammography in Italy: results from the National Health Interview Survey. *BMJ Open* 2018;8(9):e021653.
- Istat. La salute riproduttiva della donna. 2017. Disponibile all'indirizzo: <https://www.istat.it/it/files/2018/03/La-salute-riproduttiva-della-donna.pdf> (ultimo accesso: 15.01.19).
- Costa G, Strosia M, Zengarini N, Demaria M (ed). 40 anni di salute a Torino. Spunti per leggere i bisogni e i risultati delle politiche. Inferenze, Milano. 2017.
- Istat. Multiscopo sulle famiglie: condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari. Disponibile all'indirizzo: <http://siqua.istat.it/SIQual/visualizza.do?id=0071201> (ultimo accesso: 15.01.19).
- ISS. Progressi delle Aziende Sanitarie per la Salute in Italia: la sorveglianza Passi. Disponibile all'indirizzo: <http://www.epicentro.iss.it/passi/>. (ultimo accesso: 15.01.19).
- Petrelli A, Di Napoli A, Sebastiani G et al. Italian Atlas of mortality inequalities by education level. *Epidemiol Prev* 2019;43(1):S1-1-120.

La rete italiana degli studi longitudinali metropolitani, una coorte multicentrica per il monitoraggio delle disuguaglianze sociodemografiche nella salute

The Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies, a multicentre cohort for sociodemographic inequalities in health monitoring

RIASSUNTO

OBIETTIVO: presentare la rete italiana degli studi longitudinali metropolitani (rete-SLM) e la sua applicazione per lo studio dei differenziali di salute tra italiani e immigrati.

DISEGNO: studio multicentrico su popolazioni metropolitane composte da coorti chiuse e/o aperte.

SETTING E PARTECIPANTI: la rete-SLM è un sistema integrato di dati demografici, socioeconomici e sanitari per l'arruolamento e il follow-up retrospettivo dei residenti di nove città italiane: Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena, Bologna, Firenze, Livorno, Prato e Roma. Le fonti sono le anagrafi comunali, il Censimento della popolazione del 2001, i registri delle cause di morte e gli archivi delle dimissioni ospedaliere. Tutte le città hanno attivato la coorte chiusa dei censiti al 2001 (4.466.655 soggetti in totale). Le coorti aperte sono state implementate a Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena, Bologna e Roma e includono tutti i residenti per almeno un giorno dal 2001 all'ultimo follow-up disponibile (attualmente il 31.12.2013). I dati socioeconomici più dettagliati sono disponibili per i soggetti arruolati nelle coorti censuarie; informazioni su caratteristiche demografiche, istruzione e cittadinanza sono disponibili nelle anagrafi comunali per l'intera popolazione dello studio.

PRINCIPALE MISURA DI OUTCOME: indicatori demografici e loro andamento nel tempo.

RISULTATI: tra il 2001 e il 2013 la popolazione delle nove città è passata da 4.591.580 a 4.724.042 residenti, con un numero di donne immigrate inizialmente minoritario, poi avvicinato alla parità, come negli italiani. La percentuale degli immigrati sul totale della popolazione è complessivamente più che triplicata, raggiungendo il valore del 13%, con un'eterogeneità tra le città nella composizione per cittadinanza mutevole nel tempo. Gli immigrati sono sistematicamente più giovani degli italiani.

CONCLUSIONI: la rete-SLM rappresenta un sistema integrato di dati per monitorare l'impatto delle circostanze socioeconomiche sulla salute, inclusa la salute degli immigrati. Gli sviluppi futuri della rete comprendono: l'implementazione di un disegno a coorte aperta in tutte le città partecipanti per catturare le mutazioni delle dinamiche demografiche e aumentare la potenza statistica dello studio, l'inclusione di nuove coorti per ampliare la copertura geografica e l'acquisizione di ulteriori fonti di dati e l'aggiornamento del follow-up per migliorare la capacità informativa.

Parole chiave: studio longitudinale, disuguaglianze sociali, immigrati, mortalità, coorti aperte

COSA SI SAPEVA GIÀ

- Il monitoraggio delle disuguaglianze di salute è essenziale per il loro contrasto e a tal fine è utile rafforzare i sistemi presenti in Italia nell'ambito dell'epidemiologia osservazionale.
- Gli studi longitudinali attivi in alcune aree metropolitane hanno già fornito evidenze sui differenziali sociodemografici di salute.

COSA SI AGGIUNGE DI NUOVO

- Gli studi longitudinali metropolitani si sono connessi in rete con l'obiettivo di realizzare un sistema armonizzato e coerente per contribuire al monitoraggio delle disuguaglianze.
- La capacità informativa del sistema integrato di dati anagrafici, censuari e sanitari migliora la possibilità di effettuare comparazioni sistematiche.

ABSTRACT

OBJECTIVES: to present the Italian network of longitudinal metropolitan studies (IN-LiMeS) and its application in the analysis of differences in health between Italians and immigrants.

DESIGN: multicentre study of metropolitan populations based on closed and/or open cohorts.

SETTING AND PARTICIPANTS: integrated system of demographic, socioeconomic and health outcomes data for the enrollment and the retrospective follow-up of residents of nine Italian cities: Turin, Venice, Reggio Emilia, Modena, Bologna, Florence, Livorno, Prato, and Rome. The sources are the municipal population registries, the 2001 population Census, mortality registries, and hospital discharge archives. All cities have built the 2001 Census closed cohorts, which cover a total of 4,466,655 subjects. The open cohorts have been implemented in Turin, Venice, Reggio Emilia, Modena, Bologna, and Rome and include all residents for at least one day from 2001 to the latest available follow-up (currently 31.12.2013). More detailed socioeconomic data are available for those enrolled in Census cohorts; information on demographic characteristics, education, and citizenship is available from the population registers for the entire study population.

MAIN OUTCOME MEASURES: demographic indicators and their time evolution.

RESULTS: between 2001 and 2013, the population of the nine cities increased from 4,591,580 to 4,724,042 residents; immigrant women, who initially were a minority, equaled the male population by the end of the follow-up period, mirroring the gender distribution of the Italian citizens. The prevalence of im-

migrants tripled, reaching 13% of the total population share in 2013; the main areas of origin differed by city and over time. Immigrants were systematically younger than Italians.

CONCLUSION: the IN-LiMeS is an integrated system built with the aim of monitoring the impact of socioeconomic circumstances on people's health, including immigrants' health. Future developments include: the implementation of an open design in all the participating cohorts in order to keep up with

the changing population dynamics and to increase the statistical power of the study; the inclusion of new metropolitan cohorts in order to expand the geographical coverage; the acquisition of additional information sources in order to enhance the informative capability.

Keywords: longitudinal study, social inequalities, immigrants, mortality, open cohorts

INTRODUZIONE

L'iniqua distribuzione dei determinanti sociali è ampiamente riconosciuta come la radice delle disuguaglianze nella salute.^{1,2} Le condizioni socioeconomiche in cui le persone vivono,³ le politiche economiche, le crisi finanziarie,^{4,5} e i flussi migratori internazionali⁶ sono alcune delle dinamiche che agiscono sui differenziali di morbilità e di mortalità, sia a livello locale sia globale. Descrivere e monitorare le disuguaglianze socioeconomiche nella salute è pertanto essenziale al fine di promuovere politiche mirate all'equità nel benessere della popolazione. Tuttavia, le informazioni sullo stato socioeconomico (SES) dei singoli individui sono raramente disponibili nei flussi informativi sanitari. Per superare questo limite, in molti Paesi europei sono stati messi a punto sistemi di monitoraggio su base nazionale o locale, che solitamente combinano informazioni sanitarie con indicatori di SES acquisiti da statistiche ufficiali, fonti amministrative o indagini campionarie.^{7,8} Le evidenze scientifiche accumulate nel corso degli anni hanno generalmente rilevato una relazione inversa tra SES ed esiti avversi di salute.⁹⁻¹¹ In termini di mortalità, risulta che le disparità per livello di istruzione sono aumentate fino alla fine del XX secolo in tutta Europa.¹² Da allora, le disuguaglianze relative si sono ampliate nella maggior parte dei Paesi dell'Europa settentrionale e orientale, mentre sono rimaste sostanzialmente invariate nelle città e nelle regioni dei Paesi dell'Europa meridionale solitamente inclusi nei confronti internazionali (Madrid, Barcellona e Paesi Baschi per la Spagna e Torino per l'Italia).^{13,14} Gli studi epidemiologici da cui sono tratte queste evidenze sono generalmente di natura trasversale o longitudinale. I primi si basano su statistiche correnti di mortalità o morbilità, usano stime ufficiali della popolazione per ottenere i denominatori, e sono comunemente usati nei Paesi baltici e dell'Europa orientale.^{15,16} Gli studi con disegno longitudinale raccolgono invece informazioni individuali sul SES da fonti ufficiali, seguono la popolazione fino all'eventuale decesso o all'emigrazione, e sono per lo più adottati nei Paesi dell'Europa settentrionale, occidentale e centrale.¹⁷ Inoltre, mentre nei Paesi nordici i dati sono di solito disponibili per l'intera popolazione,¹⁸ in Francia e nel Regno Unito le informazioni utili allo studio sono generalmente raccolte in campioni rappresentativi della popolazione nazionale, attraverso indagini trasversali o tramite un loro sviluppo longitudinale.^{14,19} Un esercizio simile è stato fatto anche

in Italia, dove sono state create delle estensioni longitudinali dell'Indagine nazionale sulle condizioni di salute, condotta dall'Istituto nazionale di statistica (Istat), che hanno permesso di seguire nel tempo il campione rappresentativo della popolazione italiana inclusa nell'indagine attraverso un *record linkage* con gli archivi delle cause di morte e delle schede di dimissioni ospedaliere.²⁰ Inoltre, nel nostro Paese, a partire dagli anni Ottanta, è stata avviata una serie di studi longitudinali metropolitani (SLM) basati sul Censimento.^{21,22} Questi studi integrano, per la popolazione residente, le informazioni individuali provenienti dalle anagrafi comunali con i dati elementari del Censimento e dei sistemi informativi sanitari. Il primo SLM è stato avviato a Torino a partire dalla coorte censuaria del 1971.²³ Successivamente sono stati creati altri SLM, ovvero lo studio longitudinale toscano (che include Livorno dal 1981, Firenze dal 1991, e Prato dal 2001),²⁴ lo studio longitudinale emiliano (con Reggio Emilia dal 1991, e con Modena e Bologna dal 2001)²⁵ e gli SLM di Roma e di Venezia, entrambi iniziati con il Censimento del 2001.^{26,27}

La figura 1a fornisce una rappresentazione grafica degli SLM attivi prima di includere il Censimento del 2001 e che hanno già prodotto, indipendentemente o in collaborazione con gli altri, evidenze sulle disuguaglianze socioeconomiche nella salute.²⁸⁻³⁰ Attualmente, altre città italiane hanno attivato le procedure per l'integrazione dei dati sociodemografici e sanitari, che costituiscono il prerequisito per l'avvio di studi longitudinali a livello locale.

Al fine di migliorare e coordinare questi sforzi a livello nazionale, è stata ufficialmente creata la rete italiana degli studi metropolitani longitudinali (rete-SLM) che è stata anche inserita nel Programma statistico nazionale.³¹ L'obiettivo della rete-SLM è la realizzazione di un insieme armonizzato e coerente di studi tramite il coordinamento degli studi metropolitani locali, ciascuno dei quali fornisce un sistema integrato di dati relativi agli esiti sanitari, alle informazioni demografiche e socioeconomiche e ai denominatori ottenuti attraverso la stima accurata del tempo-persona a rischio. In questo contributo si descrive il processo di raccolta e armonizzazione dei dati intrapreso dagli studi longitudinali partecipanti alla rete-SLM. Inoltre, si descrivono le principali caratteristiche delle coorti, con particolare riferimento alla caratterizzazione delle popolazioni e ai diversi disegni dello studio che possono essere implementati con i dati disponibili.

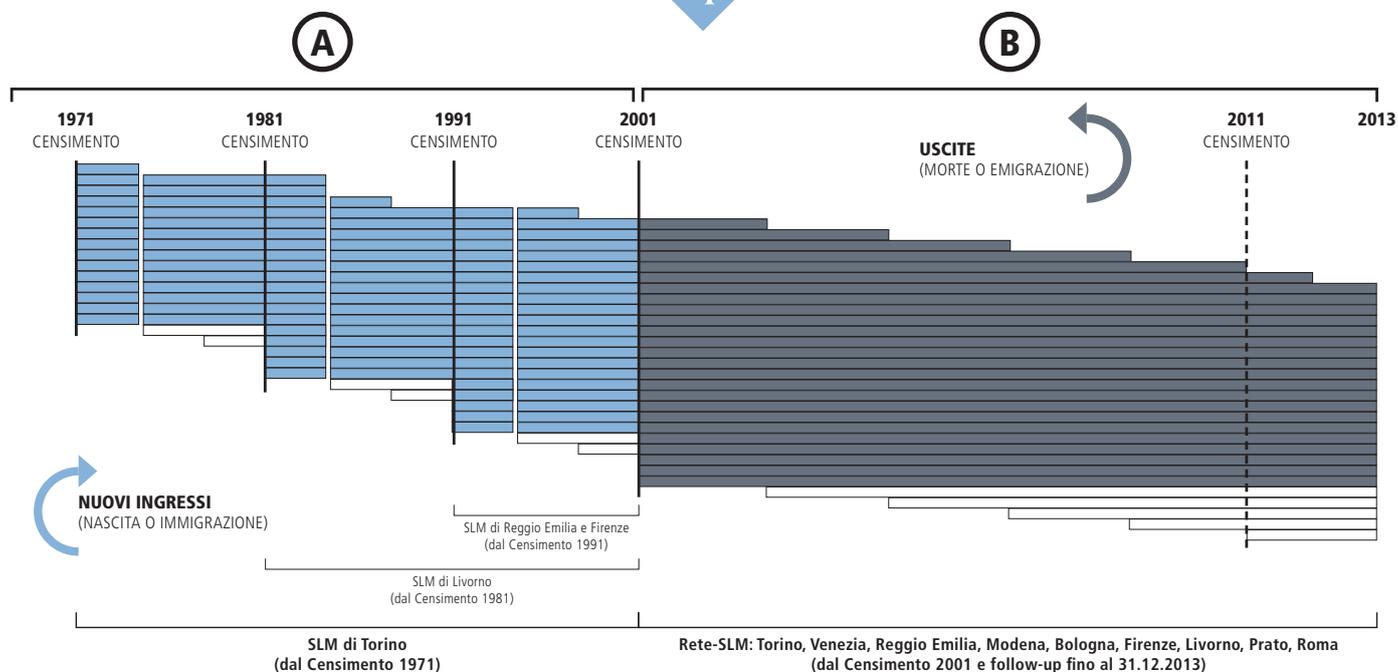


Figura 1. Struttura della rete degli studi longitudinali metropolitani e degli studi longitudinali metropolitani (SLM) che vi partecipano: copertura in termini di ingressi e uscite della popolazione e censimenti inclusi. (Grafico tratto e rielaborato da Caranci et al. 2018).²²
Figure 1. Structure of the Italian network of Longitudinal Metropolitan Studies Network and of the participant Longitudinal Metropolitan Studies (SLM): population entries and exits and availability of data. (Graph adapted from Caranci et al. 2018).²²

SLM	RETE SLM
■ COORTI CHIUSE	■ COORTI CHIUSE
□ COORTI APERTE	□ COORTI APERTE

DESCRIZIONE DELLA COORTE

FONTI DEI DATI E POPOLAZIONE IN STUDIO

La rete-SLM è uno studio multicentrico creato per rispondere a molteplici obiettivi e basato su coorti di popolazione residente e arruolata in nove città italiane – Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena, Bologna, Firenze, Livorno, Prato e Roma – che coprono circa quattro milioni e mezzo di residenti (*range*: 140.000-2.500.000). Il *set* di dati minimo richiesto per partecipare alla rete comprende informazioni standard ricavate da quattro fonti di dati di popolazione:

- le anagrafi comunali;
- l'archivio del Censimento 2001 della popolazione dell'Istat;
- gli archivi dei registri di mortalità;
- gli archivi delle schede dimissioni ospedaliere.

Gli archivi delle anagrafi comunali contengono informazioni individuali sulle date di iscrizione (per nascita o immigrazione) e di cancellazione (per emigrazione o morte) e pertanto rappresentano una registrazione dinamica e aggiornata delle storie residenziali di tutti gli abitanti, inclusi gli episodi di emigrazione o di nuova immigrazione. Il livello di copertura nel sistema di registrazione della popolazione risulta superiore al 99% a livello nazionale, come stimato tramite l'ultima revisione post-censuaria.³² L'archivio del Censimento compone una fotografia della popolazione italiana alla data convenzionale del Censimento stesso; quello del 2001 è stato l'ultimo a raccogliere il *set* completo delle informazioni su tutti gli individui e tutte le abitazioni. Successivamente, è stata introdotta una rilevazione a campione, a partire da alcune sezioni del questionario per il 2011.³³ I registri di mortalità rilevano la data del decesso e le relative cause codificate secondo regole standardizzate e con una copertura sostanzialmente completa. Anche gli archivi delle dimissioni ospedaliere garantiscono una copertura praticamente totale delle prestazioni

erogate in regime ospedaliero alla popolazione residente.³⁴ I dati di base degli studi longitudinali metropolitani sono quindi creati combinando, a livello individuale, gli archivi attraverso procedure di *record linkage* deterministico a più passi. Il collegamento tra l'anagrafe e il Censimento viene eseguito utilizzando un *set* specifico di chiavi (che compongono il codice del questionario del Censimento). I tassi di abbinamento, calcolati come rapporto percentuale di soggetti rilevati nelle anagrafi e di quelli legalmente residenti secondo i dati ufficiali del Censimento del 2001, sono del 98% per Venezia, Bologna, Modena, del 97% per Reggio Emilia, del 96% per Torino, del 92% per Prato e dell'84% per Firenze, Livorno, Roma. In generale, la proporzione di soggetti nelle classi di età più avanzate e con cittadinanza non italiana è risultata più alta nei casi in cui il *linkage* tra anagrafe e Censimento non ha avuto successo, mentre non sono emerse differenze sostanziali nella distribuzione per genere in funzione del successo o meno nel *linkage*. Il collegamento delle anagrafi comunali con gli archivi sanitari segue metodologie diverse in ciascuna città, a seconda delle caratteristiche degli archivi amministrativi locali. Nel caso del registro di mortalità, il tasso di abbinamento è di circa il 98% per tutte le città, tranne che per Prato (91%). I decessi rintracciati nell'anagrafe ma non trovati nel registro di mortalità sono stati classificati come "morti da sola anagrafe". La confidenzialità dei dati è garantita attraverso la rimozione di informazioni identificative dirette dai singoli *record* e l'assegnazione di codici identificativi interni per consentire il collegamento di più fonti di dati. L'inclusione nel Programma statistico nazionale e le procedure di gestione dei dati personali garantiscono una conformità con la legislazione nazionale sul trattamento dei dati personali a fini statistici e di ricerca scientifica, relativamente a ogni singolo SLM.³¹

DISEGNO DELLE COORTI E INFORMAZIONI DISPONIBILI

Il più recente arruolamento delle coorti partecipanti alla rete-SLM è iniziato il giorno del Censimento del 2001 (21.10.2001); a quella data, i residenti nelle città della rete-SLM ammontavano a circa il 9% della popolazione residente in Italia. A partire dall'arruolamento, si effettua per ogni applicazione una scelta tra i due disegni di studio possibili: **coorte chiusa o aperta** (figura 1b). Questa scelta dipende da tre elementi principali: **1.** la domanda di ricerca; **2.** la necessità di disporre delle informazioni di SES acquisite da Censimento; **3.** la possibilità per ogni SLM di acquisire informazioni aggiornate relativamente alle registrazioni anagrafiche successive al Censimento.

La maggior parte degli indicatori di SES sono, infatti, disponibili solo per i soggetti che hanno preso parte al Censimento decennale; pertanto, se l'interesse principale fosse studiare la relazione del SES con la salute, una coorte su base censuaria sarebbe la scelta naturale. Questo studio avrebbe un disegno a coorte chiusa, in cui tutti i soggetti sono arruolati nello stesso tempo di calendario (data del Censimento del 2001). In una coorte chiusa gli individui possono uscire (per decesso o emigrazione), ma non sono ammessi nuovi ingressi. Al contrario, il disegno di coorte aperta offre la possibilità di tenere conto delle mutevoli dinamiche della popolazione, anche se nel caso degli SLM questa scelta va a discapito di una ridotta disponibilità di indicatori di SES. Nel disegno di coorte aperta, l'arruolamento si basa esclusivamente sulle anagrafi comunali e i soggetti possono entrare (in quanto nuovi nati o nuovi residenti) e uscire (per morte o emigrazione) dalla coorte nel tempo. Gli individui eleggibili sono coloro che hanno risieduto nelle città in qualsiasi momento dell'arruolamento fino all'ultimo aggiornamento disponibile del follow-up. Torino e Reggio Emilia sono state le prime due città che hanno adottato un disegno a coorte aperta, seguite da Modena, Bologna, Venezia e Roma. Firenze, Livorno e Prato stanno lavorando per acquisire e armonizzare le informazioni anagrafiche in una prospettiva di coorte aperta. Il follow-up è attualmente disponibile per tutte le coorti almeno fino al 31.12.2013. Gli sviluppi futuri prevedono l'inserimento dei dati del Censimento del 2011, un aggiornamento periodico del follow-up per le nuove entrate e uscite (compresi i dati sulle cause di morte) e l'apertura delle coorti che attualmente dispongono del solo disegno di coorte chiusa.

Gli studi che fanno parte della rete-SLM dispongono di una vasta gamma di informazioni sulle caratteristiche sociodemografiche e sugli esiti sanitari. Nella tabella 1 sono riportate le variabili considerate utili per studiare le disuguaglianze socioeconomiche e demografiche nella salute, disponibili in forma armonizzata per tutti i centri, e le relative fonti informative.

Le informazioni demografiche come data e luogo di nascita, genere, cittadinanza, stato civile e data di morte sono presenti in più fonti; tuttavia l'anagrafe comunale garantisce la copertura su tutta la popolazione arruolata in caso di disegno a coorte aperta. L'anagrafe co-

munale fornisce inoltre le variabili chiave necessarie per effettuare il collegamento con il Censimento e le date relative ai movimenti migratori (iscrizione per immigrazione e cancellazione per emigrazione), indispensabili per calcolare il tempo-persona a livello individuale, al netto di eventuali episodi di residenza fuori dal comune. La cittadinanza viene utilizzata per definire lo status di immigrato. I Paesi di cittadinanza sono stati classificati in Paesi a forte pressione migratoria (PFPM: Europa centro-orientale, Nord Africa, Africa subsahariana, Asia eccetto Israele e Giappone, America centrale e meridionale) e Paesi a sviluppo avanzato (PSA), classe che comprende tutti gli altri Stati (tabella S1, materiale supplementare on-line).

Come mostrato nella tabella 1, **le caratteristiche socioeconomiche** attualmente disponibili per la popolazione residente che ha preso parte al Censimento decennale del 2001 riguardano diverse dimensioni della stratificazione socioeconomica³⁵ e comprendono informazioni sull'istruzione, l'occupazione, lo stato civile, e alcune variabili sulle condizioni materiali delle famiglie. Le informazioni sul SES possono essere riferite al singolo individuo, al nucleo abitativo e all'area di residenza. Un esempio di informazione individuale è la classe sociale, che può essere basata su una classificazione neo-weberiana³⁶ e risulta dalla combinazione di varie informazioni, tra cui il livello di istruzione, la posizione occupazionale e l'attività lavorativa.³⁷ Un esempio di informazione riferita all'area di residenza è l'indice di deprivazione italiano, spesso usato nella ricerca epidemiologica per misurare la deprivazione sociale e materiale a livello comunale o di sezione di Censimento.³⁸ Un sottoinsieme di indicatori di SES è potenzialmente recuperabile anche dalle anagrafi, ma la qualità e la completezza delle informazioni varia da città a città.

Le informazioni sulla mortalità sono ricavabili da due fonti: l'anagrafe comunale, che contiene lo stato in vita e la data dell'eventuale decesso, e il registro delle cause di morte, che fornisce anche l'informazione sulla causa di decesso. L'attribuzione dello stato in vita e dell'eventuale data di decesso è effettuata controllando la coerenza delle informazioni tra le due fonti e allineandole nei residui casi di eventuali discordanze che possono dipendere dalla qualità dei dati nelle singole fonti e/o da errori nella chiave individuale di *linkage*. Per ogni decesso i registri di mortalità annotano la causa di morte utilizzando la nona o la decima revisione della Classificazione internazionale delle malattie (ICD-9 o ICD-10), a seconda dell'anno di morte e della data in cui è avvenuta la transizione tra le due revisioni nel registro di mortalità di ciascuna città.³⁹

I dati sui ricoveri derivano dalle schede di dimissione ospedaliera, che includono fino a cinque diagnosi e procedure codificate in base alla nona revisione della classificazione internazionale delle malattie - modificata per la clinica (ICD-9-CM), le date di ammissione e di dimissione, i reparti di degenza ospedaliera e le date di ogni trasferimento tra reparti od ospedali. Attraverso le schede di dimissioni ospedaliere è possibile calcolare vari indicatori di accesso,

	FONTE DATI			
	ANAGRAFE	CENSIMENTO 2001	REGISTRO DI MORTALITÀ	ARCHIVIO DELLE DIMISSIONI OSPEDALIERE
INFORMAZIONI DEMOGRAFICHE				
Genere	●		●	●
Data di nascita	●	●	●	●
Luogo di nascita	●	●	●	●
Cittadinanza	●	●	●	●
Stato civile	●	●		
Data dell'immigrazione nel comune	●			
Data dell'emigrazione dal comune	●			
CARATTERISTICHE SOCIOECONOMICHE				
Livello di istruzione	●#	●		●
Condizione professionale		●		
Classe occupazionale		●		
Caratteristiche dell'alloggio (proprietà, struttura e dimensioni dell'abitazione, disponibilità di bagni, sistema di riscaldamento)*		●		
Sovraffollamento abitativo*		●		
ESITI SANITARI				
Data di decesso	●		●	
Causa di decesso			●	
Data di ricovero ospedaliero				●
Data di dimissione ospedaliera				●
Principale diagnosi di ricovero ospedaliero				●
Tipo di ammissione (degenza o day hospital)				●
Comorbidità				●

* Informazioni non disponibili per gli individui istituzionalizzati / Information available only for non-institutionalized people

Il livello di istruzione dei registri della popolazione è attualmente disponibile nelle coorti di Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena e Bologna / The level of education of population registries is currently available in the cohorts of Turin, Venice, Reggio Emilia, Modena, and Bologna

Tabella 1. Fonti informative della rete italiana di studi longitudinali metropolitani (rete-SLM) e variabili disponibili.

Table 1. Italian network of Longitudinal Metropolitan Studies (IN-LiMeS) data source and available variables.

processo ed esito dell'assistenza, come tassi di ospedalizzazione, durata della degenza per ciascun episodio di ammissione e indici di comorbidità (come, per esempio, l'indice di Charlson o di Elixhauser).⁴⁰

CARATTERISTICHE DELLE COORTI

Le coorti attivate al Censimento della popolazione del 2001 includevano 4.466.655 individui iscritti nelle anagrafi e censiti, pertanto arruolabili nelle coorti chiuse delle nove città precedentemente specificate (Torino, Reggio Emilia, Modena, Bologna, Venezia, Roma, Firenze, Livorno e Prato),²² dove le prime sei elencate hanno già adottato il disegno a coorte aperta.

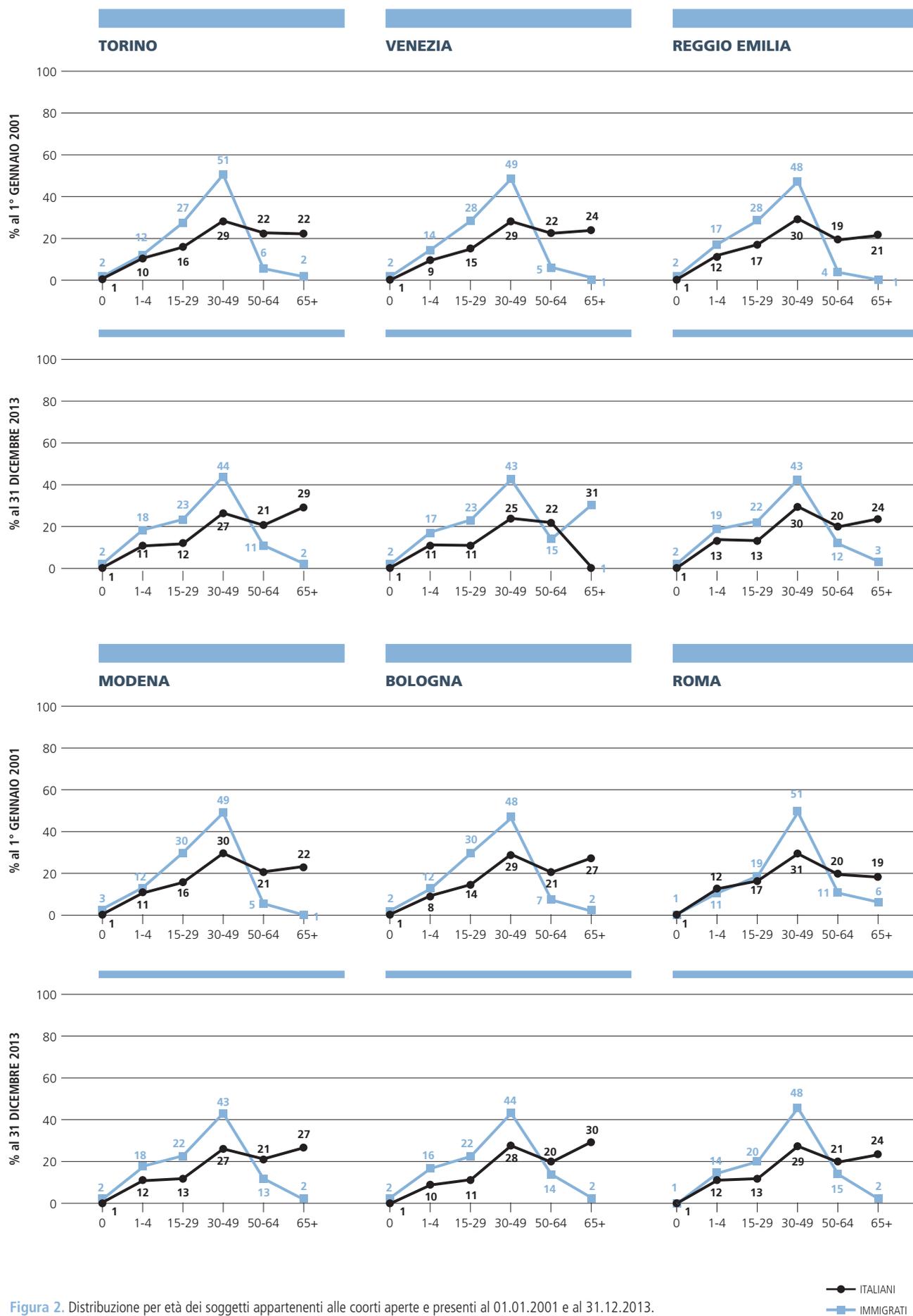
La tabella 2 mostra l'ampiezza delle popolazioni, il rapporto di mascolinità e la distribuzione per cittadinanza e per età delle sei coorti che a oggi hanno adottato un disegno di coorte aperta. Tra l'01.01.2001 e il 31.12.2013 la popolazione è passata da 4.591.580 a 4.724.042 residenti. In tutte le città, a inizio periodo di osservazione, il rapporto di mascolinità tra gli immigrati era a favore degli uomini. Alla fine del periodo, tale rapporto si è rovesciato e, così come avviene per la popolazione italiana, la numerosità delle donne arriva a eccedere quella degli uomini. Al 2001, gli immigrati provenienti dai PFPM rappresentavano circa il 4% della popolazione to-

tale, con valori che si avvicinavano al 5% a Reggio Emilia e Roma; alla fine del follow-up la loro prevalenza raggiunge valori intorno al 13%, con un picco di circa il 19% a Reggio Emilia. La composizione per cittadinanza della popolazione residente era particolarmente eterogenea tra le città ed è notevolmente cambiata nel tempo. Se a inizio periodo la macroarea di cittadinanza più numerosa era quella asiatica, seguita da quella africana (settentrionale e subsahariana), a fine periodo i cittadini dei Paesi dell'Est Europa sono sostanzialmente raddoppiati, soprattutto dopo l'ingresso nell'Unione europea, e diventano i più numerosi. I cittadini dei Paesi dell'Est Europa superavano il 50% a Torino e a Venezia; le altre cittadinanze, tranne quelle asiatiche a Reggio Emilia, sono diminuite proporzionalmente ovunque. La distribuzione per età si può considerare generalmente comparabile tra le coorti, sebbene gli abitanti di Reggio Emilia e Roma siano leggermente più giovani (con una quota maggiore di popolazione con meno di 50 o 65 anni). Al 2001, la struttura per età degli immigrati differiva tra le coorti ed era costantemente molto diversa da quella degli italiani. Alla fine del periodo le differenze si sono lievemente assottigliate (figura 2). Gli immigrati provenienti da Paesi a sviluppo avanzato rappresentavano una quota della popolazione generalmente inferiore all'1%.

	TORINO		VENEZIA		REGGIO EMILIA		MODENA		BOLOGNA		ROMA		TOTALE	
	ARRUOLATI PRESENTI AL 01.01.2001	ARRUOLATI PRESENTI AL 31.12.2013												
n.	838.506	900.238	274.254	263.866	145.021	171.913	176.042	184.263	377.005	381.889	2.780.752	2.821.873	4.591.580	4.724.042
Immigrati (%)	2,6	15,0	1,7	12,4	4,7	19,1	3,6	14,9	2,7	13,9	4,8	11,8	4,0	13,0
M/F (%) - Italiani	90,4	90,7	89,8	90,0	92,4	94,4	91,3	91,9	86,8	88,5	91,5	90,3	90,8	90,4
M/F (%) - Immigrati	124,4	92,3	141,0	85,2	130,0	95,8	120,5	87,9	113,5	87,9	101,0	93,8	110,4	92,4
IMMIGRATI PER MACROAREA (%)														
Europa Centro-Orientale	28,1	51,9	37,2	53,4	21,0	36,3	23,6	41,5	18,9	41,1	19,7	42,0	22,4	44,2
Africa Settentrionale	26,9	19,0	8,5	4,2	34,7	20,8	26,9	17,0	18,3	10,9	11,8	6,0	16,2	9,7
Africa Sub Sahariana	15,7	6,9	9,0	3,9	19,9	16,5	24,0	18,5	10,1	5,9	12,1	7,0	13,1	7,5
America Centro Meridionale	13,4	11,2	8,9	4,0	5,0	3,5	4,4	4,3	5,7	5,0	19,5	11,9	15,6	10,1
Asia*	15,7	10,8	36,4	34,4	19,5	22,9	21,1	18,8	46,8	37,1	36,9	33,2	32,7	28,4
Apolide + non determinato	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

* Israele e Giappone non sono inclusi perché sono classificati come Paesi a sviluppo avanzato e sono stati esclusi dalle analisi / Israel and Japan are not included because they are classified as developed Countries and have been excluded from the analysis

Tabella 2. Caratteristiche demografiche dei soggetti appartenenti alle coorti aperte e presenti al 01.01.2001 o al 31.12.2013.
Table 2. Demographic characteristics of the subjects enrolled in the open cohorts and resident at 01.01.2001 or 31.12.2013.



● ITALIANI
■ IMMIGRATI

Figura 2. Distribuzione per età dei soggetti appartenenti alle coorti aperte e presenti al 01.01.2001 e al 31.12.2013.
Figure 2. Age distribution of the subjects enrolled in the open cohorts and resident at 01.01.2001 or 31.12.2013.

POTENZIALITÀ E LIMITI DELL'ATTUALE RETE-SLM

La rete-SLM è stata costruita al fine di creare un sistema armonizzato per il monitoraggio dell'equità nella salute della popolazione residente in alcuni centri metropolitani italiani. Essa si basa su dati raccolti di *routine* per scopi statistici, amministrativi e di pianificazione sanitaria che vengono sistematicamente sottoposti a controlli di coerenza e validità; questo permette di ottenere dati di buona qualità minimizzando i costi.

La *performance* del *record linkage* tra le diverse fonti dei dati può essere considerata complessivamente buona, nonostante il tasso di *linkage* tra le anagrafi e il Censimento sia leggermente inferiore nelle fasce di età più anziane. La potenziale distorsione introdotta da tale differenziale legato all'età è probabilmente minima; inoltre, le età estreme sono di solito escluse dalle analisi sulle disuguaglianze di salute,^{3,41} a meno che il focus non sia quello dello studio dei differenziali socioeconomici negli esiti nelle popolazioni anziane.⁴²

La rete-SLM rappresenta un sistema integrato utile non solo per monitorare e documentare l'impatto delle circostanze socioeconomiche sulla salute delle persone, ma anche per studiare la salute degli immigrati, soprattutto sfruttando la potenza statistica raggiungibile tramite il disegno di coorte aperta. In questo senso e proprio con l'obiettivo di stimare l'incremento della potenza che potrebbe derivare dall'apertura delle coorti chiuse, è stata effettuata una simulazione su un sottoinsieme della rete-SLM (Torino, Venezia, Reggio Emilia, Firenze, Roma, considerate sia singolarmente sia raggruppate) (tabella S2, vd. materiale supplementare on-line). I risultati hanno messo in luce un importante incremento della potenza dello studio in relazione alla popolazione in studio, dal momento che il numero degli immigrati da inizio a fine periodo mediamente triplica. Infatti, è stato stimato che se si fosse interessati a valutare le differenze tra maschi italiani e immigrati nella mortalità per tutte le cause (tasso di incidenza pari a 1-4 casi/1.000 anni-persona), assumendo una potenza dell'80% e un errore alfa di 0,05, l'approccio di coorte aperta permetterebbe di apprezzare differenze del 5% a fronte del 10% rilevabile con un approccio di coorte chiusa. Se invece si fosse interessati a stimare le differenze in una causa di morte frequente, come il cancro del polmone (cioè con un tasso di incidenza di 2 casi/10.000 anni-persona), il passaggio da disegno chiuso ad aperto porterebbe al 14% (dal 27% rilevabile con la coorte chiusa) la minima dimensione di effetto rilevabile tra i maschi. A fronte di questo importante punto di forza, devono tuttavia essere considerate alcune limitazioni nell'uso degli SLM per lo studio della salute degli immigrati. La prima riguarda l'effettiva possibilità di adottare un approccio di coorte aperta, al momento percorribile in sei delle nove coorti partecipanti alla rete-SLM. Infatti, le coorti chiuse basate sul Censimento 2001 (l'attuale *set* di dati disponibile sull'intera rete-SLM) non riescono a cogliere adeguata-

tamente la dinamica dei flussi migratori e dei cambiamenti nella composizione per genere e aree geografiche di origine della popolazione immigrata, che in Italia ha avuto una massiccia crescita proprio dopo il 2001.⁴³ La seconda limitazione deriva dal fatto che l'arruolamento negli SLM è basato su fonti amministrative ufficiali; pertanto solo coloro che sono residenti e registrati possono essere tracciati e seguiti nel tempo. Di conseguenza, quando l'interesse è rivolto alla popolazione immigrata sono intrinsecamente tralasciati due sottogruppi di popolazione: le persone regolarmente presenti in Italia, ma non iscritte a nessuna anagrafe (per esempio, i lavoratori stagionali) e gli immigrati privi di permesso di soggiorno. Questi due gruppi sono stimati essere circa 400.000 individui ciascuno (lo 0,7% della popolazione italiana).⁴⁴ Per questo motivo i risultati degli SLM non possono essere applicati all'intera popolazione di immigrati, ma solo agli immigrati residenti, che tuttavia costituiscono la gran parte di quelli presenti sul territorio italiano (circa l'84% del totale). Altri limiti e distorsioni specifici che emergono quando si studia la salute degli immigrati sono stati ampiamente discussi altrove.²⁸ Prescindendo dallo studio della salute degli immigrati, esistono altre limitazioni insite nella struttura degli SLM che devono essere considerate quando il fine è quello del monitoraggio delle disuguaglianze socioeconomiche su scala nazionale. La prima deriva dal fatto che la maggior parte delle informazioni di SES proviene dal Censimento della popolazione ed è quindi disponibile solo per le coorti chiuse "censuarie". Nelle coorti aperte, che includono le persone iscritte in anagrafe indipendentemente dalla loro presenza alla data del Censimento, si dispone soltanto delle informazioni che possono essere recuperate dalle anagrafi stesse, vale a dire il livello di istruzione, lo stato civile, la cittadinanza, la condizione abitativa e/o la composizione familiare, a seconda della qualità e della copertura di tali informazioni nei singoli studi. Inoltre, in talune coorti sono attualmente disponibili dati del solo Censimento 2001. Per superare questo limite, nella maggior parte delle coorti sono stati già effettuati o sono in corso l'acquisizione e il collegamento con il Censimento della popolazione del 2011. Un'altra limitazione per quanto riguarda le coorti chiuse basate sul Censimento deriva dal disegno stesso, che può non essere ideale per studiare esiti specifici come quelli della salute neonatale, dove sarebbero da preferire coorti di nascita. Infatti, poiché il reclutamento avviene virtualmente in un solo giorno (quello del Censimento), possono essere effettivamente arruolati solo pochi neonati, mentre tutti i bambini al loro primo anno di vita che sono presenti al giorno del Censimento rappresentano i sopravvissuti tra la nascita e la data del Censimento. Un'ulteriore limitazione risiede nella copertura geografica della rete-SLM, che al momento comprende solo città situate nel Centro-Nord del Paese e non consente ancora un ampio confronto delle disuguaglianze socioeconomiche nella salute a livello nazionale, che pure sono presenti e documentate in letteratura.⁴⁵ L'inclusione

di altri SLM, in particolare di aree metropolitane delle regioni meridionali, è una priorità della rete.

Nonostante questi limiti, la rete-SLM presenta forti potenzialità di produzione di informazione utile al monitoraggio e alla programmazione della sanità pubblica, di cui alcuni esempi concreti sono rappresentati dai contributi della presente monografia.

Al fine di massimizzare il proprio potenziale informativo, la rete-SLM ha individuato una serie di obiettivi strategici:

- l'implementazione di un disegno a coorte aperta in tutte le città partecipanti al fine di tenere il passo con le mutevoli dinamiche della popolazione e aumentare la potenza statistica dello studio;
- l'inclusione di nuove coorti metropolitane al fine di espandere la propria copertura geografica;
- l'aggiornamento del follow-up;
- il collegamento con i Censimenti successivi al 2001;
- l'acquisizione di ulteriori fonti di dati sanitari.

A questo proposito è già stato pianificato un ampliamento

delle fonti informative attraverso l'aggiunta dei certificati di nascita, dei registri di patologia (per esempio, dei tumori e del diabete) e delle registrazioni relative all'assistenza in emergenza/urgenza. Questi sviluppi consentiranno di valutare ambiti di iniquità nella salute di particolare rilevanza e attualmente esplorati solo in alcuni ambiti locali.

RINGRAZIAMENTI. Si ringraziano: Moreno Demaria (Unità di epidemiologia ambientale, ARPA Piemonte) per il suo contributo all'ideazione dello studio, la creazione del sistema di dati e allo sviluppo dei metodi, Delia Furio e Rossella Miglio (Università di Bologna), Silvia Candela e Marco Biocca per il loro contributo alla documentazione di base e all'ideazione dello studio, Carlo Alberto Goldoni, Giuliano Carrozzi e Paolo Pandolfi per il loro supporto nello sviluppo degli studi longitudinali metropolitani di Modena e Bologna.

BIBLIOGRAFIA E NOTE

1. WHO Commission on Social Determinants of Health. Closing the gap in a generation. Geneva, WHO, 2008.
2. Marmot M, Allen J, Bell R, Bloomer E, Goldblatt P. WHO European review of social determinants of health and the health divide. *Lancet* 2012;380(9846):1011-29.
3. Stringhini S, Carmeli C, Jokela M et al. Socioeconomic status and the 25 x 25 risk factors as determinants of premature mortality: a multicohort study and meta-analysis of 1.7 million men and women. *Lancet* 2017;389(10075):1229-37.
4. Regidor E, Vallejo F, Granados JAT, Viciano-Fernandez FJ, de la Fuente L, Barrio G. Mortality decrease according to socioeconomic groups during the economic crisis in Spain: a cohort study of 36 million people. *Lancet* 2016;388(10060):2642-52.
5. Nour S, Labonté R, Bancej C. Impact of the 2008 global financial crisis on the health of Canadians: repeated cross-sectional analysis of the Canadian Community Health Survey, 2007-2013. *J Epidemiol Community Health* 2017;71(4):336.
6. Castaneda H, Holmes SM, Madrigal DS, Young M-ED, Beyeler N, Quesada J. Immigration as a social determinant of health. *Annu Rev Public Health* 2015;36:375-92.
7. Cox F, Marshall A (eds). Using the Census Longitudinal Studies for research on health and health inequalities. University of St. Andrews 2017.
8. Braveman PA, Cubbin C, Egerter S et al. Socioeconomic Status in Health Research: one size does not fit all. *JAMA* 2005;294(22): 2879-88.
9. Hu Y, van Lenthe FJ, Borsboom GJ et al. Trends in socioeconomic inequalities in self-assessed health in 17 European countries between 1990 and 2010. *J Epidemiol Community Health* 2016;70(7):644-52.
10. Hoffmann K, De Gelder R, Hu Y et al. Trends in educational inequalities in obesity in 15 European countries between 1990 and 2010. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2017;14(1):63.
11. Agabiti N, Pirani M, Schifano P et al. Income level and chronic ambulatory care sensitive conditions in adults: a multicity population-based study in Italy. *BMC Public Health* 2009;9:457.
12. Mackenbach JP, Bos V, Andersen O et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol* 2003;32(5):830-37.
13. Mackenbach JP, Kulhánová I, Artnik B et al. Changes in mortality inequalities over two decades: register based study of European countries. *BMJ* 2016;353:1732.
14. Mackenbach JP, Kulhánová I, Menvielle G et al. Trends in inequalities in premature mortality: a study of 3.2 million deaths in 13 European countries. *J Epidemiol Community Health* 2014;69(3):1-11.
15. Leinsalu M, Vagero D, Kunst AE. Estonia 1989-2000: enormous increase in mortality differences by education. *Int J Epidemiol* 2003;32(6):1081-87.
16. Shkolnikov VM, Andreev EM, Jasilionis D, Leinsalu M, Antonova OI, McKee M. The changing relation between education and life expectancy in central and eastern Europe in the 1990s. *J Epidemiol Community Health* 2006;60(10):875-81.
17. Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam A Jr et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med* 2008;358(23):2468-81.
18. Westerling R, Gullberg A, Rosen M. Socioeconomic differences in "avoidable" mortality in Sweden 1986-1990. *Int J Epidemiol* 1996;25(3):560-67.
19. Cavelaars AE, Kunst AE, Geurts JJ et al. Differences in self reported morbidity by educational level: a comparison of 11 western European countries. *J Epidemiol Community Health* 1998;52(4):219-27.
20. Marinacci C, Grippo F, Pappagallo M et al. Social inequalities in total and cause-specific mortality of a sample of the Italian population, from 1999 to 2007. *Eur J Public Health* 2013;23(4):582-87.
21. Cardano M, Costa G, Demaria M, Merler E, Biggeri A. Inequalities in mortality in the Italian longitudinal studies. *Epidemiol Prev* 1999;23(3):141-52.
22. Caranci N, Di Girolamo C, Giorgi Rossi P et al. Cohort profile: the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies (IN-LiMeS), a multicentre cohort for socioeconomic inequalities in health monitoring. *BMJ Open* 2018;8(4):e020572.
23. Costa G, Demaria M. A longitudinal system of mortality surveillance according to socio-economic characteristics, as shown by population censuses: description and documentation of the system. *Epidemiol Prev* 1988;10(36):37-47.
24. Biggeri A, Marchi M, Dreassi E, Baldi P, Benvenuti A, Merler E. The Tuscany longitudinal study: mortality among selected causes in inner city of Florence and Leghorn. *Epidemiol Prev* 1999;23(3):161-74.
25. Candela S, Cavuto S, Luberto F. Condizioni socioeconomiche e mortalità nella popolazione di Reggio Emilia. Azienda USL di Reggio Emilia 2005.
26. Cesaroni G, Badaloni C, Romano V, Donato E, Perucci CA, Forastiere F. Socioeconomic position and health status of people who live near busy roads: the Rome Longitudinal Study (RoLS). *Environ Health* 2010;9:41.
27. Simonato L, Canova C, Tessari R. La geografia delle malattie nel comune di Venezia. Padova, CLEUP, 2009.
28. Pacelli B, Zengarini N, Broccoli S et al. Differences in mortality by immigrant status in Italy. Results of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies. *Eur J Epidemiol* 2016;31(7):691-701.
29. Stringhini S, Spadea T, Strosica M et al. Decreasing educational differences in mortality over 40 years: evidence from the Turin Longitudinal Study (Italy). *J Epidemiol Community Health* 2015;69(12):1208-16.
30. Petrelli A, Gnani R, Marinacci C, Costa G. Socioeconomic inequalities in coronary heart disease in Italy: a multilevel population-based study. *Soc Sci Med* 2006;63(2):446-56.
31. Sistema statistico nazionale. Piano Statistico Nazionale. 2017. Disponibile all'indirizzo: <http://www.sistan.it/index.php?id=513> (ultima consultazione: 15.09.2017)
32. Istituto Nazionale di Statistica. La revisione post-censuaria delle anagrafi: 2012-2014. Roma, Ista, 2016.
33. Caranci N, Costa G, Pacelli B, Fano V. Censimento della popolazione: informazio-

- ne cruciale per valutare il rapporto tra società e salute. SIS-magazine 2011. Disponibile all'indirizzo: http://old.sis-statistica.org/magazine/spip.php?article198&var_recherche=caranci (ultima consultazione: 12.12.2018)
34. Agabiti N, Davoli M, Fusco D, Stafoggia M, Perucci CA. Comparative evaluation of health services outcomes. *Epidemiol Prev* 2011;35(2) Suppl 1:1-80.
 35. Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Davey Smith G. Indicators of socioeconomic position (part 1). *J Epidemiol Community Heal* 2006;60(1):7-12.
 36. Nella teoria weberiana, la società appare gerarchicamente organizzata in classi sociali definite sulla base di diverse dimensioni, ovvero la classe (che fa riferimento al possesso dei mezzi e delle risorse economiche), lo status (inteso come grado di prestigio e di rilevanza nella comunità di appartenenza) e il potere. Gli individui conservano un certo grado di agentività, cioè possono attivamente crearsi delle possibilità utilizzando le loro credenziali educative e loro competenze nella definizione della posizione individuale nel mondo del libero mercato.
 37. Schizzerotto A. *Classi sociali e società contemporanea*. Milano, Franco Angeli, 1988.
 38. Caranci N, Biggeri A, Grisotto L, Pacelli B, Spadea T, Costa G. The Italian deprivation index at census block level: definition, description and association with general mortality. *Epidemiol Prev* 2010;34(4):167-76.
 39. Brocco S, Vercellino P, Goldoni CA et al. «Bridge Coding» ICD-9, ICD-10 and effects on mortality statistics. *Epidemiol Prev* 2010;34(3):109-19.
 40. Simonato L, Canova C, Corrao G, Costa G, Tessari R. Exploiting electronic health archives for epidemiological purpose. An experience using a standardized approach to estimate diseases in various areas of Italy. *Epidemiol Prev* 2008;32(3):1-96.
 41. de Gelder R, Menvielle G, Costa G et al. Long-term trends of inequalities in mortality in 6 European countries. *Int J Public Health* 2017;62(1):127-41.
 42. Moe JO, Steingrimsdóttir ÓA, Strand BH, Grøholt EK, Næss Ø. Trends in educational inequalities in old age mortality in Norway 1961-2009: a prospective register based population study. *BMC Public Health* 2012;12(1):911.
 43. CARITAS E MIGRANTES. XXVI Rapporto Immigrazione 2016 - Nuove generazioni a confronto. Roma 2017.
 44. Fondazione ISMU. Ventunesimo Rapporto sulle migrazioni 2015. Milano 2015.
 45. Federico B, Mackenbach JP, Eikemo TA et al. Educational inequalities in mortality in northern, mid and southern Italy and the contribution of smoking. *J Epidemiol Community Heal* 2013;67(7):603-09.

Mortalità: differenziali socioeconomici nella popolazione residente delle coorti censuarie della rete degli studi longitudinali metropolitani

Mortality: socioeconomic inequalities in the Census cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies

COSA SI SAPEVA GIÀ

■ Disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità generale e specifica per causa sono evidenti qualunque siano le variabili usate per descrivere la posizione socioeconomica degli individui.

COSA SI AGGIUNGE DI NUOVO

■ L'effetto indipendente sulla mortalità dei diversi indicatori di posizione socioeconomica è variabile a seconda del genere, il contesto cittadino e la voce nosologica considerata.

RIASSUNTO

OBIETTIVO: indagare eventuali differenze nell'intensità (e direzione) delle disuguaglianze sociali nella mortalità in cinque città della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani in funzione di quattro dimensioni della posizione socioeconomica.

DISEGNO: coorte chiusa, multicentrica.

SETTING E PARTECIPANTI: sono stati arruolati tutti i soggetti di età 30-69 residenti a Torino, Bologna, Modena, Reggio Emilia e Venezia al 21.10.2001, con un follow-up di mortalità al 31.12.2013.

PRINCIPALI MISURE DI OUTCOME: mortalità per tutte le cause, malattie cardiovascolari, tumore della mammella (solo donne) e cause correlate a fumo e alcol in funzione di istruzione, tipologia familiare, condizione abitativa e classe occupazionale (indicatori di condizione socioeconomica, SES), confrontate attraverso i *mortality rate ratio* e l'indice di disuguaglianza relativa, aggiustati per età e periodo, e stratificati per genere e città.

RISULTATI: per tutte le cause di morte indagate, è stato osservato un impatto indipendente del SES, di intensità e direzione variabili tra i generi e tra le cinque città; maggior peso dell'istruzione e della classe sociale tra gli uomini e delle tipologie familiare e abitativa tra le donne, per la mortalità generale e per le malattie cardiovascolari; maggior peso delle dimensioni familiare e materiale per le cause correlate agli stili di vita.

CONCLUSIONI: l'effetto indipendente sulla salute delle diverse dimensioni del SES riconduce ai diversi meccanismi di generazione delle disuguaglianze di salute, coinvolgendo i diversi settori della politica cittadina. Studi comparativi di questo genere aiutano a rendere più consapevole il percorso decisionale, suggerendo priorità per interventi sempre più intersettoriali e specifici per esito, genere e contesto cittadino.

Parole chiave: disuguaglianze, socioeconomico, mortalità, Italia, studi longitudinali

ABSTRACT

OBJECTIVES: to explore possible differences in the intensity (and direction) of social inequalities in mortality in five cities of the Italian network of Longitudinal Metropolitan Studies, based on four dimensions of the socioeconomic position.

DESIGN: multicentre longitudinal study, closed cohorts.

SETTING AND PARTICIPANTS: all subjects aged 30-69 years and residing in Turin, Bologna, Modena, Reggio Emilia, and Venice on 21.10.2001, with a mortality follow-up at 31.12.2013.

MAIN OUTCOME MEASURES: mortality from all causes, cardiovascular diseases, breast cancer (women only), and alcohol- and smoking-related causes, by education, household and housing conditions, and occupational class (indicators of socioeconomic status, SES), compared by means of the mortality rate ratios and the relative index of inequality, adjusted by age and period and stratified by gender and city.

RESULTS: for all the causes of death investigated, an independent impact of the SES indicators, of variable intensity and direction by gender and by city, was observed; greater weight of education and occupational class among men and of the household and housing conditions among women, for general mortality and cardiovascular diseases; greater weight of the household and material dimensions for causes related to lifestyles.

CONCLUSIONS: the independent effect on health of the different dimensions of SES leads back to the different mechanisms of generation of health inequalities, involving the different sectors of the city policies. Comparative studies of this kind help to make the decision-making path more aware, suggesting priorities for increasingly intersectoral and specific interventions for outcome, gender, and city context.

Keywords: inequality, socioeconomic, mortality, Italy, longitudinal studies

INTRODUZIONE

Negli ultimi anni in Italia, a fronte di un progressivo miglioramento delle condizioni di salute e livelli di disuguaglianze sociali meno pronunciati rispetto ad altri Paesi europei,¹ si osservano ancora differenze sistematiche nella morbosità, disabilità e speranza di vita tra i diversi gruppi sociali: le persone più abbienti stanno meglio, si ammalano di meno e vivono più a lungo.^{2,3} Tali disuguaglianze sono evidenti indipendentemente dalle variabili usate per descrivere la posizione socioeconomica degli individui. Gli ultimi dati messi a disposizione dall'Istat per lo studio e il monitoraggio delle disuguaglianze nella mortalità evidenziano per il periodo 2011-2014 differenze significative sia in funzione del titolo di studio⁴ sia della classe occupazionale (al netto dell'istruzione).⁵ Queste stime, fondate per la prima volta su dati non campionari ma di popolazione a copertura nazionale, confermano quanto già emerso dai più storici studi longitudinali metropolitani basati su dati censuari.⁶⁻¹⁰ A questi differenziali socioeconomici si sommano le disparità geografiche a svantaggio delle regioni del Centro-Sud e delle isole, dove il contesto del Mezzogiorno, che vede livelli di aspettativa di vita inferiori per tutte le fasce di istruzione, sembrerebbe potenziare l'intensità delle disuguaglianze socioeconomiche nella salute.¹¹ Dunque, la correlazione tra esiti di salute e stratificazione sociale è chiara da un punto di vista descrittivo e l'Italia ha raggiunto dei buoni livelli di evidenze su come ogni indicatore di posizione sociale sia capace di predire la salute. Ma gli indicatori utilizzati finora sono dei *proxy* equivalenti di una variabile terza, la stratificazione sociale, o parlano di specifiche differenti dimensioni della stratificazione sociale? Può essere misurato il contributo indipendente alle disuguaglianze di salute di ciascuna delle dimensioni che concorrono a definire lo status socioeconomico? In Italia, i pochi studi a indagare questi aspetti derivano dal solo centro metropolitano di Torino. Nello studio longitudinale torinese (SLT) sono state, in-

fatti, messe a confronto tutte le dimensioni rilevanti per la stratificazione sociale: le credenziali con cui una persona si affaccia all'accesso alle carriere e alle risorse attraverso il livello di istruzione, la disponibilità corrente di risorse materiali (misurata con la condizione professionale e con il reddito mediano familiare), il livello di ricchezza disponibile alla famiglia (misurata dal possesso di beni come la casa e la sua qualità), lo status sociale e professionale (misurato dalla classe sociale e dalla professione). Per quanto riguarda la mortalità, gli studi condotti mostrano una graduatoria che attribuisce quasi sempre una maggiore importanza all'istruzione individuale, quando è messa a confronto sia con la qualità dell'abitazione e la deprivazione di contesto¹² sia con il reddito familiare e le disuguaglianze di reddito del quartiere.¹³ Anche nel tentativo di spiegare i differenziali di mortalità per classe sociale si è visto ancora il maggior peso dell'istruzione seguita dalla qualità dell'abitazione e per ultimo dai rischi lavorativi.¹⁴ Si è poi studiato il ruolo indipendente dei diversi indicatori di posizione sociale sull'incidenza tumorale osservando una forte variabilità del peso relativo di istruzione, classe sociale e condizioni abitative in funzione della sede tumorale analizzata, ipotizzando come ciascun indicatore di posizione socioeconomica possa essere la migliore espressione delle disuguaglianze nella distribuzione dei fattori di rischio specifici per ciascun tumore lungo le diverse tappe del percorso di vita.¹⁵ Infine, indagando l'impatto della condizione occupazionale sulla salute e sulla mortalità a parità d'istruzione, si è osservato un effetto eloquente della disoccupazione, con ciò aprendo la discussione su aspetti di causalità inversa: quelli legati allo stato di salute compromesso, che avrebbero degli effetti sulla carriera sociale delle persone.^{12,16}

In questo contesto, la costituzione della rete degli studi longitudinali metropolitani (SLM) offre un patrimonio informativo unico che permette per la prima volta di mettere a confronto l'effetto dei più importanti determinanti sociali della salute sulla mortalità (e ospedalizzazione) in diversi contesti metropolitani italiani con una prospettiva longitudinale quasi quindicennale. Dunque, indagare l'effetto indipendente dei diversi determinanti sulla mortalità, tramite una serie di indicatori di posizione socioeconomica di origine censuaria nelle diverse città della rete-SLM è il proposito del presente studio. Questo permetterà di comprendere meglio quanto le evidenze raccolte finora siano generalizzabili ad altre popolazioni e aree metropolitane attraversate da processi storici diversi, che hanno configurato strutture demografiche, sociali e culturali particolari in ogni contesto, determinando il profilo di salute delle diverse popolazioni.

OBIETTIVO

L'obiettivo è duplice:

- da un lato indagare eventuali differenze tra le coorti di Torino (TO), Bologna (BO), Modena (MO), Reggio



Emilia (RE) e Venezia (VE) nell'intensità (o nella direzione) delle disuguaglianze sociali nella mortalità (generale e per causa specifica);

■ dall'altro valutare l'effetto indipendente secondo le quattro dimensioni di status socioeconomico provenienti dalle informazioni individuali disponibili: di credenziali educative, di risorse materiali, di dominio e di supporto sociale.

MATERIALI E METODI

Seguendo un approccio di coorte chiusa, sono stati arruolati i soggetti residenti nelle cinque città e censiti al 21.10.2001. Tramite una procedura di *record linkage* individuale con gli archivi di mortalità, è stato effettuato il follow-up fino al 31.12.2013. Sono stati inclusi nello studio i soggetti con età all'arruolamento compresa tra 30 anni e 69 anni, ovvero la fascia di popolazione considerata "attiva" in quanto generalmente in grado di svolgere un'attività lavorativa. Il limite inferiore dell'età è motivato dalla necessità di selezionare individui per i quali il massimo titolo di studio raggiunto può considerarsi stabile. Il limite superiore invece deriva dalla scelta di considerare nelle analisi un indicatore di posizione socioeconomica (classe sociale) basato sulla posizione nella professione e sul tipo di attività lavorativa dichiarata al Censimento e che, quindi, non è disponibile per la quota di popolazione ritirata dal lavoro, che aumenta al crescere dell'età.

ESITI

Oltre alla mortalità per tutte le cause (ICD-9: 000-999; ICD-10: A00-T98), sono stati considerati alcuni gruppi di cause che in letteratura hanno dimostrato di avere una forte associazione, diretta o indiretta, con la posizione sociale.^{4,11,17} Questi sono le malattie cardiovascolari (ICD-9: 390-459; ICD-10: I00-I99), il tumore della mammella (solo nelle donne) (ICD-9: 174; ICD-10: C50, D48.6) e le cause di morte correlate al fumo e all'alcol. Nel caso delle cause correlate al fumo, il gruppo comprende una serie di condizioni patologiche per cui è stata dimostrata una associazione significativa con il fumo di sigaretta.¹⁸ Le cause di morte correlate all'alcol sono invece state definite sulla base della lista di patologie identificate e periodicamente aggiornate dal *Centers for Disease Control and Prevention* (CDCP).¹⁹ In ambedue i casi, il numero di decessi è ottenuto come somma pesata con le frazioni attribuibili relative alle singole patologie considerate all'interno di ciascun gruppo.

VARIABILI DI ESPOSIZIONE (POSIZIONE SOCIOECONOMICA)

Tra le informazioni individuali di origine censuaria relative alla posizione socioeconomica, sono state selezionate quelle che più direttamente si riferiscono alla disponibilità individuale di risorse, secondo quattro dimensioni:

1. Credenziali educative: rappresentate dall'istruzione acquisita classificata in quattro livelli in funzione del massimo

titolo di studio conseguito (laurea, scuola superiore, scuola media e diploma professionale, scuola elementare o meno);

2. Materiale: rappresentata dalla qualità dell'abitazione definita dalla combinazione delle informazioni sul titolo di godimento (affitto o proprietà) e sulle caratteristiche fisiche della casa (metri², disponibilità e qualità di servizi igienici e riscaldamento). Tenendo conto simultaneamente di questi aspetti, è stata costruita la variabile «tipologia abitativa», che riassume il valore della condizione abitativa distinguendola in quattro macrocategorie:

- *molto agiata*, che comprende i proprietari e gli affittuari di immobili di ampia dimensione (≥ 120 m²) senza problemi di riscaldamento e/o con doppio gabinetto e doccia;
- *agiata*, che comprende i proprietari e gli affittuari di immobili di ampia dimensione (tra 84 e 119 m²) senza problemi di riscaldamento, con gabinetto e doccia;
- *mediamente agiata*, che comprende i proprietari e gli affittuari di alloggi di piccola e media dimensione, senza problemi abitativi;
- *disagiata*, che comprende i proprietari e gli affittuari di alloggi di piccola dimensione oppure con problemi di riscaldamento e/o gabinetto e/o doccia.

Uno degli elementi più citati nella letteratura sul disagio abitativo è l'affollamento.^{20,21} Per questo motivo, all'indicatore della tipologia abitativa è stato affiancato quello dell'affollamento. Esso rappresenta la capacità della casa di soddisfare il bisogno di abitare di quanti ci vivono, valutata sulla base della dimensione dell'immobile in relazione al numero di componenti che vi abitano (non affollato *vs* affollato). Per definire il sovrappollamento si fa riferimento a una soglia sotto la quale si considera insufficiente il rapporto tra lo spazio disponibile e le persone residenti;²²

3. Dominio: è stato quantificato utilizzando il modello di classe sociale di matrice neo-weberiana messo a punto da Schizzerotto²³ e validato sul piano empirico sia in ambito sociologico sia epidemiologico.²⁴ Operativamente, la classificazione si basa su dati censuari relativi alle professioni dichiarate e alla posizione nella professione che, in queste analisi, sono stati combinati in quattro classi: borghesia (dirigenti, imprenditori e liberi professionisti), classe media impiegatizia, piccola borghesia (lavoratori autonomi) e classe operaia;

4. Supporto sociale: è stato reso tramite la struttura familiare, opponendo alla struttura classica della coppia, con o senza figli, una struttura capace di considerare la dimensione dello svantaggio dato per esempio dal vivere solo, con o senza figli a carico, o in forme varie di coabitazione. La variabile «tipologia familiare» comprende quattro livelli: coppia con figli, coppia senza figli, nuclei monogenitoriali, individui soli o in convivenza.

Per ciascun indicatore di posizione socioeconomica è stata creata una modalità *missing* che raccoglie i soggetti con informazioni mancanti o non disponibili (come nel caso dei soggetti non occupati a cui non è possibile attribuire la classe sociale).

METODI STATISTICI

Le analisi per la stima dell'intensità dell'effetto degli indicatori di posizione socioeconomica sulla mortalità (generale e specifica) sono state effettuate separatamente per ciascuna delle cinque coorti partecipanti allo studio e stratificate per genere. Per ciascuna combinazione di coorte, genere, causa e indicatore SES, sono stati calcolati il numero di eventi (pesati nel caso della mortalità per cause correlate a fumo e alcol), di anni-persona a rischio, il tasso grezzo e il tasso di mortalità standardizzato per età mediante standardizzazione diretta. La standardizzazione è stata effettuata utilizzando come riferimento la popolazione italiana al 2001 e fasce di età quinquennali. I differenziali socioeconomici nella mortalità sono stati analizzati mediante due misure di effetto relativo, il rapporto tra tassi di mortalità (*Mortality Rate Ratio*, MRR) e l'indice di disuguaglianza relativa (*Relative Index of Inequality*, RII), entrambi stimati attraverso modelli di Poisson. Il RII è una misura sintetica che esprime in un solo valore l'intensità del gradiente ai due estremi di una variabile misurata su scala ordinale. Tenendo in considerazione potenziali differenze o cambiamenti nel tempo nella struttura sociale della popolazione, il suo principale vantaggio è quello di permettere confronti nel tempo e tra diverse coorti.²⁵ Esso permette anche di comparare gradienti sociali misurati attraverso indicatori diversi di posizione socioeconomica. L'utilizzo del RII è stato affiancato a quello dei MRR per facilitare, attraverso una misura sintetica e una singola stima puntuale, il confronto tra le coorti.

Per la stima di ambedue le misure di effetto relativo, sono stati implementati due modelli: uno "semplice" dove l'effetto di ciascun indicatore SES è aggiustato per età e periodo di calendario, e uno "completo", ulteriormente aggiustato per tutti gli altri indicatori considerati simultaneamente. Per una questione di disponibilità di dati censuari, il modello "completo" della coorte di Venezia contiene, oltre a età e calendario, solo il livello di istruzione e la classe sociale. Il periodo di calendario è stato ottenuto suddividendo gli anni di follow-up in intervalli annuali, fatta eccezione per il primo periodo che va dal 21.10.2001 al 13.12.2002.

Nella stima dei MRR sono state considerate anche le modalità *missing* degli indicatori SES, mentre per la stima degli RII non sono state incluse, in quanto non rappresentano dei sottogruppi ordinabili all'interno della scala di riferimento di ciascuna variabile. Il RII non è stato calcolato per l'indice di affollamento in quanto variabile binaria.

RISULTATI

Le tabelle che includono tutti i risultati sono disponibili nel materiale supplementare on-line. Qui vengono riportate e commentate solo le stime delle misure relative in termini di rischio relativo (MRR) e di gradiente sociale (RII) ottenute dai due modelli ("semplice" e "completo") (tabelle S3-S7). Per quanto riguarda la **mortalità generale**, tra gli uomini

e nelle cinque città, tutti gli indicatori SES considerati singolarmente mostrano un gradiente sociale significativo, ovvero, non contengono l'unità con livello di confidenza al 95% (tabella S3a). Nei modelli completi la significatività si perde per la classe sociale e l'indice di affollamento nelle città emiliane, nelle quali tuttavia permane un effetto indipendente di entità simile per il titolo di studio (BO: RII 1,78; IC95% 1,45-2,19 – MO: RII 1,79; IC95% 1,35-2,37 – RE: RII 1,65; IC95% 1,22-2,23) e la tipologia abitativa (tranne che a RE). Nel caso della tipologia familiare, si conferma un rischio più alto nei soggetti appartenenti a nuclei monogenitoriali rispetto a quelli in coppia con figli (BO: MRR 1,65; IC95% 1,48-1,84 – MO: MRR 1,72; IC95% 1,44-2,06 – RE: MRR 1,75; IC95% 1,45-2,12), tranne che per TO in cui si osservano rischi simili tra monogenitori e soggetti che vivono soli o in convivenza. Tra le donne (tabella S3b), nel modello semplice, il titolo di studio, la tipologia familiare e quella abitativa sono significativamente associati all'esito in tutte le città con i dati disponibili. Nei modelli completi, il rischio di morte rimane significativo per la tipologia familiare e l'affollamento a TO e a MO e per il titolo di studio e la tipologia familiare a BO. A RE, sebbene sparisca la significatività nei gradienti (misurati tramite RII), rimangono dei rischi superiori per le singole categorie di tipologia familiare (monogenitore: MRR 1,50; IC95% 1,22-1,85 – sole o in convivenza: MRR 1,39; IC95% 1,14-1,70), di tipologia abitativa (disagiata: MRR 1,47; IC95% 1,17-1,85) e per le lavoratrici autonome (MRR 1,56 IC95% 1,09-2,23). Per VE, ambedue gli indicatori SES a disposizione mostrano un gradiente significativo.

Per quanto riguarda la **mortalità per malattie cardiovascolari**, il rischio di morte tra gli uomini aumenta significativamente al diminuire della posizione sociale misurata tramite tutti i singoli indicatori, tranne che nel caso dell'indice di affollamento a BO e della classe sociale a MO e RE (tabella S4a). Nei modelli completi i gradienti per titolo di studio e tipologia familiare rimangono significativi in tutte le città, a eccezione di RE dove si osservano rischi relativi a svantaggio di monogenitori e soli/conviventi. Inoltre, permane anche un effetto indipendente della tipologia abitativa a TO, dell'affollamento a RE e della classe sociale a VE (RII 2,18 IC95% 1,59-2,99, stima aggiustata solo per età, calendario e titolo di studio). Tra le donne (tabella S4b) si osserva un gradiente inverso per i singoli indicatori di posizione socioeconomica nelle coorti di TO, BO, MO e VE (ad eccezione della classe sociale a BO). Il gradiente rimane significativo nei modelli completi solo per il titolo di studio a BO e VE, per la tipologia familiare a TO e BO e per la classe sociale a TO e VE. Nella coorte di RE, non emergono significativi eccessi di rischio, se non per la tipologia familiare e la categoria *missing* della tipologia abitativa (RII 5,71; IC95% 1,35-24,13) (fortemente a rischio anche a BO). Vale la pena sottolineare, in-

fine, l'andamento opposto della classe sociale nella coorte di BO, dove emerge un significativo effetto protettivo tra le donne della classe operaia.

Nel caso della mortalità per cause correlate all'alcol tra gli uomini, un gradiente significativo in tutti gli indicatori considerati individualmente si osserva solo a TO e per i due indicatori SES disponibili a VE (tabella S5a). Tra le città emiliane è presente una certa eterogeneità: il gradiente per livello di istruzione e per tipologia abitativa è significativo nei modelli semplici a BO e *borderline* a MO, ma scompare nel modello completo; la tipologia familiare ha un gradiente significativo, che rimane anche nel modello completo, in tutte e tre le coorti; affollamento e classe sociale, invece, non risultano associate alla mortalità correlata ad alcol in nessuna delle tre città (a eccezione di un eccesso di rischio significativo per la categoria *missing* della classe sociale). Nei modelli completi, inoltre, rimangono significativi in tutte le città i gradienti per tipologia familiare, a TO anche quelli per titolo di studio e tipologia abitativa e a VE quelli per i due indicatori disponibili.

Tra le donne (tabella S5b), nei modelli semplici l'associazione con l'esito è evidente per tutti gli indicatori (ad eccezione della classe sociale) a TO e per la sola tipologia familiare a BO e a MO. Nei modelli completi permane l'effetto indipendente della tipologia familiare solo a TO e MO e dell'indice di affollamento a TO. Per la coorte di BO, nonostante non emerga un gradiente significativo per la tipologia familiare, si osserva un forte rischio per la categoria delle famiglie monogenitoriali rispetto alle coppie con figli (MRR 2,90 IC95% 1,48-5,57).

Per quanto riguarda la mortalità per cause correlate al fumo (tabelle S6), tra gli uomini tutti gli indicatori SES considerati singolarmente nelle cinque città (tranne l'indice di affollamento a TO) presentano un'associazione significativa con l'esito, che nella maggior parte dei casi perde di significatività nei modelli completi. Solo il titolo di studio presenta un gradiente particolarmente pronunciato con RII intorno a tre anche dopo l'aggiustamento. Tra gli uomini residenti a MO, nessuna delle associazioni mutuamente aggiustate raggiunge la significatività statistica, fatta eccezione per un aumento di rischio tra i soggetti in coppia senza figli e in condizioni abitative disagiate rispetto a condizioni molto agiate. Tra le donne invece si osserva una forte variabilità negli effetti degli indicatori SES: nei modelli completi si osserva un effetto indipendente del titolo di studio con un gradiente di associazione inversa a BO e a VE (rispettivamente, RII 2,53; IC95% 1,11-5,75 e RII 1,78; IC95% 1,04-3,05), mentre a TO e RE si evidenzia un effetto significativo soltanto per la tipologia familiare (RII 2,16; IC95% 1,31-3,56; RII 4,95; IC95% 1,55-15,82 rispettivamente). A BO, inoltre, si rileva un effetto di protezione, in apparenza contro intuitivo, per la classe sociale (RII 0,40; IC95% 0,17-0,92). Il quadro appare sostanzialmente sovrapponibile a quello osservato per le di-

suguaglianze nella mortalità per tumore del polmone non presentate in questo studio.

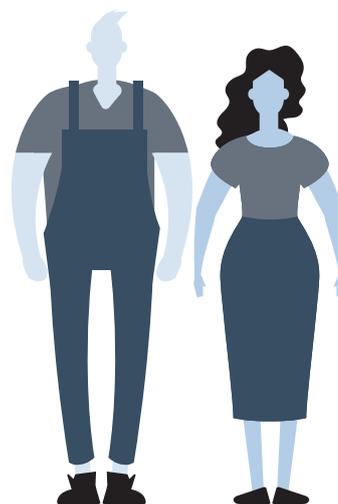
Infine, nel caso della mortalità per tumore della mammella nelle donne (tabella S7) si osserva una generale tendenza verso l'assenza di associazioni significative in tutti gli indicatori SES considerati e in tutte le città, sia nei modelli semplici sia in quelli completi. In alcune istanze sono tuttavia emerse delle associazioni significative di direzione opposta a seconda dell'indicatore SES e della coorte. È questo il caso di un effetto protettivo della bassa classe sociale a TO e di alcune modalità del titolo di studio a RE e VE e di importanti eccessi di rischio associati alle categorie più svantaggiate e al gradiente della classe sociale a RE e VE e, in misura inferiore, della tipologia abitativa a TO e familiare a BO.

DISCUSSIONE

L'intensità del gradiente e il ruolo indipendente di una selezione di indicatori di posizione socioeconomica misurati a livello individuale sono stati studiati separatamente nelle coorti censuarie del 2001 delle città di Torino, Bologna, Modena, Reggio Emilia e Venezia.

Questo esercizio ha permesso di identificare quali sono le dimensioni della posizione socioeconomica che hanno maggiore impatto sugli esiti considerati, le une al netto delle altre. Per tutte le cause di morte indagate è stata riscontrata un'associazione indipendente con gli indicatori di posizione socioeconomica di intensità e direzione variabili tra i due generi e tra le cinque città.

Complessivamente, considerando la mortalità generale, la presenza di un gradiente socioeconomico è evidente per il titolo di studio, la tipologia abitativa e quella familiare, e meno frequentemente anche per la classe sociale, tutte considerate al netto delle altre variabili. Tra gli uomini tale gradiente, stimato tramite l'eccesso negli RII, varia tra il 31% (classe sociale a TO) e il 96% (tipologia familiare a MO). Tra le donne, invece, la variabi-



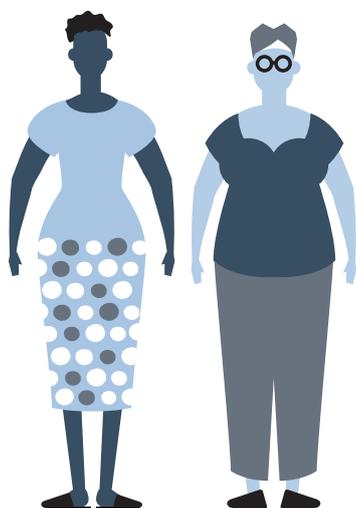
lità del gradiente è molto più pronunciata: l'effetto indipendente sul rischio di morte è di maggiore intensità nel caso della dimensione familiare e, a seguire, della qualità dell'abitazione e del titolo di studio. Un discorso a parte merita la coorte delle donne residenti a BO per cui si osserva un quadro particolare, caratterizzato per quasi tutte le cause di morte da un eccesso di rischio tra le donne con basso titolo di studio e in famiglie monogenitoriali e contemporaneamente da una riduzione del rischio tra le donne appartenenti alle classi sociali più svantaggiate. Escludendo una misclassificazione differenziale della classe sociale tra le donne di BO, l'effetto protettivo osservato nella classe operaia potrebbe essere spiegato da un effetto multifattoriale. Innanzitutto, dalla discrepanza tra titolo di studio e classe sociale: la tabulazione incrociata di queste due variabili ha infatti fatto emergere che nella coorte di Bologna la percentuale di donne operaie con licenza superiore o laurea è lievemente più alta (22%) rispetto alle coorti delle altre città (MO 18%, RE 20%, TO 18%, VE 22%). Tuttavia, questa lieve differenza non può spiegare da sola l'associazione inversa. Parte della spiegazione potrebbe quindi risiedere anche nella specifica composizione della classe operaia a Bologna, composta da donne che svolgono mansioni e lavori meno pesanti (per esempio, una maggiore preponderanza di addette alla vendita),²⁶ e quindi presumibilmente con un profilo di rischio più basso, rispetto alle altre città.

L'analisi dei differenziali nelle cause di morte specifiche ha messo in luce l'importanza relativa delle differenti dimensioni socioeconomiche in funzione dello specifico esito e, in parte, del contesto cittadino. Nell'ordine, il titolo di studio, la tipologia familiare e la classe sociale sono le variabili che più spesso paiono esercitare un effetto indipendente sui diversi esiti indagati.

In linea con evidenze nazionali e internazionali^{4,5,11,17,27,28} anche per la mortalità per malattie car-

diovascolari emergono differenziali socioeconomici per titolo di studio, tipologia familiare e classe sociale. Un chiaro gradiente è evidente tra gli uomini e le donne di TO e BO e tra gli uomini di MO; nel caso di BO i differenziali sono più accentuati tra le donne rispetto agli uomini. Le disuguaglianze nella mortalità per malattie cardiovascolari sono generalmente interpretate come il risultato di una maggiore prevalenza dei principali fattori di rischio comportamentali (fumo, uso di alcol, dieta squilibrata, scarsa attività fisica) nelle classi più svantaggiate.²⁹ Le differenze sociali nella distribuzione di tali fattori di rischio e del carico di malattia emergono fin dai primi stadi dello sviluppo e agirebbero attraverso una serie di meccanismi che vanno dal potenziale impatto delle condizioni socioeconomiche nell'infanzia sul rischio di sviluppare malattie cardiovascolari in età adulta, fino all'effetto cumulativo dell'esposizione a circostanze avverse durante l'intero corso della vita.³⁰ L'importanza di questa prospettiva *life course* nella genesi del rischio cardiovascolare potrebbe spiegare perché il titolo di studio, che traccia anche la storia dell'individuo a partire dal suo contesto di origine, sia il fattore con l'effetto indipendente più importante.³¹ La tipologia familiare invece rappresenta il livello di supporto sociale e condizionerebbe lo stato di salute principalmente in quanto fonte di risorse materiali e psicosociali che possono essere usate per minimizzare le conseguenze di uno stato di salute compromesso, oppure, come detto in precedenza, per promuovere comportamenti salutari e ridurre di conseguenza il rischio di malattia.³² D'altronde, le più recenti ricerche epidemiologiche evidenziano un effetto benefico del matrimonio sulla salute, mostrando come le persone sposate godano di una migliore salute mentale e fisica, e di tassi di mortalità più bassi rispetto alle persone sole, divorziate, vedove o mai sposate.³³⁻³⁵

Per quanto riguarda la mortalità per cause correlate all'alcol, l'unico fattore che rimane significativamente associato a un eccesso di rischio tra gli uomini di tutte le cinque città e tra le donne di TO e MO è la tipologia familiare; a TO rimangono significativi tra gli uomini anche il titolo di studio e la tipologia abitativa, mentre fra le donne, l'indice di affollamento. Questi risultati suggeriscono che la dimensione familiare e quella materiale rappresentata dalle condizioni abitative sono determinanti cruciali del rischio di morte per queste cause. È noto che l'assetto familiare influenza il consumo di alcol,³⁶ mettendo in gioco gli stessi meccanismi ipotizzati per le altre cause correlate ai fattori di rischio comportamentali (ruolo del partner e dei membri della famiglia nella funzione di controllo e promozione di comportamenti salutari e nel sostegno di fronte a situazioni di stress) che possono essere alla base dell'associazione tra condizioni di solitudine familiare e mortalità per cause correlate all'alcol. D'altra parte, l'impatto negativo del vivere in condizioni abitative disagiate e in situazioni di sovraffollamento, considerati non solo come indicatori di vulnerabilità (case più piccole e meno



salubri, ecc.), ma anche come *proxy* della disponibilità di risorse materiali, era già stato documentato nella popolazione torinese.³⁷ Le stime per le altre città, seppur non significative per problemi di numerosità e potenza, confermano l'impatto negativo del disagio abitativo sul rischio di morte per cause correlate all'alcol.

Le disuguaglianze nella mortalità per cause correlate al fumo sono più intense per titolo di studio e tipologia familiare e più marcate tra gli uomini che tra le donne. Le disuguaglianze socioeconomiche per le patologie correlate a questo fattore sono ampiamente documentate in letteratura.³⁸⁻⁴⁰ Esse riflettono in gran parte la distribuzione sociale dell'abitudine al fumo che, in contesti come quello italiano e verosimilmente anche delle città incluse in questo studio, si è andata progressivamente concentrando nelle classi sociali più svantaggiate, soprattutto tra i giovani e prevalentemente tra i soggetti di genere maschile.^{41,42} Il fatto che il titolo di studio e la tipologia familiare rimangano associati al rischio di morte dopo aver considerato anche altre dimensioni socioeconomiche, fa supporre che sia la dimensione culturale sia quella relativa alle reti familiari siano degli importanti determinanti dell'iniziazione e del mantenimento dell'abitudine al fumo. In questo senso, il titolo di studio, oltre a esprimere il livello culturale in età adulta che modula la ricettività a messaggi preventivi e quindi la probabilità di modificare comportamenti rischiosi per la salute, rappresenta anche il contesto socioeconomico di origine che influisce sulla probabilità di iniziare a fumare.^{15,43,44} La tipologia familiare invece rappresenta la rete di supporto familiare e amicale, quindi relazionale, che influisce sulla possibilità di smettere di fumare attraverso il meccanismo di controllo e incoraggiamento da parte del coniuge o dell'intorno sociale e familiare.⁴⁵ L'effetto indipendente della tipologia abitativa è più marcato tra gli uomini di TO, BO e MO, ma si osserva anche tra le donne se si considerano i rischi significativi osservati nella singola categoria di abitazione disagiata. Questo effetto potrebbe indicare un impatto residuo dei rischi ambientali associati a queste malattie, come per esempio, l'inquinamento atmosferico. Le evidenze disponibili per la città di Torino negli ultimi quarant'anni mostrano, infatti, una sovrapposizione della geografia delle malattie respiratorie (e relativa mortalità) con quella delle abitazioni disagiate, entrambe concentrate nelle aree più deprivate e inquinate della città.⁴⁶ Per quanto riguarda le differenze di genere, l'assenza di un gradiente sociale altrettanto consistente tra le donne residenti a MO e RE potrebbe riflettere una stratificazione sociale dell'abitudine al fumo meno marcata. Secondo il modello della transizione epidemiologica dell'abitudine al fumo di sigaretta, l'andamento di questo comportamento andrebbe da una maggior prevalenza tra le donne più avvantaggiate socialmente a inizio del XX secolo a un gradiente inverso ai giorni d'oggi. I risultati suggeriscono una differenza

nella velocità con cui accade questa transizione nelle diverse città, in linea con l'emancipazione della donna nel mercato del lavoro, che vedrebbe TO, BO e VE avanti rispetto alle altre due città emiliane.⁴⁷

Infine, gli studi che hanno analizzato la distribuzione sociale del tumore della mammella, a fronte di una minore incidenza nelle classi socioeconomiche più basse, hanno rilevato significativi svantaggi nell'accesso allo *screening* e nella mortalità per questo tumore.^{48,49} Dopo l'aggiustamento, i risultati di questo studio evidenziano una sostanziale assenza di gradiente, a eccezione di un effetto protettivo della bassa classe sociale a TO e del basso titolo di studio a RE e un gradiente inverso della classe sociale per VE e RE. L'indicazione di un effetto protettivo delle categorie socialmente più svantaggiate nella mortalità per questo tumore era già stato riportato in letteratura^{50,51} e rispecchierebbe la stratificazione sociale dei comportamenti riproduttivi responsabili dell'insorgenza della malattia a sfavore delle donne più avvantaggiate. L'inversione del gradiente nella mortalità a svantaggio delle meno abbienti solleva invece domande sull'equità nell'assistenza, in particolare in termini di tempestività diagnostica, di accesso a terapie efficaci e di *compliance* al percorso terapeutico.⁵² Nelle coorti incluse in questo studio sembrerebbe che i due fenomeni abbiano agito congiuntamente, bilanciando gli effetti opposti. Il modo per isolare i due effetti sarebbe quello di analizzare separatamente i gradienti di incidenza e sopravvivenza, integrando le coorti con i dati dei Registri Tumori come fatto in passato sulla coorte di Torino.⁴⁸⁻⁴⁹ Perseguire questa strada costituirebbe un ulteriore sviluppo per gli studi della rete-SLM.

LIMITI E PUNTI DI FORZA

La principale limitazione di questa analisi sta nella disponibilità di due soli indicatori di posizione socioeconomica – titolo di studio e classe sociale – nella coorte di Venezia che pertanto non è pienamente confrontabile con il resto delle coorti. Di conseguenza, l'impatto relativo di queste due variabili è sovrastimato rispetto a quello rilevato nelle altre città. Un'altra limitazione riguarda la variabile utilizzata per descrivere la classe sociale. Due sono gli elementi critici a questo proposito: l'importante percentuale di soggetti con valori mancanti (soprattutto tra le donne) e la potenziale misclassificazione. La classe sociale, costruita sulla base delle informazioni relative a posizione nella professione, tipo di attività lavorativa e titolo di studio, può essere derivata solo per i soggetti attivi al momento del Censimento. Nelle coorti SLM essa risulta essere mancante per il 21% degli uomini e il 38% delle donne. Un *bias* di selezione potrebbe essere stato introdotto laddove la composizione di coloro che erano inattivi al Censimento del 2001 fosse stata spostata verso una o più classi sociali e non proporzionalmente distribuita tra esse. L'impossi-

bilità di tracciare le storie occupazionali dei soggetti non attivi rende difficile quantificare l'importanza e l'impatto in termini di stima dell'effetto di questo *bias*. Inoltre, l'esclusione dei soggetti senza informazioni sulla classe sociale nella stima dell'R² ha ridotto sostanzialmente la potenza statistica nelle coorti più piccole, come quelle emiliane. Ciò nonostante, i risultati per le coorti che non presentano problemi di potenza suggeriscono l'importanza di considerare questo indicatore come un buon predittore dello stato di salute. Per superare questo limite, è previsto in futuro di integrare questo indicatore utilizzando il modello di dominanza proposto da Cardano,²⁴ che attribuisce a entrambi i partner di una coppia la classe del partner che occupa la posizione sociale più favorevole. Questo modello è già stato validato in altri lavori sul confronto di indicatori SES su esiti di salute.¹⁵ In secondo luogo, l'algoritmo impiegato per la costruzione di questa variabile non permette di discernere completamente tra le classi dirigenti e la classe media impiegatizia, in assenza di informazioni più granulari sulla professione che sono contenute in variabili di origine censuaria non disponibili nel contesto delle coorti emiliane e veneziana. Questo deficit informativo comporta un certo grado di misclassificazione, che non è possibile quantificare sulla base delle informazioni attualmente a disposizione. Inoltre, nella classificazione viene utilizzato il titolo di studio con i potenziali problemi di collinearità che essa comporta. Quest'ultimo viene utilizzato per distinguere in 8 livelli più dettagliati le quattro macrocategorie considerate in questo articolo, in cui invece le categorie ai due estremi della scala vengono accorpate. Perciò la definizione a quattro livelli non dipende in maniera sistematica dal titolo di studio. Da un punto di vista analitico sono state eseguite una serie di analisi di sensibilità per testare sia i livelli di associazione tra queste due variabili (istru-

zione e classe sociale) tramite la V di Cramer sia la sostenibilità del modello completo tramite la VIF (*variance inflation factor*). I risultati di queste analisi indicano la presenza di una associazione debole o moderata (V di Cramer compresa tra 0,35 e 0,43) tra le variabili, ma il test VIF ci conferma che l'introduzione di queste variabili nel nostro modello non comporta una eccessiva inflazione degli standard error dei loro coefficienti. Tra i principali punti di forza invece, questo studio è il primo a mettere a confronto più città e aree metropolitane italiane adottando una metodologia standard per indagare le disuguaglianze socioeconomiche nella mortalità. Si tratta del primo passo verso il raggiungimento di una maggiore rappresentatività utile anche per confronti europei. Un altro punto di forza è che utilizza indicatori SES di fonte censuaria che danno informazioni complementari, in genere non facilmente disponibili e analizzabili in confronto con altre fonti informative.

CONCLUSIONI

Il riscontro di un effetto indipendente sulla salute delle diverse dimensioni che concorrono alla costituzione della condizione socioeconomica e il fatto che la dimensione implicata possa variare a seconda del genere, il contesto cittadino e la voce nosologica considerata è il principale messaggio di questo studio. A partire da questi risultati è possibile concludere sottolineando alcune importanti implicazioni per la ricerca e per la politica. Per quanto riguarda la ricerca, sono due le linee di sviluppo più promettenti che il patrimonio informativo della rete-SLM permetterebbe di realizzare. In primis estendere queste analisi ad altri centri della rete che al momento di questa pubblicazione hanno finito di aggiornare le loro basi dati (come Siracusa, Ragusa e Palermo) e includere le coorti storiche di Roma e quelle toscane di Livorno, Firenze e Prato. Questo fornirebbe un quadro più completo del fenomeno, incorporando le analisi di città e aree metropolitane appartenenti a tutte le macroaree geografiche del Paese. La seconda è quella di indagare eventuali interazioni tra i diversi indicatori SES e la cittadinanza straniera e il loro effetto, non solo sulla mortalità, che cattura gli effetti a lungo termine dei diversi determinanti sociali sulla salute, ma anche sull'ospedalizzazione, che meglio si presta per trarre delle conclusioni con implicazioni a più breve termine. Per quanto riguarda le politiche, l'effetto indipendente delle dimensioni SES indagate riconduce ai diversi meccanismi coinvolti nella generazione di esiti diseguali, chiamando in causa i diversi settori della politica cittadina nelle sue varie declinazioni istituzionali e sociali. Studi comparativi di questo genere aiutano a stabilire *benchmark* realistici, utili a rendere più consapevole il percorso decisionale, suggerendo al contempo priorità che orientino interventi sempre più intersettoriali e specifici per esito, genere e popolazione.



BIBLIOGRAFIA E NOTE

- Mackenbach JP, Valverde JR, Artnik B et al. Trends in health inequalities in 27 European countries. *Proc Natl Acad Sci U S A* 2018;115(25):6440-45.
- Mirisola C, Ricciardi G, Bevere F, Melazzini M. L'Italia per l'equità nella salute. Istituto nazionale per la promozione della salute delle popolazioni migranti e per il contrasto delle malattie della povertà (INMP), 2017.
- Costa G, Bassi M, Gensini GF, Marra M, Nicelli AL, Zengarini N. L'equità nella salute in Italia - Secondo rapporto sulle disuguaglianze sociali in sanità. Milano, Franco Angeli e Fondazione Smith Kline, 2014.
- Alicandro G, Sebastiani G, Bertuccio P et al. The main causes of death contributing to absolute and relative socio-economic inequality in Italy. *Public Health* 2018;164:39-48.
- Bertuccio P, Alicandro G, Sebastiani G et al. Mortality by occupation-based social class in Italy from 2012 to 2014. *Int J Public Health* 2018;63(7):865-74.
- Costa G, Demaria M, Stroschia M et al. La salute nei quartieri: conta di più chi sei o dove vivi? In: Costa G, Stroschia M, Zengarini N, Demaria M (eds). 40 anni di salute a Torino. Spunti per leggere i bisogni e i risultati delle politiche. Milano, Inferenze, 2017.
- Cacciani L, Bargagli AM, Cesaroni G, Forastiere F, Agabiti N, Davoli M. Education and Mortality in the Rome Longitudinal Study. *PLoS One* 2015;16(10):e0137576.
- Candela S, Cavuto S, Luberto F. Condizioni socioeconomiche e mortalità nella popolazione di Reggio Emilia. Azienda USL di Reggio Emilia, 2005.
- Biggeri A, Marchi M, Dreassi E et al. The Tuscany longitudinal study: mortality among selected causes in inner city of Florence and Leghorn. *Epidemiol Prev* 1999;23(3):161-74.
- Cardano M, Costa G, Demaria M, Merler E, Biggeri A. Inequalities in mortality in the Italian longitudinal studies. *Epidemiol Prev* 1999;23(3):141-52.
- Petrelli A, Zengarini N, Demuru E et al. Differences in mortality by educational level in Italy (2012-2014). *Epidemiol Prev* 2018;42(5-6):288-300.
- Marinacci C, Spadea T, Biggeri A, Demaria M, Caiazzo A, Costa G. The role of individual and contextual socioeconomic circumstances on mortality: analysis of time variations in a city of north west Italy. *J Epidemiol Community Health* 2004;58(3):199-207.
- Costa G, Marinacci C. Health impact of contextual socioeconomic conditions: different levels of association according to aggregate socioeconomic indicators, modelling strategies and ecological level. In: Società italiana di statistica. Rischio e Prevenzione. Atti della Riunione Intermedia 2007. Padova, Cleup, 2007; pp. 41-52.
- Mamo C, Marinacci C, Demaria M, Mirabelli D, Costa G. Factors other than risks in the workplace as determinants of socioeconomic differences in health in Italy. *Int J Occup Environ Health* 2005;11(1):70-76.
- Spadea T, Zengarini N, Kunst A, Zanetti R, Rosso S, Costa G. Cancer risk in relationship to different indicators of adult socioeconomic position in Turin, Italy. *Cancer Causes Control* 2010;21(7):1117-30.
- Van Lenthe FJ, Borrell LN, Costa G et al. Neighbourhood unemployment and all cause mortality: a comparison of six countries. *J Epidemiol Community Health* 2005;59(3):231-37.
- Stringhini S, Spadea T, Stroschia M et al. Decreasing educational differences in mortality over 40 years: evidence from the Turin Longitudinal Study (Italy). *J Epidemiol Community Health* 2015;69(12):1208-16.
- Single E, Rehm J, Robson L, Truong MV. The relative risks and etiologic fractions of different causes of death and disease attributable to alcohol, tobacco and illicit drug use in Canada. *CMAJ* 2000;162(12):1669-75.
- Centers for Disease Control and Prevention (CDCP). Alcohol and Public Health: Alcohol-Related Disease Impact (ARDI), 2017. Disponibile all'indirizzo: https://nccd.cdc.gov/DPH_ARDI/Default/Report.aspx?T=AAF&P=f6d7eda7-036e-4553-9968-9b17ffad620e&R=d7a9b303-48e9-4440-bf47-070a4827e1fd&F=&D
- Filandri M. Proprietari a tutti i costi. Roma, Carocci Editore, 2015.
- Filandri M, Autigna LP. Disuguaglianze di accesso alla casa. Le politiche di housing sociale in Piemonte. *La Rivista delle Politiche Pubbliche* 2015b;3:339-64.
- Seguendo le indicazioni del rapporto "Povertà abitativa in Italia 1989-1993" (Presidenza del Consiglio dei Ministri, Dipartimento per gli affari sociali 1997), si ha sovrappollamento se la dimensione dell'abitazione di residenza risulta inferiore a 30, 50, 65, 80, 110 e 125 m² nel caso in cui i componenti conviventi siano, rispettivamente, uno, due, tre, da quattro a sei, sette, otto e oltre.
- Schizzerotto A. Problemi concettuali e metodologici nell'analisi delle classi sociali. In: Palumbo M (ed). Classi, disuguaglianze e povertà. Problemi di analisi. Milano, Franco Angeli, 1993; pp. 47-75.
- Cardano M, Marinacci C. La rilevazione della posizione sociale. *Epidemiol Prev* 2004;28(3) Suppl:121-42.
- Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med* 1997;44(6):757-71.
- Bagnasco A. Tre Italie. La problematica territoriale dello sviluppo italiano. Bologna, Edizioni Il mulino, 1977.
- de Gelder R, Menvielle G, Costa G et al. Long-term trends of inequalities in mortality in 6 European countries. *Int J Public Health* 2017;62(1):127-41.
- Avendano M, Kunst AE, Huisman M et al. Socioeconomic status and ischaemic heart disease mortality in 10 western European populations during the 1990s. *Heart* 2006;92(4):461-67.
- de Mestral C, Stringhini S. Socioeconomic Status and Cardiovascular Disease: an Update. *Curr Cardiol Rep* 2017;19(11):115.
- Harper S, Lynch J, Smith GD. Social determinants and the decline of cardiovascular diseases: understanding the links. *Annu Rev Public Health* 2011;32:39-69.
- Galobardes B, Lynch JW, Davey Smith G. Childhood socioeconomic circumstances and cause-specific mortality in adulthood: systematic review and interpretation. *Epidemiol Rev* 2004;26:7-21.
- Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Davey Smith G. Indicators of socioeconomic position (part 1). *J Epidemiol Commun Health* 2006;60:7-12.
- Mencarini L, Cisotto E, Onorati R. Quando si rimane soli: separazione e vedovanza. In: Costa G, Stroschia M, Zengarini N, Demaria M (eds). 40 anni di salute a Torino. Spunti per leggere i bisogni e i risultati delle politiche. Milano, Inferenze, 2017.
- Rendall MS, Weden MM, Favreault MM, Waldron H. The protective effect of marriage for survival: a review and update. *Demography* 2011;48(2):481-506.
- Zheng H, Thomas PA. Marital status, self-rated health, and mortality: overestimation of health or diminishing protection of marriage? *J Health Soc Behav* 2013;54(1):128-43.
- Power C, Rodgers B, Hope S. Heavy alcohol consumption and marital status: disentangling the relationship in a national study of young adults. *Addiction* 1999;94(10):1477-87.
- Filandri M, Zengarini N, Avere una casa a Torino: ripercussioni crescenti sulla salute. In: Costa G, Stroschia M, Zengarini N, Demaria M (eds). 40 anni di salute a Torino. Spunti per leggere i bisogni e i risultati delle politiche. Milano, Inferenze, 2017.
- Mackenbach JP, Huisman M, Andersen O et al. Inequalities in lung cancer mortality by the educational level in 10 European populations. *Eur J Cancer* 2004;40(1):126-35.
- Van der Heyden JH, Schaap MM, Kunst AE et al. Socioeconomic inequalities in lung cancer mortality in 16 European populations. *Lung Cancer* 2009;63(3):322-30.
- Vanthomme K, Vandenneede H, Hagedoorn P, Gadeyne S. Evolution of educational inequalities in site-specific cancer mortality among Belgian men between the 1990s and 2000s using a "fundamental cause" perspective. *BMC Cancer* 2017;17(1):470.
- Federico B, Capelli G, Costa G, Mackenbach JP, Kunst AE. Looking at the smoking epidemic through the lens of population pyramids: sociodemographic patterns of smoking in Italy, 1983 to 2005. *Popul Health Metr* 2012;10(1):23.
- Huisman M, Kunst AE, Mackenbach JP. Inequalities in the prevalence of smoking in the European Union: comparing education and income. *Prev Med* 2005;40(6):756-64.
- Galea S, Nandi A, Vlahov D. The social epidemiology of substance use. *Epidemiol Rev* 2004;26:36-52.
- Merletti F, Galassi C, Spadea T. The socioeconomic determinants of cancer. *Environ Health* 2011;10 Suppl 1:57.
- Umberson D. Gender, marital status and the social control of health behavior. *Soc Sci Med* 1992;34(8):907-17.
- Costa G, Stroschia M, Zengarini N, Demaria M (eds). 40 anni di salute a Torino. Spunti per leggere i bisogni e i risultati delle politiche. Milano, Inferenze, 2017.
- Gorini G, Carreras G, Allara E, Faggiano F. Decennial trends of social differences in smoking habits in Italy: a 30-year update. *Cancer Causes Control* 2013;24(7):1385-91.
- Zengarini N. Le disuguaglianze sociali nei tumori. Differenze nell'incidenza, mortalità e sopravvivenza per cancro a Torino, Italia. Tesi di Master in Epidemiologia, Università degli Studi di Torino, Villa Gualino, 2011
- Spadea T, Bellini S, Kunst A, Stirbu I, Costa G. The impact of interventions to improve attendance in female cancer screening among lower socioeconomic groups: a review. *Prev Med* 2010b;50(4):159-64.
- Heck KE. Explaining the relation between education and postmenopausal breast cancer. *Am J Epidemiol* 1997;145(4):366-72.
- Menvielle G, Kunst AE, van Gils CH et al. The contribution of risk factors to the higher incidence of invasive and in situ breast cancers in women with higher levels of education in the European prospective investigation into cancer and nutrition. *Am J Epidemiol* 2011;173(1):26-37.
- Zengarini N, Ponti A, Tomatis M et al. Absence of socioeconomic inequalities in access to good-quality breast cancer treatment within a population-wide screening programme in Turin (Italy). *Eur J Cancer Prev* 2016;25(6):538-46.

4

Mortalità: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana di studi longitudinali metropolitani

Mortality: a comparison between Italian and immigrant population in the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies

RIASSUNTO

OBIETTIVI: analizzare le differenze nella mortalità totale e per causa tra italiani e immigrati residenti in cinque città partecipanti alla rete italiana degli studi longitudinali metropolitani.

DISEGNO: coorte aperta multicentrica.

SETTING E PARTECIPANTI: sono stati arruolati tutti i soggetti di età 1-64 anni residenti a Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena e Bologna tra il 21.10.2001 e il 31.12.2010, seguiti fino al 31.12.2013.

PRINCIPALI MISURE DI OUTCOME: la mortalità generale tra la popolazione italiana e quella immigrata (nel suo complesso e per ciascun gruppo di macroaree) è stata confrontata attraverso i *mortality rate ratio* (MRR) ottenuti da modelli di Poisson aggiustati per età e periodo, mentre la mortalità specifica per causa è stata confrontata attraverso gli *standardised mortality ratio* (SMR).

RISULTATI: i tassi di mortalità per tutte le cause sono inferiori per gli immigrati rispetto agli italiani (maschi: MRR 0,83; IC95% 0,78-0,90 – femmine: MRR 0,70; IC95% 0,64-0,77), eccetto che per gli uomini e le donne provenienti dall'Africa subsahariana, per i quali si registrano eccessi di mortalità rispetto agli italiani (maschi: MRR 1,33; IC95% 1,12-1,59 – femmine: MRR 1,69; IC95% 1,31-2,17). Sono stati osservati livelli più alti di mortalità a carico degli immigrati per i decessi causati da tubercolosi, alcuni tumori e per gli omicidi.

CONCLUSIONI: lo studio qui presentato ha confermato un'eterogeneità dei rischi di mortalità per causa e per macroarea di cittadinanza. In particolare, gli africani dell'area subsahariana sono risultati una popolazione particolarmente vulnerabile. Future analisi con integrazioni di informazioni sulla posizione sociale e sulla storia migratoria e un follow-up più lungo consentiranno una comprensione più approfondita dei fenomeni osservati.

Parole chiave: immigrati, mortalità, cause di morte, Italia, coorte aperta

ABSTRACT

OBJECTIVES: to describe differences in all-cause and in cause-specific mortality among immigrants and Italians residing in five cities participating in the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies.

DESIGN: multicentre open-cohort study.

SETTING AND PARTICIPANTS: all people aged 1-64 years residing in Turin, Venice, Reggio Emilia, Modena, and Bologna between 21.10.2001 and 31.12.2010 were enrolled and followed-up until 31.12.2013.

COSA SI SAPEVA GIÀ

■ Il primo studio italiano sulla mortalità per cittadinanza con disegno longitudinale è stato condotto con la rete degli studi longitudinali metropolitani (SLM) su una coorte aperta di residenti a Torino e Reggio Emilia nel 2001-2013.

■ I risultati hanno mostrato livelli medi di mortalità più bassi per gli immigrati rispetto agli italiani, con alcune differenze per macroarea di cittadinanza e causa del decesso.

COSA SI AGGIUNGE DI NUOVO

■ L'analisi è stata estesa includendo anche Venezia, Modena e Bologna.

■ I risultati confermano l'effetto medio protettivo per gli immigrati, eccetto che per quelli provenienti dall'Africa subsahariana, per i quali si registrano eccessi di mortalità rispetto agli italiani.

■ Tra gli immigrati, è stata anche osservata una mortalità più alta per tubercolosi, alcune sedi tumorali e omicidi.

■ Con l'approccio di coorte aperta e gli archivi integrati degli SLM sarà possibile studiare le complesse interazioni tra condizione sociale, luogo di origine e durata della permanenza.

MAIN OUTCOME MEASURES: the mortality of immigrants from high migratory pressure Countries (as a whole and for each macroarea group) was compared with that of Italians; differences were estimated through Poisson regression adjusted by age and calendar year (mortality rate ratios, MRRs), and by age-standardized mortality ratios (SMRs) for the analysis of cause-specific mortality.

RESULTS: immigrants residing in the five cities showed lower all-cause mortality than Italians (men: MRR 0.83; 95%CI 0.78-0.90 – women: MRR 0.70; 95%CI 0.64-0.77). Sub-Saharan Africans experienced a significant higher mortality than Italians (men: MRR 1.33; 95%CI 1.12-1.59 – women: MRR 1.69; 95%CI 1.31-2.17). Higher mortality for immigrants compared to Italians was observed for tuberculosis, some site-specific tumours, and homicide mortality.

CONCLUSIONS: this study showed heterogeneity in mortality across causes of death and macroareas of origin; in particular, sub-Saharan Africans seemed to be a vulnerable population. Future analysis with additional information on socioeconomic status and migration history and a longer follow-up will allow a better understanding of the observed pattern.

Keywords: immigrants, mortality, cause of death, Italy, open cohort

INTRODUZIONE

È ben noto in letteratura il paradosso per cui gli immigrati, pur essendo maggiormente esposti a peggiori condizioni di vita, in particolare fattori socioeconomici e fattori di rischio per molte malattie, presentano in media una mortalità più bassa rispetto a quella della popolazione autoctona.¹⁻³ Questo risultato viene spiegato principalmente attraverso due meccanismi di selezione correlati alla salute: l'“effetto migrante sano” e l'“effetto salmone”. Il primo si basa sull'assunto che emigrano persone più giovani e generalmente più sane rispetto a chi resta nel Paese d'origine,⁴⁻⁶ il secondo, finora documentato principalmente negli Stati Uniti, è quello per cui gli immigrati ritornano ai loro Paesi d'origine quando si ammalano o in prossimità della morte.^{7,8}

Con il passare del tempo dalla migrazione, gli immigrati possono perdere il loro capitale di salute iniziale per effetto di più meccanismi, come l'assimilazione agli stili di vita meno salubri delle classi più svantaggiate della popolazione autoctona, l'aumento di comportamenti a rischio per la salute, l'effetto cumulativo degli svantaggi negli ambienti di vita e di lavoro e infine l'invecchiamento.⁹⁻¹²

Numerosi studi hanno messo in evidenza una sostanziale eterogeneità degli effetti sulla mortalità di molteplici fattori come l'area di provenienza, l'età, la causa del decesso, il Paese di destinazione, l'età all'arrivo, la durata della permanenza e le condizioni socioeconomiche.^{9,13-18} Studi specifici per Paese di destinazione che tengano conto di queste variabili sono utili per meglio comprendere i meccanismi sottostanti a questa variabilità.

Gli studi a oggi pubblicati in Italia sulla mortalità per status di immigrato sono di natura prevalentemente descrittiva;¹⁹⁻²⁵ quelli che hanno confrontato le popolazioni al netto dell'età hanno rilevato in media una mortalità inferiore per gli immigrati rispetto agli italiani, con una sostanziale variabilità per causa di decesso e area di origine.²¹⁻²³ I principali limiti di questi studi sono legati al disegno trasversale e al possibile *mismatch* numeratore/denominatore causato dall'uso di differenti fonti di dati per costruire i denominatori e i numeratori delle stime. Il primo studio italiano con disegno longitudinale è stato condotto all'interno della rete degli studi longitudinali metropolitani (SLM) su una coorte aperta di italiani e immigrati residenti a Torino e Reggio Emilia durante il periodo 2001-2013.²⁶ I risultati hanno confermato un effetto medio protettivo a favore degli immigrati, ma hanno anche messo in evidenza importanti differenze di mortalità per macroarea di cittadinanza e causa del decesso, sottolineando la necessità di ampliare lo studio ad altre città italiane.

L'obiettivo di questo studio è, quindi, di aggiornare i risultati sulle differenze nella mortalità totale e per causa tra italiani e immigrati, integrando i dati di Torino e Reggio Emilia con quelli di altre città italiane: Venezia, Modena e Bologna.

METODI

SETTING, PARTECIPANTI E DISEGNO DI STUDIO

Lo studio si basa sui dati della rete-SLM, le cui caratteristiche sono descritte altrove²⁷ e nell'articolo introduttivo di questo volume.²⁸ Il disegno è di coorte aperta. Sono stati arruolati i residenti a Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena e Bologna alla data del Censimento 2001 (21 ottobre) o successivamente registrati nelle anagrafi per nascita o immigrazione fino al 31.12.2010. Le persone arruolate sono state seguite fino al 31.12.2013, permettendo così un follow-up di almeno tre anni per ciascun individuo. Le analisi sono state limitate ai soggetti che avevano un'età compresa tra 1 e 64 anni durante il periodo di osservazione per i seguenti motivi:

- escludere la mortalità infantile, trattata in un altro contributo della presente monografia;²⁹
- escludere la popolazione con età avanzata, fascia in cui gli immigrati sono fortemente sottorappresentati in Italia;
- attenuare la potenziale distorsione legata alla mancata registrazione delle cancellazioni, più frequente nelle età più avanzate.³⁰

Gli anni-persona a rischio sono stati calcolati a partire dalla data di arruolamento fino alla data di decesso o di emigrazione o di fine follow-up.

ESPOSIZIONE E ALTRE VARIABILI

L'esposizione è lo status di immigrato definito in base alla cittadinanza (fonte: anagrafe comunale). I residenti con cittadinanza di un Paese a forte pressione migratoria (PFPM) sono stati considerati come immigrati e analizzati nel loro insieme disaggregati per macroarea: Europa centro-orientale, America centro-meridionale, Africa settentrionale, Africa subsahariana e Asia (eccetto Israele e Giappone) (vd. tabella S1, materiali supplementari on-line).

Gli apolidi sono stati inclusi tra gli immigrati.

Al contrario, sono stati esclusi i residenti con cittadinanza di Paesi appartenenti all'Europa occidentale, all'America settentrionale, all'Oceania, o con cittadinanza in Israele e Giappone per due motivi principali:

1. ricerche precedenti hanno mostrato che godono di un livello economico e di condizioni di salute equiparabili a quelli dei nativi;¹⁰
2. sono un sottogruppo molto piccolo (nel nostro caso circa il 4% di tutti i residenti stranieri).

Gli italiani rappresentano il gruppo di riferimento. Altre variabili considerate sono: età, genere, anno di calendario e città di residenza.

ESITO

L'esito è la mortalità generale e specifica per causa. L'informazione sullo stato in vita e l'eventuale causa di decesso deriva dall'allineamento effettuato tramite *linkage* individuale tra l'anagrafe comunale e il registro di mortalità, che include informazioni sulle cause di morte sia per i deceduti in Italia sia per i deceduti all'estero. I decessi risultanti solo da

fonte anagrafica sono stati classificati come “solo anagrafe” (n. 655): possono essere sia casi in attesa di classificazione da parte del registro di mortalità sia casi identificati solo dalle anagrafi comunali (probabilmente decessi avvenuti all'estero) o, infine, derivare da un errore della procedura di *linkage* tra le due fonti di dati. I decessi avvenuti all'estero, anche se inclusi nel registro di mortalità, raramente riportano la causa. Questi casi, insieme a quelli con un accertamento diagnostico o giudiziario in corso, rientrano nella categoria “causa sconosciuta” (n. 165). Per tutti gli altri casi, il motivo del decesso è stato attribuito secondo il sistema ICD-9. Sono stati esaminati tutti i 17 capitoli ICD-9 e le singole condizioni più rilevanti, come le cardiopatie ischemiche, le malattie cerebrovascolari, gli omicidi e i suicidi. Tra i tumori, sono stati analizzati i più frequenti (polmone, colon retto e seno) o quelli per cui fosse già noto un possibile eccesso di rischio per gli immigrati (vie aerodigestive superiori, stomaco, fegato, cervice uterina, linfoma non Hodgkin e leucemia).³¹ Tra le malattie infettive, sono stati riportati i dati relativi a tubercolosi (TBC) e AIDS. È stato, inoltre, analizzato un gruppo più ampio di malattie infettive che comprende tutte le condizioni incluse nel capitolo ICD-9 sulle infezioni, l'AIDS e altre patologie che sono ritenute imputabili alle infezioni, ma il cui codice ICD non è incluso nel capitolo delle malattie infettive (epatiti, polmoniti, endocarditi, miocarditi, pericarditi, setticemie, infezioni del sistema nervoso e tumori con stima di frazione attribuibile a un agente infettivo maggiore dell'80%).^{26,32}

ANALISI STATISTICHE

La mortalità generale tra italiani e immigrati è stata confrontata attraverso rapporti tra tassi di mortalità (*mortality rate ratios*, MRR) e relativi intervalli di confidenza al 95% (IC95%) stimati attraverso il modello di Poisson. Le stime sono state stratificate per genere e aggiustate per età e periodo di calendario (biennale), ambedue trattate come covariate dipendenti dal tempo. I risultati sono riportati separatamente per le cinque città e congiuntamente per l'intera coorte. In quest'ultimo caso, le stime sono state ulteriormente aggiustate per città di residenza, riportando il *p-value* dell'interazione tra cittadinanza e città calcolato con il test del rapporto di verosimiglianza.

Per la mortalità specifica per causa non sono stati calcolati i modelli, instabili a causa dei piccoli numeri negli strati di mortalità degli immigrati, ma i rapporti standardizzati per età (*standardised mortality ratios*, SMR) utilizzando come standard i tassi di mortalità specifici degli italiani. Inoltre, dato che gli SMR tra gli uomini e le donne sono risultati simili, sono riportati i dati congiunti, sottolineando nel testo eventuali differenze. I dati distinti per genere sono disponibili nella tabella S8 (vd. materiali supplementari on-line).

RISULTATI

Sono stati arruolati 2.158.084 soggetti con età compresa tra 1 e 64 anni residenti nelle città considerate dal

21.10.2001 al 31.12.2010, per un totale di 16.872.680 anni-persona, osservati fino al 31.12.2013 (di cui il 48% a Torino, il 14% a Venezia, il 19% a Bologna, il 10% a Modena, il 9% a Reggio Emilia) (tabella 1). La percentuale di anni-persona a carico degli immigrati è pari all'11% e varia dal 9% di Venezia al 15% di Reggio Emilia (figura 1). Il follow-up medio è di 8,1 anni per gli italiani e di 6,3 anni per gli immigrati, con qualche variabilità tra città; in particolare, Torino risulta la città con follow-up più breve tra gli italiani (7,5 anni) e più lungo tra gli immigrati (6,8 anni); Venezia, al contrario, quella con follow-up più lungo tra gli italiani (9 anni) e più breve tra gli immigrati (5,7 anni). Nel periodo in studio, in tutte le città analizzate, la distribuzione per età degli immigrati è costantemente spostata verso le età più giovani, a differenza della distribuzione osservata per gli italiani (tabella 1), e i cittadini provenienti dall'Europa centro-orientale rappresentano la quota più alta di stranieri sia tra gli uomini sia tra le donne (rispettivamente 5% e 6% sul totale della popolazione). Tuttavia, si rileva una variabilità nella composizione per aree di cittadinanza e genere tra le città.

MORTALITÀ PER TUTTE LE CAUSE

Tra il 21.10.2001 e il 31.12.2013 sono stati registrati complessivamente 18.832 decessi tra gli uomini e 11.172 tra le donne, di cui il 5% a carico della popolazione immigrata. Rispetto agli italiani, gli immigrati presentano tassi di mortalità più elevati nelle età più giovani (eccetto i maschi provenienti dall'Europa centro-orientale) e inferiori nelle età più avanzate (tabella 2), con un differenziale che cresce all'aumentare dell'età, soprattutto tra gli uomini. L'età in cui l'andamento si inverte varia leggermente tra le aree di provenienza, ma può essere collocato intorno ai 25-34 anni, fatta eccezione per coloro che provengono dall'Africa subsahariana, per i quali si registrano tassi più bassi rispetto agli italiani dopo i 44 anni tra gli uomini e dopo i 54 tra le donne. Nelle età più giovani, in entrambi i generi l'eccesso di mortalità risulta più pronunciato tra le comunità dell'Africa subsahariana e settentrionale.

Aggiustando per età, periodo di calendario e città di residenza si osservano, per entrambi i generi, tassi di mortalità inferiori per gli immigrati rispetto agli italiani (uomini: MRR 0,83; IC95% 0,78-0,90 – donne: MRR 0,70; IC95% 0,64-0,77) (tabella 3). Tra gli uomini, le differenze tra città sono al limite della significatività (*p-value* per interazione=0,07), con un'indicazione di allontanamento dall'effetto protettivo sulla mortalità a favore degli immigrati nelle città di Modena (MRR 1,00; IC95% 0,81-1,24) e Bologna (MRR 0,91; IC95% 0,77-1,07). Tra le donne, la variabilità tra città sembra essere più marcata (*p*=0,03), con un effetto protettivo per le immigrate più accentuato a Reggio Emilia (MRR 0,51; IC95% 0,37-0,71) e Venezia (MRR 0,57; IC95% 0,44-0,75).

In tutte le città, la mortalità per macroarea di provenienza degli immigrati mostra livelli più alti per coloro che proven-



MASCHI

Vedi Tabella 1/Femmine alla pagina seguente ►

CITTÀ	CITTADINANZA								
	ITALIA	EUROPA CENTRO-ORIENTALE	AFRICA SETTENTRIONALE	AFRICA SUBSAHARIANA	AMERICA CENTRO-MERIDIONALE	ASIA*	APOLIDE +ND**	TOTALE	
TORINO									
Totale	n.	3.554.537	229.636	99.003	32.203	42.047	45.491	327	4.003.244
Anni-persona									
1-14 anni	%	14,5	16,0	15,7	16,5	16,6	18,8	15,1	14,7
15-29 anni	%	18,2	29,8	21,5	18,8	28,1	25,3	21,5	19,1
30-49 anni	%	40,0	46,8	56,5	57,0	46,5	46,7	50,6	41,1
50-64 anni	%	27,3	7,4	6,3	7,7	8,8	9,2	12,7	25,1
Decessi	n.	8.779	210	90	47	31	35	0	9.192
VENEZIA									
Totale	n.	1.088.022	47.562	6.731	5.653	3.376	46.225	50	1.197.619
Anni-persona									
1-14 anni	%	14,8	17,0	16,6	12,2	12,8	18,0	37,0	15,0
15-29 anni	%	17,1	30,1	17,0	18,4	33,4	25,5	34,0	18,0
30-49 anni	%	39,2	43,7	59,1	62,1	47,1	50,9	29,0	40,1
50-64 anni	%	29,0	9,1	7,3	7,2	6,7	5,6	0,0	27,0
Decessi	n.	2.941	41	7	3	2	29	0	3.023
REGGIO EMILIA									
Totale	n.	655.624	35.504	36.764	21.600	3.455	22.034	33	775.014
Anni-persona									
1-14 anni	%	16,9	18,0	18,9	19,6	17,4	21,5	0,0	17,2
15-29 anni	%	18,4	33,0	18,4	23,5	33,2	25,9	19,1	19,5
30-49 anni	%	40,8	41,3	55,0	51,0	43,8	45,9	80,9	41,9
50-64 anni	%	23,9	7,8	7,7	5,9	5,7	6,7	0,0	21,4
Decessi	n.	1.328	32	24	32	3	15	0	1.434
MODENA									
Totale	n.	735.080	33.176	25.355	20.783	2.852	17.811	6	835.062
Anni-persona									
1-14 anni	%	16,0	15,9	14,1	16,0	12,6	20,0	0,0	16,0
15-29 anni	%	18,3	32,5	22,0	26,9	32,8	25,6	0,0	19,4
30-49 anni	%	39,1	43,5	57,6	52,9	46,3	45,3	100,0	40,4
50-64 anni	%	26,5	8,1	6,3	4,3	8,3	9,1	0,0	24,2
Decessi	n.	1.511	21	21	31	2	17	1	1.604
BOLOGNA									
Totale	n.	1.450.533	47.401	24.750	10.580	7.000	74.399	108	1.614.771
Anni-persona									
1-14 anni	%	13,7	16,2	12,6	12,8	14,3	15,8	0,0	13,9
15-29 anni	%	17,0	32,4	21,4	28,3	27,8	25,2	18,1	18,0
30-49 anni	%	41,9	43,0	57,9	53,5	49,8	51,3	58,8	42,7
50-64 anni	%	27,4	8,3	8,1	5,5	8,0	7,7	23,0	25,4
Decessi	n.	3.417	41	39	15	8	59	0	3.579
COORTE TOTALE									
Totale	n.	7.483.796	393.279	192.603	90.819	58.730	205.960	523	8.425.711
Anni-persona									
1-14 anni	%	14,8	16,3	15,7	16,4	16,0	17,9	13,0	15,0
15-29 anni	%	17,8	30,7	20,8	22,8	28,9	25,4	21,6	18,8
30-49 anni	%	40,2	45,2	56,6	54,5	46,8	49,1	52,7	41,2
50-64 anni	%	27,2	7,8	6,8	6,2	8,4	7,6	12,7	25,0
Decessi	n.	17.976	345	181	128	46	155	1	18.832

* Israele e Giappone non sono inclusi, perché sono classificati come Paesi a sviluppo avanzato / *Israel and Japan are not included, because they were classified as Highly Developed Countries*** A causa dell'arrotondamento, la somma delle percentuali può non dare 100 / *All percentages may not total 100% due to rounding*ND: cittadinanza non determinata / *stateless*

Tabella 1. Caratteristiche della coorte, per città, genere e cittadinanza. Maschi, 1-64 anni.

Table 1. Characteristics of the cohort, by city, gender, and citizenship. Male, 1-64 years.



◀ Vedi **Tabella 1/Maschi** alla pagina precedente

CITTÀ	CITTADINANZA								
	ITALIA	EUROPA CENTRO-ORIENTALE	AFRICA SETTENTRIONALE	AFRICA SUBSAHARIANA	AMERICA CENTRO-MERIDIONALE	ASIA*	APOLIDE +ND**	TOTALE	
TORINO									
Totale	n.	3.567.493	245.743	61.833	29.188	63.315	43.518	222	4.011.312
Anni-persona									
1-14 anni	%	13,7	14,3	22,9	16,9	11,8	18,1	15,7	13,9
15-29 anni	%	17,2	28,7	27,3	24,1	24,4	21,5	31,3	18,3
30-49 anni	%	39,3	46,8	42,0	55,3	51,9	49,1	44,5	40,2
50-64 anni	%	29,8	10,2	7,8	3,6	11,9	11,2	8,4	27,6
Decessi	n.	5.056	114	34	31	23	27	0	5.285
VENEZIA									
Totale	n.	1.078.380	68.240	3.373	2.786	8.348	31.585	79	1.192.791
Anni-persona									
1-14 anni	%	13,8	10,8	26,3	19,5	7,2	23,8	25,4	13,9
15-29 anni	%	15,8	21,8	24,8	28,0	26,5	28,0	13,1	16,6
30-49 anni	%	38,8	46,6	43,0	46,9	55,0	42,1	46,1	39,5
50-64 anni	%	31,6	20,8	5,9	5,5	11,2	6,0	15,4	30,0
Decessi	n.	1.717	31	0	2	5	18	0	1.773
REGGIO EMILIA									
Totale	n.	643.355	48.520	21.168	16.492	6.398	21.010	78	757.021
Anni-persona									
1-14 anni	%	16,3	12,4	30,5	24,3	7,6	20,2	0,0	16,7
15-29 anni	%	17,9	24,4	24,8	29,0	25,8	24,1	17,3	19,0
30-49 anni	%	40,3	43,4	37,3	43,7	55,2	47,1	73,3	40,8
50-64 anni	%	25,5	19,8	7,4	3,0	11,4	8,6	9,3	23,6
Decessi	n.	750	17	6	5	5	6	0	789
MODENA									
Totale	n.	734.363	48.805	14.302	15.939	5.511	17.838	0	836.757
Anni-persona									
1-14 anni	%	15,1	10,1	22,5	19,2	8,6	20,8	0,0	15,1
15-29 anni	%	16,9	25,3	25,9	31,2	27,7	21,7	0,0	18,0
30-49 anni	%	39,1	45,2	44,7	46,7	53,6	45,4	0,0	40,0
50-64 anni	%	28,8	19,5	6,9	2,9	10,2	12,2	0,0	26,9
Decessi	n.	908	33	5	11	3	5	0	965
BOLOGNA									
Totale	n.	1.475.095	81.890	13.545	10.991	11.228	56.309	30	1.649.088
Anni-persona									
1-14 anni	%	12,7	8,6	20,8	12,7	8,4	19,6	0,0	12,8
15-29 anni	%	15,9	23,8	27,3	26,1	27,2	24,7	13,4	16,8
30-49 anni	%	41,4	46,3	43,0	52,0	50,6	45,4	41,4	41,9
50-64 anni	%	30,0	21,3	9,0	9,2	13,9	10,3	45,2	28,5
Decessi	n.	2.250	53	12	13	9	23	0	2.360
COORTE TOTALE									
Totale	n.	7.498.685	493.198	114.222	75.395	94.800	170.259	410	8.446.969
Anni-persona									
1-14 anni	%	13,9	12,3	24,1	18,5	10,5	20,2	13,4	14,0
15-29 anni	%	16,8	26,2	26,6	27,1	25,2	24,1	23,8	17,8
30-49 anni	%	39,7	46,2	41,6	50,2	52,3	46,0	50,1	40,5
50-64 anni	%	29,6	15,4	7,7	4,2	11,9	9,7	12,7	27,7
Decessi	n.	10.681	248	57	62	45	79	0	11.172

* Israele e Giappone non sono inclusi, perché sono classificati come Paesi a sviluppo avanzato / *Israel and Japan are not included, because they were classified as Highly Developed Countries*

** A causa dell'arrotondamento, la somma delle percentuali può non dare 100 / *All percentages may not total 100% due to rounding*

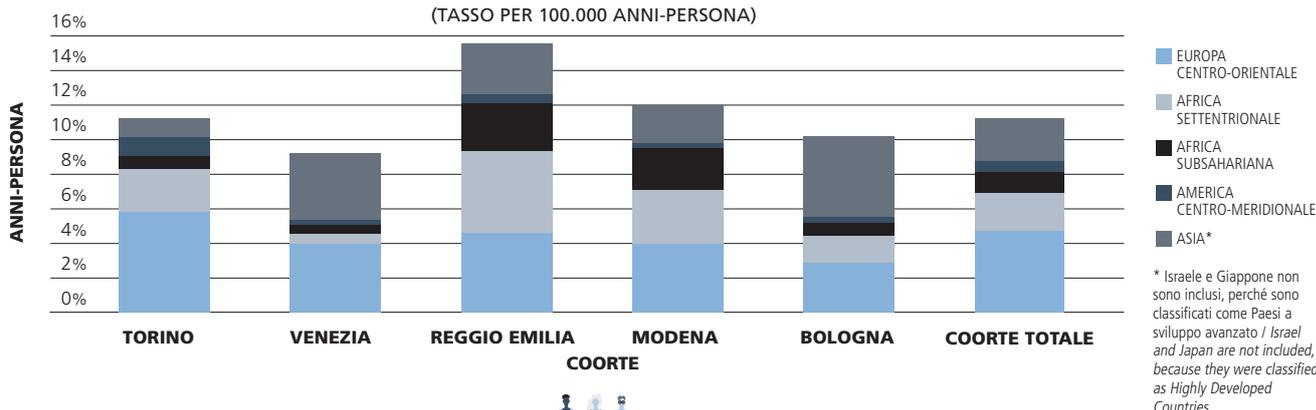
ND: cittadinanza non determinata / *stateless*

Tabella 1. Caratteristiche della coorte, per città, genere e cittadinanza. Femmine, 1-64 anni.

Table 1. Characteristics of the cohort, by city, gender, and citizenship. Female, 1-64 years.



MASCHI



FEMMINE

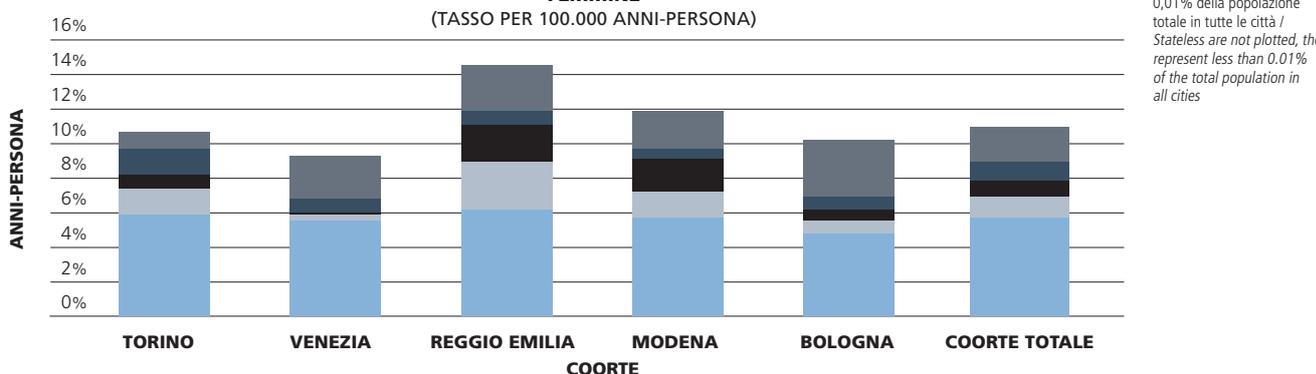


Figura 1. Distribuzione percentuale di anni-persona degli immigrati sul totale degli anni-persona (italiani e immigrati), per città, genere e macroarea. 1-64 anni.
Figure 1. Percentage distribution of immigrants' person-years out of total person-years (Italians and immigrants), by city, gender, and macroarea. 1-64 years.

MORTALITÀ PER TUTTE LE CAUSE: TASSO PER 100.000 ANNI-PERSONA						
ETÀ ANNI	CITTADINANZA					
	ITALIA	EUROPA CENTRO-ORIENTALE	AFRICA SETTENTRIONALE	AFRICA SUBSAHARIANA	AMERICA CENTRO-MERIDIONALE	ASIA*
MASCHI						
1-4	17,4	8,9	68,4	76,6	68,1	21,8
5-14	9,4	9,6	40,8	23,9	15,5	21,6
15-24	43,7	43,8	87,1	64,3	99,9	42,7
25-34	65,9	53,3	49,1	120,6	51,5	49,7
35-44	119,7	87,8	74,8	152,2	41,0	73,4
45-54	304,1	261,3	201,6	272,3	160,8	179,8
55-64	775,0	423,7	544,1	594,7	341,9	360,6
FEMMINE						
1-4	10,5	14,6	25,6	48,9	0,0	38,3
5-14	7,5	20,0	25,3	0,0	0,0	4,7
15-24	19,6	22,5	20,3	0,0	41,4	32,9
25-34	29,2	18,9	15,4	46,1	18,4	20,9
35-44	67,1	47,4	61,9	153,7	54,5	40,9
45-54	184,8	95,1	136,7	227,8	84,6	90,4
55-64	421,5	174,7	264,9	330,4	157,0	252,3

* Israele e Giappone non sono inclusi, perché sono classificati come Paesi a sviluppo avanzato / Israel and Japan are not included, because they were classified as Highly Developed Countries

Tabella 2. Mortalità per tutte le cause: tassi specifici per classi di età (x100.000 anni-persona), per genere e cittadinanza.
Table 2. All-cause mortality: age-specific rate (x100,000 person-years), by gender and citizenship.

MORTALITÀ PER TUTTE LE CAUSE							
	TORINO	VENEZIA	REGGIO EMILIA	MODENA	BOLOGNA	COORTE TOTALE	
	MRR ^a (IC95%)	MRR ^b (IC95%)	p-value interazione				
MASCHI							
Italiani	1	1	1	1	1	1	
Immigrati							
Totale	0,81 (0,74-0,90)	0,66 (0,53-0,83)	0,83 (0,68-1,02)	1,00 (0,81-1,24)	0,91 (0,77-1,07)	0,83 (0,78-0,90)	0,07
Europa centro-orientale	0,85 (0,74-0,98)	0,72 (0,53-0,98)	0,86 (0,61-1,23)	0,67 (0,44-1,04)	0,83 (0,61-1,13)	0,82 (0,74-0,91)	0,13
Africa settentrionale	0,80 (0,65-0,99)	0,84 (0,40-1,76)	0,57 (0,38-0,86)	0,87 (0,57-1,35)	1,32 (0,96-1,81)	0,84 (0,73-0,98)	
Africa subsahariana	1,17 (0,88-1,56)	0,42 (0,13-1,30)	1,45 (1,01-2,06)	1,84 (1,28-2,64)	1,41 (0,84-2,34)	1,33 (1,12-1,59)	
America centro-meridionale	0,61 (0,43-0,87)	0,54 (0,14-2,18)	0,88 (0,28-2,72)	0,72 (0,18-2,88)	1,02 (0,51-2,05)	0,68 (0,51-0,90)	
Asia*	0,62 (0,44-0,86)	0,61 (0,42-0,88)	0,67 (0,40-1,11)	0,96 (0,60-1,55)	0,73 (0,57-0,95)	0,69 (0,59-0,81)	
FEMMINE							
Italiani	1	1	1	1	1	1	
Immigrati							
Totale	0,77 (0,67-0,88)	0,57 (0,44-0,75)	0,51 (0,37-0,71)	0,80 (0,61-1,04)	0,71 (0,59-0,86)	0,70 (0,64-0,77)	0,03
Europa centro-orientale	0,69 (0,58-0,84)	0,44 (0,31-0,62)	0,41 (0,25-0,66)	0,79 (0,56-1,12)	0,61 (0,46-0,80)	0,61 (0,54-0,69)	0,02
Africa settentrionale	0,93 (0,66-1,30)	–	0,56 (0,25-1,26)	0,66 (0,27-1,59)	1,31 (0,74-2,32)	0,87 (0,67-1,13)	
Africa subsahariana	2,13 (1,49-3,04)	1,34 (0,34-5,39)	0,74 (0,30-1,79)	1,68 (0,92-3,06)	1,68 (0,97-2,90)	1,69 (1,31-2,17)	
America centro-meridionale	0,46 (0,31-0,70)	0,78 (0,32-1,87)	1,07 (0,44-2,59)	0,82 (0,27-2,57)	0,92 (0,48-1,78)	0,61 (0,45-0,82)	
Asia*	0,82 (0,56-1,20)	1,05 (0,66-1,68)	0,48 (0,22-1,08)	0,42 (0,17-1,02)	0,57 (0,37-0,85)	0,69 (0,55-0,86)	

^a Aggiustati per periodo (bienni) e classi di età (quinquennali) / *Adjusted for calendar period and age-group (5-year classes)*

^b aggiustati per (a) e per città / *adjusted for (a) and city*

* Israele e Giappone non sono inclusi, perché sono classificati come Paesi a sviluppo avanzato / *Israel and Japan are not included, because they were classified as Highly Developed Countries*

Tabella 3. Mortalità per tutte le cause: rapporti tra tassi aggiustati di mortalità (MRR)^a e intervallo di confidenza al 95% per cittadinanza e genere.

Table 3. All-cause mortality: adjusted mortality rate ratios (MRR)^a with 95% confidence intervals, by citizenship and gender.

gono dall'Africa subsahariana rispetto agli italiani, sia per gli uomini (MRR 1,33; IC95% 1,12-1,59) sia per le donne (MRR 1,69; IC95% 1,31-2,17). Tra gli uomini, non sembrano esserci scostamenti importanti nel *pattern* per macroarea tra le città ($p=0,13$), mentre tra le donne si osservano differenze ($p=0,02$) che riguardano principalmente quelle provenienti dall'Africa subsahariana, con differenze più marcate a Torino (MRR 2,13; IC95% 1,49-3,04) e Reggio Emilia, unica città dove si osserva una tendenza verso la maggior protezione, sia pure non significativa (MRR 0,74; IC95% 0,30-1,79).

MORTALITÀ SPECIFICA PER CAUSA

In entrambi i generi, le cause di morte con un'indicazione di eccesso o di scostamento dall'effetto medio protettivo a favore degli immigrati sono: la TBC (SMR 6,13; IC95% 2,76-13,65), il linfoma non Hodgkin (SMR 1,22; IC95% 0,83-1,79), le malattie del sangue (SMR 1,48; IC95% 0,77-2,84) e gli omicidi (SMR 3,28; IC95% 2,39-4,50). Tra gli uomini si è osservata una tendenza a livelli più alti di mortalità per il tumore di fegato e dotti biliari (SMR 1,15; IC95% 0,79-1,66), per la leucemia (SMR 1,07; IC95%

0,67-1,70) e per le anomalie congenite (SMR 1,36; IC95% 0,79-2,34), mentre tra le donne anche per le malattie della pelle (SMR 3,18; IC95% 0,79-12,70), del sistema osteomuscolare (SMR 1,10; IC95% 0,46-2,64) e complicazioni della gravidanza, del parto e del puerperio (SMR 3,70; IC 1,39-9,85). Per il tumore della cervice, invece, sono stati riscontrati livelli sovrapponibili a quelli delle italiane (SMR 0,92; IC95% 0,38-2,21). Emerge anche una maggiore frequenza tra gli immigrati di decessi registrati con causa sconosciuta (SMR 2,96; IC95% 2,23-3,92) e "solo in anagrafe" (SMR 3,57; IC95% 3,10-4,12). Infine, tra gli immigrati provenienti dall'Africa subsahariana, l'eccesso di rischio riscontrato sembra riferirsi principalmente alle malattie infettive e del metabolismo (tabella 4 e tabella S8).

DISCUSSIONE

Questo lavoro rappresenta un aggiornamento del primo studio longitudinale realizzato in Italia sulle differenze nella mortalità per status d'immigrazione a Torino e Reggio Emilia,²⁶ con l'inclusione di Venezia, Modena e Bologna. Nel complesso, i risultati confermano tassi di mortalità inferiori per gli immigrati rispetto agli italiani, tranne che per



MASCHI E FEMMINE

MORTALITÀ PER CAUSE SPECIFICHE					
CODICI ICD-9	ITALIANI ANNI-PERSONA: 14.982.481		IMMIGRATI ANNI-PERSONA: 1.890.199		SMR* (IC95%)
	n. DECESSI	TASSO GREZZO	n. DECESSI	TASSO GREZZO	
001-139: Malattie infettive e parassitarie	461	3,1	30	1,6	0,86 (0,60-1,23)
010-018: Tubercolosi	14	0,1	6	0,3	6,13 (2,76-13,65)
001-013: Malattie infettive e correlate ^a	3.479	23,2	152	8,0	0,71 (0,60-0,83)
140-239: Tumori	13.986	93,3	393	20,8	0,54 (0,49-0,60)
140-150,161: vie aerodigestive superiori	880	5,9	14	0,7	0,35 (0,21-0,60)
162: Polmone	3.129	20,9	59	3,1	0,48 (0,37-0,62)
153,154: colon retto	1.383	9,2	23	1,2	0,35 (0,23-0,52)
151: Stomaco	632	4,2	23	1,2	0,71 (0,47-1,06)
155-156: Fegato e dotti biliari	887	5,9	36	1,9	0,98 (0,71-1,36)
174: Mammella ^b	1.609	21,5	46	4,9	0,42 (0,31-0,56)
180: Cervice uterina ^b	70	0,9	5	0,5	0,92 (0,38-2,21)
200,202: Linfoma non Hodgkin	356	2,4	26	1,4	1,22 (0,83-1,79)
204-208: Leucemia	394	2,6	28	1,5	0,92 (0,64-1,33)
240-279: Malattie endocrine, nutrizionali e metaboliche	1.069	7,1	43	2,3	0,59 (0,44-0,80)
280-289: Malattie del sangue e degli organi emopoietici	75	0,5	9	0,5	1,48 (0,77-2,84)
290-319: Disturbi psichici	481	3,2	19	1,0	0,33 (0,21-0,51)
320-389: Malattie del sistema nervoso	712	4,8	16	0,8	0,33 (0,20-0,54)
390-459: Malattie del sistema circolatorio	5.317	35,5	204	10,8	0,75 (0,65-0,86)
410-414: Cardiopatie ischemiche	2.234	14,9	69	3,7	0,71 (0,56-0,89)
430-438: Malattie cerebrovascolari	987	6,6	43	2,3	0,77 (0,57-1,03)
460-519: Malattie dell'apparato respiratorio	821	5,5	27	1,4	0,56 (0,39-0,82)
520-579: Malattie dell'apparato digerente	1.532	10,2	39	2,1	0,42 (0,31-0,58)
580-629: Malattie dell'apparato genitourinario	182	1,2	1	0,1	0,42 (0,31-0,58)
630-679: Complicazioni della gravidanza, del parto e del puerperio	5	0,0	4	0,2	–
680-709: Malattie della pelle e del tessuto sottocutaneo	16	0,1	2	0,1	1,79 (0,45-7,16)
710-739: Malattie del sistema osteomuscolare e del tessuto connettivo	105	0,7	5	0,3	0,87 (0,36-2,09)
740-759: Malformazioni congenite	167	1,1	18	1,0	0,98 (0,61-1,55)
760-779: Alcune condizioni morbose di origine perinatale	6	0,0	2	0,1	–
780-799: Sintomi, segni e stati morbosi mal definiti	190	1,3	7	0,4	0,36 (0,17-0,75)
800-999: Traumatismi e avvelenamenti	2.712	18,1	288	15,2	0,92 (0,82-1,04)
E950-E959: Suicidi	1.015	6,8	74	3,9	0,67 (0,54-0,85)
E960-E969: Omicidi	94	0,6	38	2,0	3,28 (2,39-4,50)
Causa sconosciuta	165	1,1	48	2,5	2,96 (2,23-3,92)
Solo anagrafe	655	4,4	192	10,2	3,57 (3,10-4,12)

^a AIDS; tumori correlati alle infezioni; epatiti; polmoniti; endocarditi, miocarditi, pericarditi; setticemie; infezioni del sistema nervoso / AIDS; infection-related tumours; hepatitis; pneumonia; infection-related heart diseases; septicaemia; infection-related nervous system diseases

^b Solo femmine / Females only

* Aggiustati per età e genere; gli SMR sono stati calcolati solo se i decessi della coorte totale sono >15; pesi standard: italiani / Adjusted by age and gender; SMRs are calculated only if observed deaths in the total cohort are >15; standard weights: Italians

Tabella 4. Mortalità per cause specifiche combinata per maschi e femmine: decessi, tassi grezzi (x100.000 anni-persona), rapporti standardizzati di mortalità (SMR)* e intervallo di confidenza al 95% (IC95%), per cittadinanza.

Table 4. Cause-specific mortality combined for males and females: deaths, crude rates (x100,000 person-years) and standardised mortality ratios (SMR)* with 95% confidence intervals, by citizenship.

gli uomini e le donne provenienti dall'Africa subsahariana, per i quali si registrano eccessi di mortalità rispetto agli italiani. Le analisi hanno anche confermato una sostanziale variabilità per causa di morte; in particolare, un'indicazione di eccesso per i decessi per tubercolosi, alcuni tumori e omicidio.

Livelli più bassi di mortalità della popolazione immigrata rispetto ai nativi sono stati largamente documentati per persone provenienti dai Paesi occidentali, specialmente in riferimento alle prime immigrazioni,³ così come la grande eterogeneità nei risultati al variare dell'età, del motivo del decesso e della provenienza.^{2,13,14,18,33}

Sono stati riscontrati, nel complesso delle cinque città, tassi di mortalità più elevati tra gli immigrati rispetto agli italiani nelle classi di età più giovani, soprattutto in età infantile, con una relazione che si inverte al crescere dell'età. Un *pattern* per età simile è stato documentato anche nei Paesi Bassi,¹³ in Francia³³ e Italia (in Veneto²² e Toscana^{21,23}).

Il vantaggio di mortalità sugli italiani che si manifesta tra gli adulti può trovare spiegazione nei due meccanismi di selezione ben noti in letteratura e già citati in precedenza:

1. la migrazione di persone sane (effetto migrante sano);
2. il ritorno nel Paese di origine di persone prevalentemente anziane e con problemi di salute o comunque non più in grado di lavorare (effetto salmone).

Le evidenze in letteratura su questa seconda ipotesi sono, tuttavia, contrastanti e legate a contesti differenti dal nostro, riferite perlopiù a studi condotti negli Stati Uniti⁶ più che in Europa.³⁴ Nella coorte qui considerata, i decessi con causa sconosciuta o registrati solo da fonte anagrafica, più probabilmente morti avvenute all'estero, sono più frequenti tra gli immigrati, soprattutto in età più avanzate (dati non riportati), dato compatibile con l'ipotesi dell'effetto salmone. Per i giovani di origine immigrata, molti dei quali appartengono alla seconda generazione, la maggiore mortalità osservata fino ai 15-24 anni di età, in particolar modo tra gli africani, potrebbe riflettere l'associazione tra condizioni sfavorevoli del contesto familiare (per esempio, lo svantaggio socioeconomico) e il rischio di mortalità, suggerendo una maggiore vulnerabilità della seconda generazione rispetto alla prima.

Il *pattern* per cause di morte che emerge dalla coorte allargata alle cinque città è sostanzialmente sovrapponibile a quello riscontrato nel primo studio su Torino e Reggio Emilia ed è caratterizzato da uno svantaggio degli immigrati nel caso della mortalità per malattie infettive, anomalie congenite, alcune sedi tumorali e omicidi.²⁶

Per i tumori, coerentemente con altri studi,^{22,31} si osservano rischi di mortalità più bassi rispetto agli italiani per il tumore della mammella e del colon retto e simili a quelli italiani per il cancro al fegato e alla cervice e per il linfoma non Hodgkin.

Questo *pattern* rispecchia i differenti fattori di rischio dei Paesi d'origine: l'effetto protettivo per il carcinoma mammario e per il tumore del colon retto può essere spiegato

da una minore frequenza di fattori di rischio legati agli stili di vita occidentali, compreso il comportamento riproduttivo,³¹ mentre una più alta prevalenza di epatite B³⁵ e *Papillomavirus* umano³⁶ possono spiegare la mancata protezione per i tumori del fegato e della cervice.

Per i tumori di mammella, cervice e colon retto, la partecipazione ai programmi di screening di popolazione può avere un ruolo nello spiegare i differenziali di mortalità. Studi precedenti hanno riscontrato a livello nazionale un accesso più basso degli immigrati rispetto agli italiani per tutti e tre i programmi di screening.^{37,38} La più bassa mortalità tra gli immigrati per il tumore della mammella e del colon retto fa ipotizzare che, per il momento, in Italia i differenziali osservati siano maggiormente influenzati dai fattori di rischio sottostanti piuttosto che dall'accesso alla prevenzione e alle cure.

In linea con quanto riscontrato a livello nazionale,²⁵ i decessi per "traumatismi e avvelenamenti" tra gli immigrati sono risultati comparabili con quelli degli italiani. Questo dato è in apparente contraddizione con diversi studi che mostrano un rischio più elevato di infortuni e malattie professionali tra gli immigrati.^{39,40} È, tuttavia, importante considerare che le condizioni lavorative più rischiose possono riguardare più frequentemente i lavoratori immigrati non residenti regolarmente in Italia,^{41,42} popolazione esclusa dal presente studio. Un'analisi condotta in Toscana nel periodo 1997-2008 non ha messo in evidenza eccessi significativi di mortalità per incidenti sul lavoro tra gli immigrati residenti.⁴³ Tra le possibili spiegazioni, gli autori indicano una non corretta classificazione dell'evento qualora si sia verificato in una situazione di lavoro irregolare, a cui gli immigrati sono frequentemente esposti.

Tra le altre cause esterne, sono stati riscontrati tassi più alti di suicidio tra gli italiani e tassi più alti di omicidio tra gli immigrati. Eccessi per omicidio tra gli immigrati sono compatibili con una loro maggiore vulnerabilità sociale e sono stati osservati anche in altri studi europei e italiani.^{13-15,18,43} Per i suicidi, invece, è stata riscontrata una certa eterogeneità per area di provenienza;^{14,18} tuttavia, entrambi gli studi italiani hanno riportato tassi più alti a carico degli italiani,^{22,23} in linea con i risultati qui presentati. Nel caso delle malattie infettive, considerate unitamente ad altre cause a loro potenzialmente correlate, sono stati riscontrati livelli di mortalità più bassi tra gli immigrati, fatta eccezione per la TBC e i tumori del fegato e della cervice, patologie che hanno una lunga fase pre-clinica. Per le infezioni acute, come le meningiti, la setticemia e la polmonite, sono stati trovati tassi più bassi tra gli immigrati, analogamente alla mortalità generale (vd. tabella S9, materiali supplementari on-line), nonostante alcuni studi italiani abbiano riscontrato un'occorrenza più alta di queste patologie negli immigrati. Dunque, l'effetto migrante sano sembra apprezzarsi anche nella mortalità per malattie infettive, dove le condizioni di salute generali sono molto rilevanti sia per l'acquisizione dell'infezione sia per il relativo

decorso, mentre non si osserva per le infezioni con una fase latente e ad alta prevalenza nei Paesi d'origine.

Infine, per quanto riguarda le morti per cause ostetriche, benché la scarsa numerosità non permetta di effettuare stime con valore inferenziale, il numero assoluto dei decessi tra le immigrate, popolazione circa 8 volte inferiore alle italiane, pressoché sovrapponibile a quello delle italiane (n. 4 *vs* n. 5), suggerisce un eccesso di rischio da non trascurare in qualità di evento sentinella.

L'eccesso di rischio di mortalità generale tra gli immigrati provenienti da Paesi subsahariani è stato documentato anche per altri Paesi europei,^{1,14} compresa l'Italia,²² in particolare in riferimento alle malattie infettive.²² I risultati qui presentati mostrano anche una certa variabilità tra le città, come riscontrato nel nostro primo studio²⁶ per le donne provenienti da Paesi subsahariani, con un evidente eccesso di mortalità a Torino, ma non a Reggio Emilia. In questo studio è stato ipotizzato che parte di queste differenze potessero essere spiegate dalla diversa composizione per cittadinanza all'interno delle macroaree.²⁶ Ampliando la coorte, una certa variabilità sembra aver interessato anche altre città; tuttavia, si tratta di differenze con entità inferiori e non significative, anche a causa della bassa numerosità di alcuni strati delle combinazioni città-macroarea di provenienza.

Il disegno longitudinale con coorte aperta adottato nel presente studio ha numerosi vantaggi. Innanzitutto, arruolando i nuovi ingressi anagrafici nel corso del follow-up, si è tenuto conto del forte incremento della popolazione immigrata avvenuto nel primo decennio degli anni Duemila. In secondo luogo, abbinando a livello individuale i residenti registrati in anagrafe ai registri di mortalità, si è potuto calcolare il tempo-persona a rischio, evitando il *bias* da disallineamento tra numeratore e denominatore presente negli studi ecologici trasversali.^{14,15} Tuttavia, anche gli studi longitudinali basati sui microdati possono portare con sé distorsioni nei dati,⁴⁴ come nel caso in cui le emigrazioni e/o i decessi degli immigrati non vengano registrati, errore che occorre più frequentemente in corrispondenza delle età più avanzate.³⁰ Per superare parzialmente questo problema, le stime sono state troncate a 64 anni. Un altro punto critico legato alla qualità dei dati è il mancato *linkage* tra anagrafe e registro di mortalità, che potrebbe causare una distorsione da "denominatore immortale". Anche in questo caso, il problema è stato prevenuto recuperando e includendo nelle analisi i casi di decesso registrati solo in anagrafe, dove dovrebbero confluire tutti i possibili casi di fallimento del *linkage*. Per Reggio Emilia, è stato possibile effettuare un controllo diretto con banche dati sanitarie locali ed è stato confermato lo stato di morte di tutti i casi registrati come "solo anagrafe".

La quota di decessi per i quali non è riportata la causa di morte (decessi per causa sconosciuta e decessi registrati solo in anagrafe) è molto più alta per gli immigrati rispetto agli italiani (18% *vs* 3%). Se questa quota di decessi con causa di morte *missing* avesse la stessa distribuzione dei deces-

si codificati, l'effetto protettivo dello status di immigrato emerso per alcune cause di morte potrebbe ridursi.

Dato che questo studio si basa sui dati dell'anagrafe della popolazione residente, non sono stati inclusi gli immigrati legalmente presenti ma non residenti e quelli presenti ma privi di regolari documenti di soggiorno, che rappresentano una sottopopolazione particolarmente vulnerabile. In Italia, tuttavia, si stima che nel periodo in studio gli stranieri irregolari abbiano rappresentato meno dello 0,5% della popolazione residente totale.⁴⁵

Per Venezia, l'informazione sulla cittadinanza è quella relativa al 2001 o al successivo ingresso nella coorte, mentre per Torino e le città emiliane non è stato possibile risalire al dato storicizzato, per cui la cittadinanza è quella più recente rispetto al periodo di follow-up. Per le tre coorti emiliane e per Torino, quindi, tutti gli immigrati che nel periodo in studio hanno ottenuto la cittadinanza italiana sono stati classificati come italiani. Per stimare l'entità della miscelazione dei nuovi italiani nel presente studio, è stato calcolato tramite i dati Istat⁴⁶ il tasso di acquisizione di cittadinanza del periodo 2002-2013. In 12 anni, nei quattro comuni, sono risultate circa 20 acquisizioni ogni 100 stranieri residenti, senza sostanziali variazioni geografiche. I tempi e le modalità di acquisizione della cittadinanza italiana dipendono da vari fattori, uno dei quali è il Paese di provenienza. Gli immigrati da diversi Paesi di provenienza possono acquisire la cittadinanza con tempistiche differenti o avere un diverso interesse nel richiederla, per esempio, a seconda che il proprio Paese di origine accetti o meno la doppia cittadinanza. Inoltre, in riferimento alle modalità di acquisizione della cittadinanza, quelle per residenza e matrimonio riguardano la popolazione adulta, mentre l'acquisizione per discendenza riguarda i maggiorenni nati e residenti in Italia che la richiedono entro i 19 anni di età. Dati i differenti profili di rischio legati al Paese di provenienza, all'età e dato il diverso mix di cittadinanze tra le città analizzate, si suggerisce cautela nel confronto delle stime tra città, ma anche all'interno delle stesse quando si confrontano immigrati provenienti da differenti aree.

Un altro limite è l'assenza di dati sullo stato socioeconomico (SES) e sul tempo di permanenza degli immigrati in Italia. Nei dati della rete-SLM queste informazioni sono reperibili dai Censimenti per i soggetti censiti (le informazioni sul SES sono presenti nelle edizioni del 2001 e del 2011, il tempo di permanenza solo in quella del 2001) e, dunque, non attribuibili a tutta la coorte degli arruolati (tra gli arruolati italiani, il 73% circa è stato censito nel 2001 e il 75% nel 2011, mentre tra gli immigrati i censiti rappresentano solo il 15% nel 2001 e il 55% nel 2011, rispetto al totale della coorte).

Diversi studi hanno riscontrato disuguaglianze di salute degli immigrati rispetto ai nativi e hanno mostrato che sono ampiamente attribuibili alle loro condizioni socioeconomiche.^{10,47} È verosimile, dunque, pensare che se il presente studio avesse tenuto conto del SES dei partecipanti, avrebbe

riscontrato un aumento della protezione complessiva osservata per gli immigrati e spiegato parte dell'eccesso di mortalità riscontrato fra i provenienti da Paesi subsahariani.

Il tempo di permanenza nel Paese ospitante può essere un *proxy* del processo di acculturazione, dell'accumulo di svantaggi sociali e, infine, dell'invecchiamento delle coorti di immigrati: tutti fattori che potrebbero minare il capitale di salute iniziale degli immigrati.^{9,12} Durante il periodo di studio, tuttavia, la maggior parte dei migranti è costituito da nuovi ingressi²⁸ e la durata del follow-up è probabilmente troppo breve per poter tenere conto delle complesse interazioni tra genere, condizione sociale, luogo di origine e durata della permanenza.¹⁰

CONCLUSIONI

Questo studio, basato sulla potenza osservazionale di un approccio di coorte aperta, ha confermato un vantaggio complessivo di mortalità per gli immigrati rispetto agli italiani,

ma anche un'eterogeneità dei rischi per causa e per macroarea di cittadinanza. In particolare, gli immigrati provenienti dall'Africa subsahariana sono risultati una popolazione particolarmente vulnerabile. Future analisi con integrazioni di informazioni sullo stato socioeconomico e sulla storia migratoria e un follow-up più lungo consentiranno una comprensione più approfondita dei fenomeni osservati.

RINGRAZIAMENTI. Per la stesura di questo capitolo, gli Autori desiderano ringraziare Paolo Pandolfi ed Elisa Stivanello (Servizio di epidemiologia, promozione della salute e comunicazione del rischio, Azienda USL di Bologna); Giuliano Carrozi (Servizio di epidemiologia e comunicazione del rischio, Azienda USL di Modena); Ferdinando Luberto (Servizio interaziendale di epidemiologia, Azienda USL di Reggio Emilia); Lorenza Catellani (Servizio gestione e sviluppo delle tecnologie e dei sistemi informativi, Comune di Reggio nell'Emilia); Marco Zaniboni (Settore agenda digitale e tecnologie informatiche); i Servizi anagrafici elettorali e stato civile del comune di Modena.

BIBLIOGRAFIA

- Norredam M, Olsbjerg M, Petersen JH, Juel K, Krasnik A. Inequalities in mortality among refugees and immigrants compared to native Danes – a historical prospective cohort study. *BMC Public Health* 2012;12:757.
- Gadd M, Johansson SE, Sundquist J, Wändell P. Are there differences in all-cause and coronary heart disease mortality between immigrants in Sweden and in their country of birth? A follow-up study of total populations. *BMC Public Health* 2006;6:102.
- Razum O, Twardella D. Time travel with Oliver Twist – towards an explanation for a paradoxically low mortality among recent immigrants. *Trop Med Int Health* 2002;7(1):4-10.
- Parkin DM. Studies of cancer in migrant populations: methods and interpretation. *Rev Epidemiol Sante Publique* 1992;40(6):410-24.
- Razum O, Zeeb H, Rohrmann S. The 'healthy migrant effect' – not merely a fallacy of inaccurate denominator figures. *Int J Epidemiol* 2000;29(1):191-92.
- Ullmann SH, Goldman N, Massey DS. Healthier before they migrate, less healthy when they return? The health of returned migrants in Mexico. *Soc Sci Med* 2011;73(3):421-28.
- Abraido-Lanza AF, Dohrenwend BP, Ng-Mak DS, Turner JB. The Latino mortality paradox: A test of the "salmon bias" and healthy migrant hypotheses. *Am J Public Health* 1999;89(10):1543-48.
- Razum O. Commentary: of salmon and time travellers – musing on the mystery of migrant mortality. *Int J Epidemiol* 2006;35(4):919-21.
- Lara M, Gamboa C, Kahramanian MI, Morales LS, Bautista DEH. Acculturation and Latino health in the United States: a review of the literature and its sociopolitical context. *Annu Rev Public Health* 2005;26:367-97.
- Malmusi D, Borrell C, Benach J. Migration-related health inequalities: showing the complex interactions between gender, social class and place of origin. *Soc Sci Med* 2010;71(9):1610-19.
- Moncho J, Pereyra-Zamora P, Nolasco A, Tamayo-Fonseca N, Melchor I, Macia L. Trends and Disparities in Mortality Among Spanish-Born and Foreign-Born Populations Residing in Spain, 1999-2008. *J Immigr Minor Health* 2015;17(5):1374-84.
- Spadea T, Rusciani R, Mondo L, Costa G. Health Related Lifestyles among Migrants in Europe. In: Rosano A (ed). *Access to Primary Care and Preventative Health Services of Migrants*. Springer 2018.
- Bos V, Kunst AE, Keij-Deerenberg IM, Garssen J, Mackenbach JP. Ethnic inequalities in age- and cause-specific mortality in The Netherlands. *Int J Epidemiol* 2004;33(5):1112-19.
- Regidor E, de La Fuente L, Martínez D, Calle ME, Domínguez V. Heterogeneity in cause-specific mortality according to birthplace in immigrant men residing in Madrid, Spain. *Ann Epidemiol* 2008;18(8):605-13.
- Ikram UZ, Mackenbach JP, Harding S et al. All-cause and cause-specific mortality of different migrant populations in Europe. *Eur J Epidemiol* 2016;31(7):655-65.
- Ott JJ, Paltiel AM, Winkler V, Becher H. Chronic disease mortality associated with infectious agents: a comparative cohort study of migrants from the Former Soviet Union in Israel and Germany. *BMC Public Health* 2008;8:110.
- Syse A, Dzamarija MT, Kumar BN, Diaz E. An observational study of immigrant mortality differences in Norway by reason for migration, length of stay and characteristics of sending countries. *BMC Public Health* 2018;18(1):508.
- Verropoulos G, Tsimbos C. Mortality by Cause of Death Among Immigrants and Natives in a South European Country: The Case of Greece, 2011. *J Immigr Minor Health* 2016;18(2):337-44.
- Carletti P (ed). *La salute della popolazione immigrata: metodologia di analisi. Osservatorio epidemiologico sulle disuguaglianze*, Agenzia Regionale Sanitaria Marche 2009. Disponibile all'indirizzo: http://www.ccm-network.it/documenti_Ccm/prg_area5/Prg_5_Immigrati_metodologia.pdf
- De Giacomi GV, Caracci G, Morandi I (eds). *La salute della popolazione immigrata: il monitoraggio da parte dei Sistemi Sanitari Regionali*. Ministero della salute-Agenas, 2013. Disponibile all'indirizzo: https://www2.immigrazione.regione.toscana.it/sites/default/files/La_salute_della_popolazione_immigrata_il_monitoraggio_da_parte_dei_Sistemi_Sanitari_Regionali.pdf
- Martini A, Chellini E, Sala A. Mortality in immigrants in Tuscany. *Epidemiol Prev* 2011;35(5-6):275-81.
- Fedeli U, Ferroni E, Pigato M, Avossa F, Saugo M. Causes of mortality across different immigrant groups in Northeastern Italy. *PeerJ* 2015;3:e975.
- Dakka N, Martini A, Giovannetti L, Chellini E. Mortality of immigrants in Tuscany Region (Central Italy), 1997-2013. *Epidemiol Prev* 2017;41(5-6):261-70.
- Bruzzone S, Mignolli N. Mortalità per causa tra gli stranieri in Italia. In: *Osservatorio Nazionale sulla salute nelle regioni italiane*, Università Cattolica del Sacro cuore. Rapporto Osservasalute 2015: Stato di salute e qualità dell'assistenza nelle regioni italiane. 2015.
- Bruzzone S, Mignolli N. Mortalità per causa tra gli stranieri in Italia. In: *Osservatorio Nazionale sulla salute nelle regioni italiane*, Università Cattolica del Sacro cuore. Rapporto Osservasalute 2017: Stato di salute e qualità dell'assistenza nelle regioni italiane. 2017.
- Pacelli B, Zengarini N, Broccoli S et al. Differences in mortality by immigrant status in Italy. Results of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies. *Eur J Epidemiol* 2016;31(7):691-701.
- Caranci N, Di Girolamo C, Giorgi Rossi P et al. Cohort profile: the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies (IN-LiMeS), a multicentre cohort for socioeconomic inequalities in health monitoring. *BMJ Open* 2018;8(4):e020572.
- Di Girolamo C, Pacelli B, Petrelli A. La rete italiana degli Studi Longitudinali Metropolitan (rete-SLM), una coorte multicentrica per il monitoraggio delle disuguaglianze socioeconomiche nella salute. In: Petrelli A, Di Napoli A (eds). *Salute degli immigrati e disuguaglianze socioeconomiche nella popolazione residente in Italia valutate attraverso la rete Degli Studi Longitudinali Metropolitan*. *Epidemiol Prev* 2019;43(5-6) Suppl 1:15-24.
- Broccoli S, Bonvicini L, Pacelli B. Mortalità nei primi 5 anni di vita: confronto tra popolazione italiana e immigrata. Risultati della rete Italiana di Studi Longitudinali Metropolitan. In: Petrelli A, Di Napoli A (eds). *Salute degli immigrati e disuguaglianze socioeconomiche nella popolazione residente in Italia valutate attraverso la rete De-*

- gli Studi Longitudinali Metropolitan. *Epidemiol Prev* 2019;43(5-6) Suppl 1:46-56.
30. Kibele E, Scholz R, Shkolnikov VM. Low migrant mortality in Germany for men aged 65 and older: fact or artifact? *Eur J Epidemiol* 2008;23(6):389-93.
 31. Arnold M, Razum O, Coebergh JW. Cancer risk diversity in non-western migrants to Europe: An overview of the literature. *Eur J Cancer* 2010;46(14):2647-59.
 32. de Martel C, Ferlay J, Franceschi S et al. Global burden of cancers attributable to infections in 2008: a review and synthetic analysis. *Lancet Oncol* 2012;13(6):607-15.
 33. Boulogne R, Jouglu E, Breem Y, Kunst AE, Rey G. Mortality differences between the foreign-born and locally-born population in France (2004-2007). *Soc Sci Med* 2012;74(8):1213-23.
 34. Norredam M, Hansen OH, Petersen JH et al. Remigration of migrants with severe disease: myth or reality? – a register-based cohort study. *Eur J Public Health* 2015; 25(1):84-89.
 35. Sharma S, Carballo M, Feld JJ, Janssen HLA. Immigration and viral hepatitis. *J Hepatol* 2015;63(2):515-22.
 36. Bruni L, Albero G, Serrano B et al. ICO/IARC Information Centre on HPV and Cancer. Human Papillomavirus and Related Diseases in Armenia. HPV Center 2014.
 37. Francovich L, Di Napoli A, Giorgi Rossi P, Gargiulo L, Giordani B, Petrelli A. La prevenzione dei tumori femminili nelle donne immigrate residenti in Italia. *Epidemiol Prev* 41(3-4) Suppl 1:18-25.
 38. Turrin A, Zorzi M, Giorgi Rossi P et al. Colorectal cancer screening of immigrants to Italy. Figures from the 2013 National Survey. *Prev Med (Baltim)* 2015;81:132-37.
 39. Salvatore MA, Baglio G, Cacciani L, Spagnolo A, Rosano A. Work-related injuries among immigrant workers in Italy. *J Immigr Minor Heal* 2013;15(1):182-87.
 40. Giraudo M, Bena A, Costa G. Migrant workers in Italy: an analysis of injury risk taking into account occupational characteristics and job tenure. *BMC Public Health* 2017;17(1):351.
 41. Mastrangelo G, Rylander R, Buja A et al. Work related injuries: estimating the incidence among illegally employed immigrants. *BMC Res Notes* 2010;3:331.
 42. Di Napoli A. La salute dei lavoratori immigrati come specchio di quella dei diritti del Paese. *Epidemiol Prev* 2018;42(3-4):259-60.
 43. Indiani L, Martini A, Chellini E. La mortalità per causa violenta negli immigrati in Toscana dai Paesi a forte pressione migratoria. *Epidemiol Prev* 2014;38(1):46-52.
 44. Wallace M, Kulu H. Low immigrant mortality in England and Wales: a data artefact? *Soc Sci Med* 2014;120:100-09.
 45. Centro Studi e Ricerche IDOS. Dossier statistico immigrazione 2015. Roma, IDOS Edizioni, 2015.
 46. Istat. Bilancio Demografico della popolazione residente straniera. <http://demo.istat.it/>
 47. Nazroo JY. The structuring of ethnic inequalities in health: economic position, racial discrimination, and racism. *Am J Public Health* 2003;93(2):277-84.

5

Mortalità nei primi 5 anni di vita: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana di studi longitudinali metropolitani

Mortality in the first 5 years of life: a comparison among Italians and immigrants in the cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies

RIASSUNTO

INTRODUZIONE: la forte presenza di donne in età fertile nei più recenti flussi migratori ha reso la salute materno-infantile della popolazione straniera una priorità nella maggior parte dei Paesi di accoglienza. Studi epidemiologici che hanno confrontato gli esiti perinatali dei figli di immigrati in Paesi industrializzati con quelli della popolazione nativa mostrano risultati discrepanti.

OBIETTIVI: confrontare la mortalità neonatale, post-neonatale e tra il 1° e il 4° anno di vita tra bambini nati da madri italiane e immigrate, nelle città di Torino, Reggio Emilia, Bologna e Modena, 4 città che partecipano alla rete degli studi longitudinali metropolitani (SLM).

METODI: sono stati arruolati tutti i bambini di età compresa tra 0 e 4 anni residenti a Torino, Reggio Emilia, Bologna e Modena per almeno un giorno dall'01.01.2001 al 31.12.2012 (coorte aperta). L'archivio anagrafico è stato integrato con il registro delle cause di morte. Il follow-up termina per decesso, emigrazione o al 5° compleanno. Per l'analisi della mortalità neonatale e post-neonatale sono stati inclusi nello studio solo i bambini iscritti per nascita; il follow-up termina dopo 28 giorni per la mortalità neonatale e dopo un anno per la mortalità post-neonatale (coorte dei nati). Sono definiti immigrati i bambini di madri con cittadinanza di Paese a forte pressione migratoria. I tassi di mortalità neonatale, post-neonatale e nella fascia di età di 1-4 anni sono stati confrontati per cittadinanza (immigrati vs italiani), per macroarea di cittadinanza e tempo di permanenza, tramite *odds ratio* (OR), calcolati con regressione logistica oppure tramite *mortality rate ratio* (MRR), calcolati con regressione di Poisson solo per la mortalità 1-4 anni, aggiustando per genere del bambino, età materna, titolo di studio materno, anno di calendario e città (analisi *pooled*).

RISULTATI: sono stati arruolati 238.753 bambini (20% da madre immigrata). I decessi avvenuti sono 402 di cui il 50% nei primi 28 giorni di vita. Il rischio di mortalità neonatale e post-neonatale negli immigrati è circa 1,5 volte il rischio degli italiani anche correggendo per variabili sociodemografiche (neonatale: OR 1,71; IC95% 1,22-2,39 – post-neonatale: OR 1,63; IC95% 1,03-2,57), ma il differenziale scompare negli anni più recenti (2007-2013). Anche per la mortalità 1-4 anni si osserva una differenza tra italiani e immigrati, ma di minore entità (OR 1,24; IC95% 0,73- 2,11), che tuttavia rimane costante nel tempo.

Gli eccessi riguardano in particolare gli immigrati provenienti dall'Africa settentrionale e subsahariana, e gli immigrati con più di 5 anni di permanenza in Italia.

COSA SI SAPEVA GIÀ

- Nei flussi migratori degli ultimi 10 anni verso il nostro Paese la prevalenza di donne in età fertile è aumentata considerevolmente.
- Non ci sono studi che confrontano la mortalità infantile degli italiani con quella degli immigrati in Italia.
- Studi sull'assistenza al parto e sugli esiti neonatali hanno rilevato esiti peggiori tra gli immigrati.
- Ci sono differenze tra aree di provenienza, in particolare hanno rischi più alti le donne che provengono da Paesi dell'Africa subsahariana.

COSA SI AGGIUNGE DI NUOVO

- Nella fascia di età 0-1 anni i bambini nati da madri immigrate presentano un rischio di morte maggiore rispetto ai bambini nati da madri italiane.
- Sono a maggior rischio gli immigrati provenienti dall'Africa settentrionale e subsahariana e gli immigrati di medio-lungo periodo (>5 anni di residenza in Italia)
- Il differenziale è diminuito negli anni più recenti.

CONCLUSIONI: questo studio evidenzia un eccesso di mortalità a carico degli immigrati sotto l'anno di vita, in particolare modo per gli immigrati provenienti dall'Africa e per gli immigrati di medio-lungo periodo, che si attenua nel tempo.

Parole chiave: immigrati, durata della residenza, mortalità neonatale, mortalità post-neonatale, mortalità a 1-4 anni

ABSTRACT

BACKGROUND: the considerable number of women in child-bearing age in the most recent migration flows has made maternal and child health of the foreign population a priority in most host Countries. Epidemiological studies comparing perinatal outcomes of children of immigrants in industrialized Countries with those of the native population have shown conflicting results.

OBJECTIVES: to compare neonatal and post-neonatal mortality and mortality in 1-4-year-old children born to Italian mothers with that of children born to immigrant mothers. Turin, Reggio Emilia, Bologna, and Modena participated in this analysis of the Italian network of Metropolitan Longitudinal Studies (IN-LiMeS).

METHODS: all children aged 0-4 years residing in Turin, Reggio Emilia, Bologna or Modena for at least one day between 01.01.2001 and 31.12.2012 (open cohort) were enrolled. The Municipal Registry archive was linked with the Italian National

Registry of Causes of Death. Follow-up ceased either at death, emigration, or at 5th birthday. In the analysis of neonatal and post-neonatal mortality, only children born and registered in Italy were included in the study; follow-up concluded after 28 days for neonatal mortality and after one year for post-neonatal mortality (cohort of births). Children whose mother was a citizen of a Country with high migration were defined as immigrant. Neonatal, post-neonatal and 1-4-year-old children mortality rates by citizenship (immigrants vs Italians), by macroarea of citizenship, and by length of stay were compared using Odds Ratio (OR) calculated with logistic regression or Mortality Rate Ratio (MRR) calculated with Poisson regression only for 1-4-year-old children mortality rates, adjusting for child's gender, mother's age, mother's education level, calendar year, and city (pooled analysis).

RESULTS: 238,753 children (20% with immigrant mother) were enrolled in the study. There were 402 deaths, 50% of which in the first 28 days of life. Immigrants had a neonatal

and post-neonatal mortality risk about 1.5 times that of Italians, even after correcting for socioeconomic variables (neonatal: OR 1.71; 95%CI 1.22-2.39 – post-neonatal: OR 1.63; 95%CI 1.03-2.57). The difference disappeared in more recent years (2007-2013). A difference between Italians and immigrants was also observed for mortality in children aged 1-4 years, though less marked (OR 1.24; 95%CI 0.73-2.11), which remained constant over time.

Excesses concerned particularly immigrants from North Africa and from sub-Saharan Africa as well as those residing in Italy for >5 years.

CONCLUSIONS: this study highlights an excess in mortality for immigrants under the age of one, in particular those whose mothers are from Africa and/or have been living in Italy for more than 5 years. This excess mortality diminished over time.

Keywords: migrants, duration of residence, neonatal mortality, post-neonatal mortality, 1-4-year-old mortality

INTRODUZIONE

La grande prevalenza di donne in età fertile nei più recenti flussi migratori ha reso l'assistenza materno-infantile negli immigrati una priorità per le politiche sanitarie nella maggior parte dei Paesi di accoglienza.¹ Gli studi epidemiologici che hanno confrontato gli esiti perinatali degli immigrati in Paesi industrializzati con la popolazione nativa mostrano risultati discrepanti.^{2,3} Una revisione sistematica del 2009 sulla mortalità infantile tra gli immigrati nei Paesi industrializzati riporta una mortalità più alta tra gli immigrati nella metà degli studi inclusi, mentre nei rimanenti la mortalità è simile o inferiore rispetto alla popolazione del Paese di accoglienza.⁴ Una delle condizioni che potrebbe giustificare le differenze osservate è l'area di provenienza: hanno rischi più alti le donne che provengono da Paesi dell'Africa subsahariana.^{2,5-10}

Gli studi condotti in Italia finora si sono focalizzati principalmente sull'assistenza al parto e sugli esiti neonatali e sull'ospedalizzazione e accessi al pronto soccorso, mentre la mortalità infantile e neonatale è ancora poco studiata.¹¹ In generale questi studi condotti in Italia hanno osservato esiti peggiori fra gli immigrati,¹²⁻¹⁹ anche se il differenziale è diminuito negli anni più recenti.^{14,20}

Gli studi longitudinali metropolitani per loro natura²¹ permettono di indagare il fenomeno tenendo conto di alcuni importanti fattori di rischio della mortalità infantile, soprattutto del tempo di permanenza in Italia che, nonostante sia uno dei più importanti determinanti di altri esiti di salute per gli immigrati²²⁻³³ è ancora poco studiato in relazione alla salute perinatale.^{2,34-38}

OBIETTIVO

L'obiettivo di questo lavoro è confrontare la mortalità neonatale, post-neonatale e tra il 1° e il 4° anno di vita tra bambini nati da madri italiane e immigrate, nelle città di

Torino, Reggio Emilia, Bologna e Modena, 4 città che partecipano alla rete degli studi longitudinali metropolitani (SLM).²¹

METODI

OUTCOMES

L'esito è la mortalità infantile (decessi avvenuti nel primo anno di vita), suddivisa in mortalità neonatale (decessi avvenuti dal primo al 27° giorno di vita), e post-neonatale (decessi avvenuti tra il 28° e 364° giorno di vita), e mortalità tra il 1° e il 4° anno di vita, cioè tra 12 e 59 mesi di età.

DISEGNO DELLO STUDIO E POPOLAZIONE

Il disegno di studio utilizzato è di coorte e si basa sul *record linkage* tra i dati di popolazione provenienti dai registri anagrafici, i certificati di mortalità e i dati censuari, raccolti nel contesto della rete-SLM.²⁰

Sono stati inclusi nello studio tutti i bambini nati o iscritti per immigrazione nei comuni di Bologna, Modena, Reggio Emilia e Torino dall'01.01.2001 al 31.12.2012 o presenti al 01.01.2001 con età compresa tra 0 e 4 anni (coorte aperta). Per l'analisi della mortalità neonatale e post-neonatale sono stati inclusi nello studio solo i bambini iscritti per nascita nei comuni di Bologna, Modena, Reggio Emilia e Torino dall'01.01.2001 al 31.12.2012 (coorte dei nati).

I bambini sono stati seguiti fino al quinto compleanno, al decesso, all'emigrazione o al 31.12.2013. Per ogni bambino è stata individuata la madre tramite le informazioni del codice famiglia e della relazione di parentela presenti nell'archivio anagrafico. Poiché l'esposizione e la maggior parte delle covariate utilizzate per le analisi sono relative alla madre, sono stati esclusi i bambini per cui non è stato possibile individuarla dai dati dell'archivio anagrafico.

ESPOSIZIONE

L'esposizione è lo status di immigrato relativo alla madre rilevato attraverso la cittadinanza desunta da fonte anagrafica (anagrafe comunale).

I bambini arruolati nello studio sono stati suddivisi in base alla cittadinanza della madre in italiani e immigrati provenienti da Paesi a forte pressione migratoria (PFPM), (per la lista dei Paesi vd. tabella S1, materiale supplementare on-line). I bambini con madre proveniente da Paesi a sviluppo avanzato (Europa occidentale, America settentrionale, Oceania, Israele e Giappone) sono stati esclusi dalle analisi perché rappresentano una quota esigua degli stranieri (0,9% nel presente studio). Gli immigrati sono stati analizzati complessivamente e suddivisi in macroaree di provenienza: Europa centro-orientale, Africa settentrionale, Africa subsahariana, Asia (esclusi Israele e Giappone), e America centro-meridionale.

Gli immigrati sono stati categorizzati, inoltre, sulla base della durata della permanenza in Italia della madre. Non avendo a disposizione l'informazione sulla data vera del primo ingresso in Italia, la data di prima iscrizione della madre al comune è stata assunta come *proxy*. Il tempo di permanenza è stato calcolato come differenza tra la data di prima iscrizione della madre e la data di ingresso nel comune del bambino. Il tempo di permanenza è stato classificato in 4 categorie: ≥ 5 anni (immigrate di medio-lungo periodo), < 5 anni e provenienza da altro comune italiano (verosimilmente assimilabili alle immigrate di medio-lungo periodo), < 5 anni e provenienza dall'estero (recente immigrazione), < 5 anni e provenienza non nota. Per l'analisi di questa variabile è stata esclusa la città di Bologna poiché il dato sulla prima iscrizione della madre al comune non era attendibile. Per l'analisi della mortalità a 1-4 anni sono stati calcolati gli anni-persona a rischio dalla data di nascita o immigrazione in uno dei comuni interessati alla data di morte, emigrazione o fine del follow-up (quinto compleanno o 31.12.2013).

COVARIATE

Ulteriori informazioni utili all'analisi sono state raccolte dalle fonti informative a disposizione: genere del bambino e età materna (14-20, 21-30, 31-40, 41-50) dall'anagrafe comunale; titolo di studio materno (alto: ≥ 13 anni di scuola, basso: < 13 anni di scuola) dai Censimenti 2001 e 2011, se la madre aveva partecipato, altrimenti da anagrafe comunale. L'anno di calendario è stato incluso nelle analisi per tener conto della variabilità della mortalità infantile nel tempo, categorizzato in due periodi: 2001-2007 (riferimento) e 2008-2013. Le analisi sono state inoltre aggiustate per città.

ANALISI STATISTICA

Si riporta il numero e la proporzione di nati vivi e di decessi inclusi nella coorte per ogni covariata e suddivisi tra italiani e immigrati.

Sono stati calcolati i tassi grezzi di mortalità neonatale, post-

neonatale (per 1.000 nati vivi), e mortalità a 1-4 anni (per 100.000 anni-bambino) e i relativi intervalli di confidenza al 95% suddivisi per italiani e immigrati e per covariata. Per il confronto tra italiani (riferimento) e immigrati per la mortalità neonatale e post-neonatale sono stati stimati gli *odds ratio* (OR) e i relativi intervalli di confidenza al 95% tramite modelli di regressione logistica. Per la mortalità a 1-4 anni sono stati calcolati i rapporti tra tassi di mortalità (MRR) tra italiani e immigrati tramite modelli di Poisson per tenere conto del tempo-persona a rischio essendo un periodo di osservazione più lungo. In primo luogo, sono stati calcolati i rapporti grezzi, poi i modelli aggiustati per le variabili demografiche (città, genere, periodo), infine i modelli aggiustati anche per le variabili materne disponibili (età della madre al parto e titolo di studio materno).

È stato stimato l'effetto di interazione tra le singole covariate e la variabile cittadinanza tramite test di Wald. I risultati del test e i modelli stratificati per città, età della madre, titolo di studio e periodo sono riportati nel materiale supplementare on-line. Come regola, vengono presentati nel testo i modelli stratificati se la probabilità che gli OR siano differenti è $< 0,1$.

I tassi grezzi di mortalità e l'OR grezzo sono stati calcolati anche stratificando il gruppo degli immigrati per macroarea di provenienza e tempo di permanenza nel comune. Tutte le analisi sono state elaborate con Stata 15.

RISULTATI

Dei 266.465 bambini eleggibili, 27.712 (10,4%) sono stati esclusi perché non è stato possibile individuare la madre dai registri anagrafici. La percentuale di esclusi è stata del 6% per gli italiani e del 12% tra gli immigrati. Fra gli esclusi risultano 123 decessi nei primi 5 anni di vita, cioè il 23% del totale dei decessi (21% tra gli italiani e 28% tra gli immigrati). Tra i restanti 238.753 bambini inclusi nello studio, il 20% è nato da donne immigrate. Complessivamente, 376 bambini sono deceduti nel periodo di osservazione prima del compimento del quinto anno di vita. La coorte dei nati è costituita da 156.807 bambini, il 66% della coorte aperta (figura 1).

La coorte torinese rappresenta più della metà della coorte totale (54%). Le madri immigrate sono più giovani rispetto alle madri italiane: il 64% ha meno di 30 anni e il 5% meno di 20. Fra le madri immigrate sono anche più rappresentate le poco istruite (12% *vs* 2% delle italiane) (tabella 1).

Le madri provenienti da Paesi dell'Africa subsahariana sono meno rappresentate a Bologna (6,7% a Bologna *vs* 12,8% nelle altre città sul totale degli immigrati) e negli anni 2008-2013 (12,1% nel 2001-2007 *vs* 11,4% nel 2008-2013 sul totale degli immigrati).

La città con i tassi più bassi di mortalità neonatale e post-neonatale in tutta la popolazione è Bologna. Tra gli immigrati i tassi più alti di mortalità neonatale (> 2 per 1.000 nati) si registrano a Torino e Modena, i tassi più alti di mortalità post-neonatale (> 1 per 1.000 nati) si registrano a Modena e

Reggio Emilia. Non ci sono differenze tra città per i tassi di mortalità a 1-4 anni tra gli italiani, tra gli immigrati il tasso più basso si registra a Bologna e quello più alto a Torino. La tabella 2 riporta i tassi grezzi di mortalità per i principali fattori analizzati. Complessivamente la mortalità è più alta tra gli immigrati rispetto agli italiani, questa differenza è più accentuata tra i maschi. All'interno dei due gruppi, per gli italiani la mortalità sotto il primo anno di vita è più alta nei figli di madri più giovani (≤ 20 anni) e la mortalità a 1-4 anni è più alta se le madri hanno più di 40 anni, mentre per gli immigrati si osserva il contrario. I tassi sono più alti se le madri hanno un basso titolo di studio. I tassi di mortalità neonatale e post-neonatale diminuiscono nel tempo, mentre il tasso di mortalità a 1-4 anni rimane costante.

Per la mortalità neonatale (tabella 3) l'OR grezzo per gli immigrati è di 1,63 (IC95% 1,21-2,19). L'OR rimane sostanzialmente stabile dopo aver aggiustato per le variabili città, genere del bambino e periodo (OR 1,78; IC95% 1,32-2,40) e dopo l'ulteriore aggiustamento per età e istruzione della madre (OR 1,71; IC95% 1,22-2,39). Considerando quest'ultimo modello, il basso titolo di studio della madre è risultato un importante fattore associato a un maggior rischio di mortalità neonatale (OR 2,37; IC95% 1,48-3,80). Il tasso diminuisce nel tempo (2008-2012 vs 2001-2007, OR 0,57; IC95% 0,42-0,76) e c'è un effetto di interazione tra cittadinanza e periodo (test di Wald 4,26; $p=0,04$), cioè l'OR per gli immigrati passa da 2,2 (IC95% 1,46-3,32) nel periodo 2001-2007 a 1,18 (IC95% 0,67-2,07) nel periodo 2008-2012 (tabelle S10a e S10b, materiale supplementare on-line).

Per quanto riguarda la mortalità post-neonatale (tabella 3), l'OR grezzo per gli immigrati rispetto agli italiani è di 1,82 (IC95% 1,23-2,72). L'OR non cambia dopo aver aggiustato per le città, genere del bambino e periodo (OR 1,87; IC95% 1,24-2,80) e cala leggermente dopo l'ulteriore aggiustamento per titolo di studio materno (OR 1,63; IC95% 1,03-2,57). Per le altre variabili analizzate si osservano andamenti simili alla mortalità neonatale, ma con numeri minori e intervalli di confidenza più ampi.

Per la mortalità a 1-4 anni, infine, l'MRR dei bambini immigrati rispetto agli italiani è 1,57 (IC95% 0,98-2,50). La stima non cambia dopo aver aggiustato per le variabili demografiche (MRR 1,52; IC95% 0,94-2,95) e scende a 1,24 (IC95% 0,73-2,11) dopo l'ulteriore aggiustamento per le covariate materne. Benché i singoli eccessi siano compatibili con variazioni casuali, la consistenza dell'andamento nei tre esiti suggerisce una possibile reale differenza (tabella 3). Anche in questo caso, come nella mortalità neonatale, a parità di tutti gli altri fattori considerati si è riscontrato un effetto dell'istruzione materna che determina un maggior rischio di mortalità in corrispondenza del basso titolo di studio (MRR 2,85; IC95% 1,45-5,58). A differenza degli altri esiti, per la mortalità a 1-4 anni il rischio a carico degli immigrati è maggiore per le donne con istruzione più bassa e si è accentuato negli anni più recen-

ti. L'interazione con queste variabili non è però significativa (tabella 3 e tabelle S10a e S10b).

Stratificando l'analisi di mortalità per macroarea di provenienza degli immigrati, si osserva che le nazionalità a maggior rischio sono quelle africane per tutti gli outcome, in particolare gli immigrati provenienti dall'Africa subsahariana presentano un rischio anche 3 volte maggiore rispetto agli italiani per la mortalità sotto l'anno di vita. Il rischio si riduce nel periodo 2008-2013 per tutte le nazionalità, ma in modo più marcato per gli immigrati provenienti dall'Africa settentrionale (tabella 4).

Gli immigrati di lungo o medio periodo (≥ 5 anni o < 5 anni, ma provenienti da altro comune italiano) sperimentano un rischio di mortalità nei primi anni di vita circa 2 volte maggiore rispetto agli italiani. Questo eccesso di rischio si riduce per coloro che sono immigrati in Italia da meno tempo (< 5 anni).

La provenienza delle madri con permanenza in Italia più lunga è simile a quella delle madri con arrivo più recente, anche se nelle prime sono leggermente più rappresentate le madri provenienti dall'Africa subsahariana (15% in > 5 anni vs 11% in < 5 anni provenienti dall'estero, sul totale degli immigrati) (tabella 4).

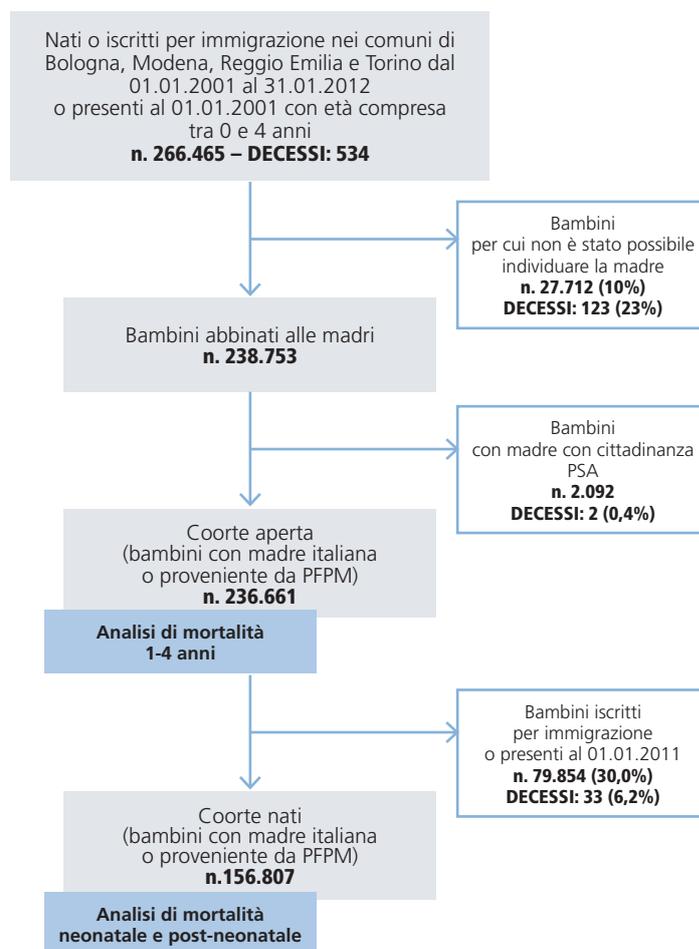


Figura 1. Flowchart per l'individuazione della coorte.
Figura 1. Flowchart for cohort definition.

	NATI		DECESSI A 0-27 GIORNI		DECESSI A 28-364 GIORNI		COORTE APERTA*		DECESSI A 1-4 ANNI	
	ITALIANI n.	IMMIGRATI n.	ITALIANI n.	IMMIGRATI n.	ITALIANI n.	IMMIGRATI n.	ITALIANI n.	IMMIGRATI n.	ITALIANI n.	IMMIGRATI n.
TOTALE	122.028	34.779	140	65	71	37	188.119	48.542	65	24
GENERE										
Femmine	59.223	16.813	70	28	32	16	91.450	23.522	30	11
Maschi	62.805	17.966	70	37	39	21	96.669	25.020	35	13
CITTÀ										
Bologna	26.924	6.282	20	14	9	4	42.052	9.543	15	2
Modena	14.337	4.268	17	12	13	8	22.742	6.013	10	2
Reggio Emilia	14.477	5.318	22	16	7	7	22.803	7.663	9	4
Torino	66.290	18.911	81	58	42	18	100.522	25.323	31	16
ETÀ DELLA MADRE AL PARTO										
14-20	1.411	1.724	3	2	2	2	3.041	3.131	0	4
21-30	34.765	20.365	29	21	23	18	63.530	29.383	23	13
31-40	80.335	12.033	99	71	44	15	114.675	15.232	39	7
41-50	5.517	657	9	6	2	2	6.873	796	3	0
TITOLO DI STUDIO MATERNO										
<13 anni di studio	2.134	4.072	7	5	3	6	4.403	5.972	2	3
≥13 anni di studio	119.767	29.815	133	95	68	28	183.465	41.147	62	15
Missing	127	892	0	0	0	3	251	1.423	1	0
PERIODO										
2001-2007	73.031	13.733	94	67	44	18	133.185	22.093	47	8
2008-2012	48.997	21.046	46	33	27	19	54.934	26.449	18	16

*Nati o iscritti per immigrazione nei comuni di Bologna, Modena, Reggio Emilia e Torino dal 01.01.2001 al 31.12.2012 o presenti al 01.01.2001 con età compresa tra 0 e 4 anni / Born or enrolled as immigrant in the municipalities of Bologna, Modena, Reggio Emilia and Turin from 01.01.2001 to 31.12.2012 or present on 01.01.2001, ages 0-4 years

Tabella 1. Numero e percentuale di bambini e decessi (0-27 giorni, 28-364 giorni e 1-4 anni) per variabili sociodemografiche. Nati e coorte aperta. Anni 2001-2012.
Table 1. Number and percentage of children and deaths (0-27 days, 28-364 days, and 1-4 years) by sociodemographic variables. Births and open cohort. Years 2001-2012.

	MORTALITÀ NEONATALE (0-27 GIORNI)		MORTALITÀ POST-NEONATALE (28-364 GIORNI)		MORTALITÀ A 1-4 ANNI	
	ITALIANI	IMMIGRATI	ITALIANI	IMMIGRATI	ITALIANI	IMMIGRATI
	TASSO GREZZO x1.000 NATI (IC95%)	TASSO GREZZO x1.000 NATI (IC95%)	TASSO GREZZO x1.000 NATI (IC95%)	TASSO GREZZO x1.000 NATI (IC95%)	TASSO GREZZO x100.000 BAMBINI/ANNO (IC95%)	TASSO GREZZO x100.000 BAMBINI/ANNO (IC95%)
TOTALE	1,15 (0,97-1,35)	1,87 (1,44-2,38)	0,59 (0,46-0,74)	1,07 (0,76-1,48)	12,64 (9,91-16,12)	19,78 (13,26-29,52)
GENERE						
Femmine	1,18 (0,92-1,49)	1,67 (1,11-2,41)	0,55 (0,37-0,77)	0,96 (0,55-1,56)	12,03 (8,41-17,20)	18,76 (10,39-33,87)
Maschi	1,11 (0,87-1,41)	2,06 (1,45-2,84)	0,63 (0,45-0,86)	1,18 (0,73-1,80)	13,22 (9,49-18,41)	20,75 (12,05-35,73)
COORTE						
Bologna	0,74 (0,45-1,15)	0,80 (0,26-1,86)	0,34 (0,15-0,64)	0,64 (0,17-1,64)	13,31 (8,02-22,07)	8,67 (2,17-34,67)
Modena	1,19 (0,69-1,90)	2,11 (0,96-4,00)	0,92 (0,49-1,57)	1,89 (0,82-3,72)	15,88 (8,54-29,51)	13,06 (3,27-52,21)
Reggio Emilia	1,52 (0,95-2,30)	1,69 (0,77-3,21)	0,49 (0,20-1,00)	1,33 (0,53-2,73)	14,18 (7,38-27,26)	20,17 (7,57-53,74)
Torino	1,22 (0,97-1,52)	2,22 (1,60-3,00)	0,64 (0,46-0,87)	0,96 (0,57-1,52)	11,27 (7,93-16,02)	25,36 (15,54-41,40)
ETÀ DELLA MADRE AL PARTO						
14-20	2,13 (0,44-6,20)	0,58 (0,01-3,23)	1,46 (0,18-5,25)	1,17 (0,14-4,23)	0,00	52,04 (19,53-138,66)
21-30	0,83 (0,56-1,20)	1,77 (1,24-2,45)	0,67 (0,42-1,01)	0,89 (0,53-1,41)	13,93 (9,26-20,97)	17,79 (10,33-30,63)
31-40	1,23 (1,00-1,50)	2,24 (1,48-3,26)	0,55 (0,40-0,74)	1,26 (0,70-2,07)	12,06 (8,81-16,51)	18,15 (8,65-38,06)
41-50	1,63 (0,75-3,09)	1,52 (0,04-8,45)	0,37 (0,04-1,32)	3,07 (0,37-11,04)	15,91 (5,13-49,34)	0,00
TITOLO DI STUDIO MATERNO						
<13 anni di studio	3,28 (1,32-6,75)	3,68 (2,06-6,07)	1,44 (0,30-4,19)	1,49 (0,55-3,23)	18,73 (4,68-74,89)	58,13 (30,25-111,73)
≥13 anni di studio	1,11 (0,93-1,32)	1,58 (1,16-2,10)	0,57 (0,45-0,73)	0,95 (0,63-1,37)	12,32 (9,61-15,80)	14,52 (8,75-24,08)
PERIODO						
2001-2007	1,29 (1,04-1,57)	2,99 (2,14-4,05)	0,62 (0,45-0,83)	1,35 (0,80-2,13)	12,35 (8,87-17,21)	16,00 (7,19-35,62)
2008-2012	0,94 (0,69-1,25)	1,14 (0,73-1,70)	0,55 (0,36-0,80)	0,90 (0,54-1,40)	12,99 (9,08-18,58)	21,48 (13,53-34,09)

Tabella 2. Tassi grezzi di mortalità neonatale, post-neonatale e a 1-4 anni e relativi intervalli di confidenza, totali e stratificati per caratteristiche sociodemografiche, per italiani e immigrati.
Table 2. Raw neonatal, post-neonatal, and in 1-4-year-old children mortality rates, with relative confidence intervals, totals and stratified by sociodemographic characteristics, for Italians and immigrants.

	MORTALITÀ NEONATALE		MORTALITÀ POST-NEONATALE		MORTALITÀ A 1-4 ANNI	
	OR	IC95%	OR	IC95%	MRR	IC95%
Modello grezzo	1,63	(1,21-2,19)	1,82	(1,23-2,72)	1,57	(0,98-2,50)
Modello aggiustato per città, genere, periodo	1,78	(1,32-2,40)	1,87	(1,24-2,80)	1,52	(0,94-2,45)
Modello aggiustato per città, genere, periodo, età al parto	2,03	(1,48-2,79)	1,86	(1,21-2,86)	1,42	(0,86-2,37)
Modello aggiustato per città, genere, periodo, età al parto, titolo di studio della madre	1,71	(1,22-2,39)	1,63	(1,03-2,57)	1,24	(0,73-2,11)

OR: odds ratio per immigrati vs italiani (riferimento) calcolato con modello di regressione logistica. / odds ratio for immigrants vs Italians (reference) calculated by logistic regression model.
MRR: rapporto tra tassi di mortalità per immigrati vs italiani (riferimento) calcolato con modello di Poisson. / ratio between mortality rates for immigrants vs Italians (reference) calculated by Poisson model.

Tabella 3. Confronto tra italiani e immigrati nella mortalità neonatale, post-neonatale e 1-4 anni, grezzo e corretto per diversi set di covariate.
Table 3. Comparison between Italians and immigrants in neonatal, post-neonatal, and in 1-4-year-old children mortality, raw and adjusted by different sets of covariates.

	MORTALITÀ NEONATALE				MORTALITÀ POST-NEONATALE				MORTALITÀ A 1-4 ANNI						
	DECESSI	TASSO GREZZO x1.000 NATI	IC95%	OR	DECESSI	TASSO GREZZO x1.000 NATI	IC95%	OR	DECESSI	TASSO GREZZO x100.000 BAMBINI/ANNO	IC95%	MRR	IC95%		
TOTALE	205	1,31	(1,13-1,50)		108	0,70	(0,57-0,84)		89	14,00	(11,37-17,23)				
ITALIANI	140	1,15	(0,97-1,35)		71	0,59	(0,46-0,74)		65	12,64	(9,91-16,12)				
IMMIGRATI	65	1,87	(1,44-2,38)	1,63	(1,21-2,19)	1,07	(0,76-1,48)	1,82	(1,23-2,7)	19,78	(13,26-29,52)	1,57	(0,98-2,50)		
Europa centro-orientale	17	1,24	(0,72-1,98)	1,08	(0,65-1,79)	11	0,81	(0,40-1,45)	1,38	(0,73-2,6)	6	13,20	(5,93-29,38)	1,04	(0,45-2,41)
Africa settentrionale	24	2,75	(1,76-4,09)	2,40	(1,56-3,71)	10	1,15	(0,55-2,12)	1,96	(1,01-3,8)	8	25,23	(12,62-50,45)	2,00	(0,96-4,16)
Africa subsahariana	14	3,45	(1,89-5,79)	3,02	(1,74-5,23)	11	2,74	(1,37-4,90)	4,67	(2,47-8,8)	5	34,38	(14,31-82,59)	2,72	(1,09-6,75)
America centro-meridionale	2	0,86	(0,10-3,11)	0,75	(0,19-3,03)	1	0,44	(0,01-2,43)	0,74	(0,10-5,3)	2	26,46	(6,62-105,78)	2,09	(0,51-8,55)
Asia	8	1,35	(0,58-2,66)	1,18	(0,58-2,40)	4	0,68	(0,19-1,74)	1,16	(0,42-3,2)	3	13,72	(4,43-42,54)	1,09	(0,34-3,45)
ITALIANI *	120	1,26	(1,05-1,51)		62	0,66	(0,51-0,84)		50	12,45	(9,44-16,43)				
IMMIGRATI PER TEMPO DI PERMANENZA DELLA MADRE (ANNI)*															
≥5	20	2,75	(1,68-4,25)	2,18	(1,36-3,51)	6	0,83	(0,31-1,81)	1,27	(0,55-2,9)	7	35,20	(16,78-73,84)	2,83	(1,28-6,24)
<5 proveniente da estero	30	1,69	(1,14-2,42)	1,34	(0,90-2,00)	20	1,14	(0,69-1,76)	1,73	(1,04-2,9)	10	15,89	(8,55-29,53)	1,28	(0,65-2,52)
<5 proveniente da altro comune italiano	9	2,74	(1,25-5,19)	2,17	(1,10-4,28)	7	2,15	(0,87-4,43)	3,27	(1,50-7,2)	5	34,33	(14,29-82,49)	2,76	(1,10-6,91)
<5 provenienza non nota	1	4,50	(0,11-24,84)	3,58	(0,50-25,75)	0	0,00				0	0,00			

* Esclusa la città di Bologna / excluding the city of Bologna
OR: odds ratio grezzo per immigrati vs italiani (riferimento) calcolato con modello di regressione logistica / raw odds ratio for immigrants vs Italians (reference) calculated by logistic regression model
MRR: rapporto tra tassi di mortalità grezzo per immigrati vs italiani (riferimento) calcolato con modello di Poisson / ratio between raw mortality rates for immigrants vs Italians (reference) calculated by Poisson model

Tabella 4. Decessi, tasso grezzo e relativo intervallo di confidenza e confronto tra italiani e immigrati stratificati per macroarea di provenienza o tempo di permanenza.
Table 4. Deaths, raw rate with relative confidence interval, and comparison between Italians and immigrants stratified by macroarea of provenience or length of stay.

DISCUSSIONE

RISULTATI PRINCIPALI

Nelle quattro città in studio è stato osservato un eccesso di rischio a carico degli immigrati rispetto agli italiani nella mortalità neonatale, post-neonatale e, in minor misura, nella mortalità a 1-4 anni. L'eccesso si conferma anche tenendo conto delle differenze nel titolo di studio ed età della madre. È però molto confortante che l'eccesso di rischio si riduca nel tempo fino quasi a scomparire per la mortalità infantile in entrambi i sottogruppi. Ciò avviene per una riduzione dei tassi di mortalità negli immigrati più rapida di quanto non si osservi negli italiani. Non si osservano invece riduzioni nei tassi né degli immigrati, né degli italiani nella mortalità a 1-4 anni, dove di fatto rimane un piccolo differenziale. All'aumentare del tempo di permanenza in Italia aumenta il rischio a carico degli immigrati.

LIMITI E PUNTI DI FORZA

Questo studio presenta alcuni limiti. Nel processo di raccolta dei dati per il 10% dei bambini eleggibili non è stato possibile ricostruire il nucleo familiare e quindi ottenere le informazioni riguardanti la madre. La percentuale di bambini immigrati che si perde in questo passaggio è più alta rispetto a quella dei bambini italiani (12% *vs* 6%) e il tasso di mortalità è maggiore rispetto a quello della popolazione arruolata. Questo significa che avendo avuto la possibilità di recuperare questa quota di popolazione le differenze tra i due gruppi sarebbero potute essere maggiori rispetto a quelle osservate. Inoltre questo dato suggerisce che le famiglie di cui non è stato possibile ricostruire la composizione abbiano caratteristiche che comportano particolari svantaggi di salute e occorrerebbe mettere a punto specifiche metodologie di indagine per documentarne caratteristiche ed esiti di salute.

Non si conosce la data di arrivo in Italia delle madri immigrate. Per studiare l'effetto del tempo di permanenza in Italia è stata costruita una variabile che usa il tempo di permanenza nel comune di residenza della madre al momento della nascita o dell'ingresso del bambino e la provenienza da un Paese estero o da un altro comune italiano. Ciò non permette di sapere la reale durata di permanenza in Italia delle donne che hanno avuto un precedente trasferimento all'interno dei confini italiani e, inoltre, ha costretto a una classificazione categorica del tempo di permanenza.

Infine, le analisi non sono state corrette per alcuni importanti determinanti della mortalità nei primi anni di vita, come informazioni sulla gravidanza, stili di vita della madre, condizioni socioeconomiche, mentre è stato considerato il titolo di studio. Tuttavia, nel confronto tra italiani e immigrati, molte di queste informazioni si configurerebbero più come mediatori che come confondenti, quindi aggiustando si osserverebbe comunque una mortalità più alta tra i bambini immigrati; l'effetto della cittadinanza, invece, potrebbe essere più basso, perché mediato da altri fattori. Queste informazioni sarebbero comunque preziose

per interpretare meglio le cause biologiche del fenomeno. Un punto di forza del presente studio è il disegno di coorte che ha permesso di avere informazioni sul tempo di permanenza degli immigrati in Italia e di calcolare il tasso di mortalità a 1-4 anni tenendo conto dell'effettivo tempo a rischio di ogni singolo bambino senza dover approssimare il denominatore con popolazioni fittizie.

Infine, sebbene lo studio raccolga informazioni su 4 differenti città e trovi una sostanziale omogeneità dei fenomeni, le città incluse sono tutte caratterizzate da tassi di mortalità infantile particolarmente bassi e decrescenti. È possibile, se non probabile, che estendendo lo studio ad altre città italiane i risultati possano essere differenti.

L'EFFETTO DEL TITOLO DI STUDIO

Il basso titolo di studio della madre è un fattore di rischio per tutti gli esiti considerati, sia per i bambini da madri italiane sia per i bambini da madri straniere, confermando i dati osservati in quasi tutti gli studi precedenti.³⁹⁻⁴¹ Per la mortalità neonatale e post-neonatale l'eccesso di rischio osservato per le madri immigrate rispetto alle italiane è simile nel basso e alto titolo di studio. Al contrario, per la mortalità a 1-4 anni è maggiore per le donne con minor titolo di studio. Altri studi hanno osservato un'interazione opposta fra titolo di studio e condizione di immigrato con un minore effetto del titolo di studio negli immigrati rispetto ai nativi sia su esiti neonatali⁴² sia sugli accessi in pronto soccorso nel primo anno di vita.¹⁵ Dunque, il presente studio per la mortalità a 1-4 anni mostra un risultato anomalo, ma si deve considerare che le stime ottenute dalle analisi stratificate per titolo di studio sono estremamente imprecise e non si possono escludere variazioni casuali.

L'ECESSO DI RISCHIO TRA GLI IMMIGRATI E IL RUOLO DEL PAESE DI ORIGINE

L'eccesso di rischio a carico degli immigrati è in accordo con risultati trovati in altri studi nazionali^{11,16} e internazionali.^{2,4,6,43}

I tassi di mortalità neonatale, post-neonatale e a 1-4 anni osservati nel presente studio per gli italiani sono più bassi rispetto al dato nazionale (3,3 per mille nel 2011),¹⁶ che è uno dei più bassi al mondo. Ciò fa sì che, nonostante l'eccesso riscontrato, i tassi assoluti osservati negli immigrati siano paragonabili a quelli della popolazione nativa in altre aree d'Italia e in molti Paesi dell'Europa occidentale e del Nord America, ben al di sotto dei tassi osservati nei Paesi di origine. Ciononostante, i tassi più alti si osservano fra gli immigrati provenienti dall'Africa settentrionale e subsahariana, come riscontrato nella maggior parte degli studi su mortalità e esiti della gravidanza che tengono conto delle macroaree di provenienza degli immigrati.^{2,5-9,11} L'Africa subsahariana è una delle aree con tassi di mortalità più alti al mondo nei primi 5 anni di vita. Nel 2017 il tasso di mortalità era di 76 decessi ogni mille nati, 14 volte più alto rispetto alla media dei Paesi a sviluppo avanza-

to. Ciò potrebbe suggerire un'influenza delle condizioni di vita nei Paesi d'origine sulla mortalità osservata in Italia;⁴⁴ nello stesso tempo nel presente studio, i tassi di mortalità più bassi per gli immigrati si osservano a Bologna, dove sono più bassi anche quelli degli italiani, suggerendo un effetto anche della città di arrivo; infatti la minore mortalità negli immigrati a Bologna non è del tutto spiegata dalla minore proporzione di madri provenienti dall'Africa subsahariana.

Come già riscontrato da uno studio canadese⁹ le disuguaglianze nella mortalità sono più concentrate nel periodo neonatale e post-neonatale. Gli autori canadesi suggeriscono che miglioramenti nell'accesso all'assistenza prenatale e postpartum potrebbero ridurre le disparità. Le differenze permangono anche tenendo conto di alcune variabili sociodemografiche. Il confronto con la letteratura rispetto a questo punto non è facile per la varietà dei confondenti analizzati. Alcuni studi concludono che le differenze permangono al netto delle correzioni,^{4,7} altri invece dimostrano che le differenze sono in parte dovute alla posizione socioeconomica e ai fattori demografici, come lo stato civile e l'età materna.⁴⁵

IL TREND

Il trend decrescente del rischio di mortalità neonatale e post-neonatale osservato nel complesso è in linea con i trend degli altri Paesi industrializzati.^{44,46}

Il trend in diminuzione del fenomeno interessa maggiormente la popolazione immigrata, portando quindi a una diminuzione delle differenze tra i due gruppi negli anni più recenti, come era già stato osservato in altri studi italiani condotti sugli esiti della gravidanza.^{14,20} È ipotizzabile un parziale "effetto pavimento" per gli italiani che partendo da tassi già molto bassi non potrebbero avere una diminuzione rapida come quella degli immigrati. Anche la minore percentuale di madri provenienti dall'Africa subsahariana può spiegare in parte la riduzione del differenziale. Infine, la diminuzione del rischio nel tempo potrebbe anche essere legata a un migliore stato di salute degli immigrati negli anni più recenti, come a una maggiore integrazione degli immigrati nel sistema di cura italiano. A sostegno di questa ipotesi si può riportare che dal 2005 al 2013 la percentuale di donne immigrate che si è sottoposta a meno di 4 visite in gravidanza in Emilia-Romagna è passata dal 13% all'8%. Cala inoltre dal 32% al 23% la percentuale di donne straniere che effettuano la prima visita in gravidanza dopo le 11 settimane di gestazione. Nonostante i miglioramenti, queste percentuali rimangono molto superiori a quelle delle italiane.⁴⁷ Uno studio condotto recentemente in Svizzera invece trova che negli ultimi 30 anni il divario tra tassi di mortalità infantile e neonatale tra bambini svizzeri e stranieri non sia diminuito. Tuttavia la composizione della popolazione immigrata in Svizzera non è comparabile alla distribuzione per nazionalità della popolazione immigrata nel nostro Paese.⁴³

IL TEMPO DI PERMANENZA

Urquia e colleghi in un articolo del 2012 sottolineano come la relazione tra status di immigrato ed esiti della gravidanza sia interpretabile solo alla luce della durata della residenza, e quindi l'importanza di studi di coorte in cui questo dato sia misurabile.⁴⁸

Nel presente studio l'eccesso di mortalità è maggiore tra i figli di madri che hanno un più lungo tempo di permanenza. Per la gran parte delle patologie gli immigrati hanno inizialmente un vantaggio di salute, l'"effetto migrante sano", che va diminuendo con il tempo, tanto che si osserva un peggioramento dello stato di salute degli immigrati all'aumentare del tempo di permanenza. Anche se questo meccanismo non è del tutto applicabile alla mortalità infantile, anche il presente studio mostra un peggioramento dello stato di salute all'aumentare del tempo di permanenza. Tuttavia, la riduzione dell'effetto migrante sano è in parte in contraddizione con l'osservazione che nel periodo più recente, dal 2008, quando le donne con lunga permanenza sono di più, l'accesso all'assistenza al parto per le immigrate è migliorata.

Non sono stati trovati lavori che abbiano indagato la relazione fra mortalità infantile e tempo di permanenza degli immigrati nel Paese ospite con cui confrontare questo studio. Uno studio del 2010 condotto in Canada³⁵ mostra come all'aumentare del tempo di permanenza aumenti per le immigrate il rischio di parto pretermine. L'ipotesi degli autori per spiegare questo fenomeno si basa su una teoria ormai assodata nello studio di altri esiti,⁴⁹ cioè che il tempo di permanenza sia sinonimo di integrazione culturale che è associata con alcuni fattori di rischi noti come obesità, fumo, consumo di alcool e sedentarietà. Teitler e colleghi abbinano l'informazione relativa alla durata di permanenza all'età di arrivo nel Paese ospitante e dimostrano che per il basso peso alla nascita l'aumento del tempo di permanenza è un fattore di rischio solo per le donne arrivate da bambine, e non lo è per le donne arrivate in età adulta. Suggestendo un effetto negativo dell'integrazione culturale solo per chi arriva bambino o adolescente, che non ha già forti e ben radicate abitudini di vita.⁵⁰

Anche altri autori hanno dimostrato che l'effetto migrante sano⁵¹ tipico di altri esiti di salute della popolazione adulta si perde via via all'aumentare del tempo di permanenza nel Paese ospitante^{26,30,33} e questo è vero soprattutto per i più giovani. Questa spiegazione potrebbe adattarsi anche al risultato ottenuto in questo studio per la mortalità neonatale: se da una parte il processo d'integrazione e di maggiore accessibilità dei servizi da parte della popolazione immigrata ha portato a un miglioramento degli esiti per tutte le madri immigrate, a prescindere del tempo di permanenza, le condizioni di deprivazione sperimentate dalle immigrate e l'acquisizione di stili di vita non salutari potrebbero aver aumentato l'eccesso di rischio rispetto alle italiane. Un fenomeno analogo alla perdita dell'effetto migrante sano più difficilmente riguarda invece la mortalità post-neona-

tale e a 1-4 anni, molto meno correlata con lo stato di salute della madre; in questa fascia di età l'effetto migrante sano dovrebbe agire direttamente selezionando i bambini nati all'estero e migrati in Italia entro i 4 anni che sono effettivamente inclusi in questo studio; tale fenomeno però è in contraddizione con il fatto che fra le cause in eccesso fra gli immigrati si trovino le malattie congenite.

IL RUOLO DELL'ETÀ

L'età della madre ha un effetto differente sulla mortalità infantile nelle madri immigrate e in quelle italiane: in quest'ultime si osserva un eccesso per le madri al di sotto dei 20 anni e sopra i 40, mentre nelle immigrate non si osserva alcun eccesso nelle più giovani. Nell'interpretare questo dato si deve tenere conto del fatto che le madri giovani fra le italiane sono una minoranza e si concentrano nei gruppi di popolazione più deprivati o marginalizzati.⁵² Il fenomeno della devianza e il conseguente maggior

rischio nelle madri teenager è diventato un problema di salute pubblica in alcuni Paesi industrializzati,^{53,54} inclusa l'Italia.⁵⁵ Le madri giovani fra le immigrate sono più frequenti e probabilmente non rappresentano un gruppo particolarmente deprivato o deviante.⁵⁶

CONCLUSIONI

I nati da madri immigrate presentano un rischio maggiore di mortalità infantile rispetto agli italiani, in particolare per chi proveniva dall'Africa subsahariana e per gli immigrati di medio-lungo periodo. Il differenziale è quasi del tutto scomparso dopo il 2008. Rimane invece una mortalità leggermente più alta nei bambini immigrati di età 1-4 anni rispetto ai bambini italiani. Ulteriori approfondimenti sulle cause di decesso e che tengano conto delle caratteristiche materne e dell'assistenza in gravidanza potranno contribuire a spiegare le differenze osservate.

BIBLIOGRAFIA

- United Nations, Department of Economic and Social Affairs. Trends in International Migrant Stock: The 2017 Revision. United Nations 2017. Disponibile all'indirizzo: https://www.un.org/en/development/desa/population/migration/data/estimates2/docs/MigrationStockDocumentation_2017.pdf
- Gagnon AJ, Zimbeck M, Zeitlin J. Migration to western industrialised countries and perinatal health: a systematic review. *Soc Sci Med* 2009;69(6):934-46.
- Kim D, Saada A. The social determinants of infant mortality and birth outcomes in western developed nations: a cross-country systematic review. *Int J Environ Res Public Health* 2013;10(6):2296-33.
- Gissler M, Alexander S, MacFarlane A, Small R, Stray-Pedersen B, Zeitlin J. Stillbirths and infant deaths among migrants in industrialized countries. *Acta Obstet Gynecol Scand* 2009;88(2):134-48.
- Racape J, De Spiegelaere M, Alexander S, Dramaix M, Buekens P, Haelterman E. High perinatal mortality rate among immigrants in Brussels. *Eur J Public Health* 2010;20(5):536-42.
- Barona-Vilar C, López-Masida A, Bosch-Sánchez S, Pérez-Panadés J, Melchor-Alós I, Mas-Pons R. Inequalities in perinatal mortality rates among immigrant and native population in Spain, 2005-2008. *Journal of Immigrant and Minority Health* 2014;16(1):1-6.
- El-Sayed AM, Paczkowski M, Rutherford CG, Keyes KM, Galea S. Social Environments, Genetics, and Black-White Disparities in Infant Mortality. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2015;29(6):546-51.
- He X, Akil L, Aker WG, Hwang HM, Ahmad HA. Trends in infant mortality in united states: A brief study of the Southeastern states from 2005-2009. *Int J Environ Res Public Health* 2015;12(5):4908-20.
- Vang ZM. Infant mortality among the Canadian-born offspring of immigrants and non-immigrants in Canada: a population-based study. *Popul Health Metr* 2016;14:32.
- Villalonga-Olives E, Kawachi I, von Steinbüchel N. Pregnancy and Birth Outcomes Among Immigrant Women in the US and Europe: a Systematic Review. *J Immigr Minor Health* 2017;19(6):1469-87.
- Simeoni S, Frova L, De Curtis M. Inequalities in infant mortality in Italy. *Ital J Pediatr* 2019;45(1):11.
- Sosta E, Tomasoni LR, Frusca T et al. Preterm delivery risk in migrants in Italy: An observational prospective study. *J Travel Med* 2008;15(4):243-47.
- Fedeli U, Alba N, Lisiero M, Zambon F, Avossa F, Spolaore P. Obstetric hospitalizations among Italian women, regular and irregular immigrants in North-Eastern Italy. *Acta Obstet Gynecol Scand* 2010;89(11):1432-37.
- Cacciani L, Asole S, Polo A et al. Perinatal outcomes among immigrant mothers over two periods in a region of central Italy. *BMC Public Health* 2011;11:294.
- Ballotari P, D'Angelo S, Bonvicini L et al. Effects of immigrant status on Emergency Room (ER) utilisation by children under age one: A population-based study in the province of Reggio Emilia (Italy). *BMC Health Serv Res* 2013;13:458.
- Istat. La mortalità dei bambini ieri e oggi in Italia. Roma, Istat, 2014. Disponibile all'indirizzo: https://www.istat.it/it/files//2014/01/Mortalita_sotto_i_5_anni-.pdf
- Burmaz T, Cestari L, Romor P, Zanier L, Simonato L, Canova C. Perinatal outcomes among immigrant mothers: a population-based birth cohort study in North-East Italy. *Eur J Public Health* 2015;25(suppl_3), doi: 10.1093/eurpub/ckv170.014
- Caserta D, Ralli E, Matteucci E et al. The influence of socio-demographic factors on miscarriage incidence among Italian and immigrant women: a critical analysis from Italy. *J Immigr Minor Health* 2015;17(3):843-45.
- Cantarutti A, Franchi M, Monzio Compagnoni M, Merlino L, Corrao G. Mother's education and the risk of several neonatal outcomes: An evidence from an Italian population-based study. *BMC Pregnancy Childbirth* 2017;17(1):221.
- Dakka N, Martini A, Giovannetti L, Chellini E. Mortalità della popolazione immigrata in Toscana dal 1997 al 2013 Mortality of immigrants in Tuscany Region (Central Italy), 1997-2013. *Epidemiol Prev* 2017;41(5-6):261-70.
- Caranci N, Di Girolamo C, Giorgi Rossi P et al. Cohort profile: the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies (IN-LiMeS), a multicentre cohort for socioeconomic inequalities in health monitoring. *BMJ open* 2018;8(4):1-11.
- Goel MS, Mccarthy EP, Phillips RS, Wee CC. Obesity Among US Immigrant Subgroups by Duration of Residence. *Jama* 2004;292(23):2860-67.
- Hosper K, Nierkens V, Nicolaou M, Stronks K. Behavioural risk factors in two generations of non-Western migrants: Do trends converge towards the host population? *Eur J Epidemiol* 2007;22(3):163-72.
- Choi S, Rankin S, Stewart A, Oka R. Effects of Acculturation on Smoking Behavior in Asian Americans: A Meta-Analysis. *J Cardiovasc Nurs* 2008;23(1):67-73.
- Acevedo-Garcia D, Bates LM, Osypuk TL, McArdle N. The effect of immigrant generation and duration on self-rated health among US adults 2003-2007. *Soc Sci Med* 2010;71(6):1161-72.
- Anikeeva O, Bi P, Hiller JE, Ryan P, Roder D, Han GS. Review Paper: The Health Status of Migrants in Australia: A Review. *Asia Pac J Public Health* 2010;22(2):159-93.
- Oza-Frank R, Stephenson R, Narayan KM. Diabetes Prevalence by Length of Residence Among US Immigrants. *J Immigr Minor Health* 2011;13(1):1-8.
- Chiu M, Austin PC, Manuel DG, Tu JV. Cardiovascular Risk Factor Profiles of Recent Immigrants vs Long-term Residents of Ontario: A Multi-ethnic Study. *Can J Cardiol* 2012;28(1):20-26.
- Jatrana S, Pasupuleti SSR, Richardson K. Nativity, duration of residence and chronic health conditions in Australia: Do trends converge towards the native-born population? *Soc Sci Med* 2014;119:53-63.
- Norredam M, Agyemang C, Hoejbjerg Hansen OK et al. Duration of residence and disease occurrence among refugees and family reunited immigrants: Test of the "healthy migrant effect" hypothesis. *Trop Med Int Health* 2014;19(8):958-67.
- Omariba DWR, Ng E, Vissandjée B. Differences between immigrants at various durations of residence and host population in all-cause mortality, Canada 1991-2006. *Popul Stud (Camb)* 2014;68(3):339-57.
- Holmes JS, Driscoll AK, Heron M. Mortality among US-born and immigrant Hispanics in the US: effects of nativity, duration of residence, and age at immigration. *Int J Public Health* 2015;60(5):609-17.
- Juárez SP, Small R, Hjern A, Schytt E. Length of residence and caesarean sec-

- tion in migrant women in Sweden: a population-based study. *Eur J Public Health* 2018;28(6):1073-79.
34. Ceballos M, Palloni A. Maternal and infant health of Mexican immigrants in the USA: The effects of acculturation, duration, and selective return migration. *Ethn Health* 2010;15(4):377-96.
 35. Urquia ML, Frank JW, Moineddin R, Glazier RH. Immigrants' duration of residence and adverse birth outcomes: A population-based study. *BJOG: An International Journal of Obstetrics and Gynaecology* 2010;117(5):591-601.
 36. Teitler JO, Hutto N, Reichman NE. Birthweight of children of immigrants by maternal duration of residence in the United States. *Soc Sci Med* 2012;75(3):459-68.
 37. Sørbye IK, Daltveit AK, Sundby J, Vangen S. Preterm subtypes by immigrants' length of residence in Norway: a population-based study. *BMC pregnancy and childbirth* 2014;14(1):239.
 38. Elsayed A, Amutah-Onukagha NN, Navin L, Gittens-Williams L, Janevic T. Impact of Immigration and Duration of Residence in US on Length of Gestation Among Black Women in Newark, New Jersey. *J Immigr Minor Health* 2019;21(5):1095-101.
 39. Gakidou E, Cowling K, Lozano R, Murray CJ. Increased educational attainment and its effect on child mortality in 175 countries between 1970 and 2009: a systematic analysis. *Lancet* 2010; 376(9745):959-74.
 40. Jahan S. Poverty and infant mortality in the Eastern Mediterranean region: a meta-analysis. *J Epidemiol Community Health* 2008;62(8):745-51.
 41. Wang H, Liddell CA, Coates MM. Global, regional, and national levels of neonatal, infant, and under-5 mortality during 1990-2013: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2013. *Lancet* 2014;384(9947):957-79.
 42. Acevedo-Garcia D, Soobader MJ, Berkman LF. The differential effect of foreign born status on low birth weight by race/ethnicity and education. *Pediatrics* 2005;115(1):20-30.
 43. Wanner P, Bollini P. The contribution of the foreign population to the high level of infant mortality in Switzerland: a demographic analysis. *BMC Pregnancy Childbirth* 2017;17(1):151.
 44. United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation (UN IGME). *Levels & Trends in Child Mortality: Report 2018*. Estimates developed by the United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation. New York, United Nations Children's Fund, 2018.
 45. Troe EJWM, Bos V, Deerenberg IM, Mackenbach JP, Joung IMA. Ethnic differences in total and cause-specific infant mortality in the Netherlands. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2006;20(2):140-47.
 46. Zeitlin J, Mohangoo AD, Delnord M, Cuttini M. The second European Perinatal Health Report: documenting changes over 6 years in the health of mothers and babies in Europe. *J Epidemiol Community Health* 2013;67(12):983-85.
 47. Lupi C, Perrone E, Vittorio Basevi et al. *La nascita in Emilia-Romagna. 14° Rapporto sui dati del Certificato di Assistenza al Parto (CedAP) - Anno 2016*. Bologna, Regione Emilia-Romagna, 2017.
 48. Urquia ML, O'Campo PJ, Heaman MI. Revisiting the immigrant paradox in reproductive health: The roles of duration of residence and ethnicity. *Soc Sci Med* 2012;74(10):1610-21.
 49. Spadea T, Rusciani R, Mondo L, Costa G. Health related lifestyles among migrants in Europe. In: Rosano Aldo (ed). *Access to Primary Care and Preventive Health Services of Migrants*. Springer 2018; pp 57-64.
 50. Teitler J, Martinson M, Reichman NE. Does Life in the United States Take a Toll on Health? Duration of Residence and Birthweight among Six Decades of Immigrants. *International Migration Review* 2017;51(1):37-66.
 51. Urquia ML, Gagnon AJ. Glossary: Migration and health. *J Epidemiol Community Health* 2011;65(5):467-72.
 52. Robson K, Berthoud R. Teenage Motherhood in Europe: A Multi-Country Analysis of Socioeconomic Outcomes. *European Sociological Review* 2003; 19(5):451-66.
 53. Phipps MG, Blume JD, DeMonner SM. Young maternal age associated with increased risk of postneonatal death. *Obstet Gynecol* 2002;100(3):481-86.
 54. Chen XK, Wen SW, Fleming N, Yang Q, Walker MC. Increased risks of neonatal and postneonatal mortality associated with teenage pregnancy had different explanations. *J Clin Epidemiol* 2008 Jul;61(7):688-94.
 55. Derme M, Leoncini E, Vetrano G, Carlomagno L, Aleandri V. Obstetric and perinatal outcomes of teenage pregnant women: A retrospective study. *Epidemiology Biostatistics and Public Health* 2013;10(4):e8641.
 56. Robson K, Berthoud R. Early motherhood and disadvantage: a comparison between ethnic groups, ISER Working Paper Series, No. 2003-29. Colchester, University of Essex, Institute for Social and Economic Research (ISER), 2003. Disponibile all'indirizzo: <https://www.iser.essex.ac.uk/research/publications/working-papers/iser/2003-29.pdf>

Ospedalizzazione: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani

Hospitalisation: a comparison among Italians and immigrants enrolled in the cohorts of the Italian network of Longitudinal Metropolitan Studies

RIASSUNTO

INTRODUZIONE: la popolazione straniera è in aumento in Italia, seppure a ritmi inferiori rispetto a qualche anno fa, ed è urgente monitorarne l'accesso ai servizi sanitari e lo stato di salute per finalità di prevenzione e programmazione sanitaria.

OBIETTIVI: analizzare i differenziali di ospedalizzazione tra cittadini italiani e stranieri di età 1-64 anni, residenti in sei città partecipanti alla rete italiana degli studi longitudinali metropolitani tra il 2001 e il 2013, con particolare riferimento agli stranieri provenienti da Paesi a forte pressione migratoria (PFPM).

DISEGNO: studio longitudinale di coorte dinamica.

SETTING E PARTECIPANTI: coorti dinamiche dei residenti a Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena, Bologna e Roma tra il 01.01.2001 e il 31.12.2013.

PRINCIPALI MISURE DI OUTCOME: rapporti tra tassi di ospedalizzazione, aggiustati per età e anno di calendario, degli immigrati da PFPM rispetto agli italiani, stimati attraverso il modello di regressione binomiale negativa.

RISULTATI: nel confronto con gli italiani, emerge una complessiva minore ospedalizzazione degli immigrati da PFPM di età 1-64 anni residenti nelle città partecipanti tra il 2001 e il 2013, in particolare nei maschi. In alcune coorti si osserva, invece, una maggiore ospedalizzazione nelle femmine, dovuta prevalentemente alla gravidanza e al parto. L'ospedalizzazione degli immigrati non sempre diminuisce nel tempo, a differenza di quella degli italiani, che presenta andamenti decrescenti. Eccessi di ospedalizzazione riguardano soprattutto le malattie infettive e del sangue in entrambi i generi e l'apparato genitourinario nelle femmine. In termini proporzionali, i traumatismi e gli avvelenamenti rappresentano un'area critica nei maschi. Gli immigrati dal continente africano sembrano essere più suscettibili agli eccessi di ospedalizzazione.

CONCLUSIONI: l'andamento dell'ospedalizzazione a carico degli immigrati, sebbene complessivamente inferiore a quella degli italiani, non sembra diminuire nel tempo. Emergono eccessi di ospedalizzazione per alcune cause e per Paesi di provenienza, per i quali saranno utili studi specifici per indagarne i fattori coinvolti.

Parole chiave: immigrati, ospedalizzazione, coorte dinamica, studi longitudinali metropolitani

COSA SI SAPEVA GIÀ

■ Attraverso studi trasversali, spesso basati su realtà locali e dati campionari limitati nel tempo, è stata osservata un'eterogeneità nell'ospedalizzazione degli immigrati rispetto agli italiani.

COSA SI AGGIUNGE DI NUOVO

- Si osserva una minore ospedalizzazione degli immigrati rispetto agli italiani che non diminuisce nel tempo.
- Si nota una maggiore ospedalizzazione delle donne immigrate rispetto alle italiane, prevalentemente per gravidanza e parto, ed elevata ospedalizzazione per traumatismi e avvelenamenti nei maschi.
- Il regime ordinario viene utilizzato maggiormente dalla popolazione immigrata.
- Tra coorti e aree di provenienza, si osservano risultati eterogenei.

ABSTRACT

BACKGROUND: the foreign population living in Italy is increasing, though at a decreasing rate, and it is urgent to monitor their healthcare service access and their health status in order to fulfil prevention targets and for healthcare planning.

OBJECTIVES: to analyse differences in hospitalisation between Italian and foreign citizens aged 1-64 years and residing in six cities participating in the Italian network of the Longitudinal Metropolitan Studies between 2001 and 2013, focusing on foreigners coming from high migratory pressure Countries (HMPC).

DESIGN: longitudinal dynamic cohort study.

SETTING AND PARTICIPANTS: dynamic cohort of residents in Torino, Venezia, Reggio Emilia, Modena, Bologna, and Roma between 01.01.2001 and 31.12.2013.

MAIN OUTCOME MEASURES: the negative binomial regression model was used to estimate age- and calendar-year-adjusted hospitalisation rate ratios for immigrants from HMPC compared to Italians.

RESULTS: immigrants from HMPC aged 1-64 years and residing in the cities participating in the study between 2001 and 2013 show a lower hospitalisation compared to their Italian counterpart, in particular if males. Among females, immigrants sometimes show a higher hospitalisation compared to Italians, mainly due to pregnancy and childbirth. Among immigrants, hospitalisation do not decrease over time in some cohorts, while among all cohorts of Italians it always shows decreasing patterns. Excess hospitalisation concerns infectious

and blood diseases for both genders, and genitourinary system only among females; proportionally, injury and poisoning represent a critical health area among males. Immigrants from Africa seem to be at a higher risk of hospitalisation.

CONCLUSIONS: although overall hospitalisation is lower among immigrants compared to Italians, hospitalisation trends do not seem to decrease over time. The results of this

study show excess hospitalisation for some causes and Countries of origin, which deserves specific investigations in order to discover which factors are involved.

Keywords: immigrants, hospitalisation, dynamic cohort, longitudinal metropolitan studies

INTRODUZIONE

La popolazione straniera residente in Italia è in aumento, seppure a ritmi inferiori rispetto agli anni precedenti, e la sua dimensione è ragguardevole. Nel 2018, gli stranieri rappresentavano, infatti, l'8,5% della popolazione italiana. Per monitorare l'accesso ai servizi sanitari e lo stato di salute di questa popolazione e per finalità di prevenzione e programmazione sanitaria, si può ricorrere alla misura di ospedalizzazione, che può essere usata sia come indicatore di consumo di risorse assistenziali, di accesso ai servizi e di qualità dell'assistenza, sia per analizzare il profilo di salute della popolazione, in particolare attraverso le diagnosi di patologie che richiedono un ricovero e che possono, di conseguenza, approssimare la misura di incidenza delle malattie. Il confronto dell'ospedalizzazione tra diversi gruppi di popolazione, come i cittadini stranieri e gli italiani, permette da un lato di mettere in evidenza criticità nell'accesso ai servizi di cura da parte degli stranieri, in generale e di alcune sottopopolazioni specifiche per area geografica di provenienza, dall'altro di cogliere differenziali dello stato di salute.

In Italia, la letteratura scientifica sul tema ha mostrato eterogeneità tra italiani e immigrati nell'ospedalizzazione per diverse condizioni cliniche, anche per genere e macroarea di residenza, che possono appunto riflettere la variabilità nella qualità dell'assistenza.¹ Lavori condotti in Veneto hanno riportato un maggior rischio di ospedalizzazione per ictus tra gli immigrati² rispetto agli italiani e per infarto acuto del miocardio tra quelli provenienti dall'Asia meridionale.³ La letteratura italiana comprende principalmente studi trasversali,²⁻⁶ mentre in altri Paesi sono stati condotti anche studi longitudinali di popolazione che hanno permesso di misurare l'occorrenza di specifiche patologie negli stranieri, di metterne in evidenza differenziali rispetto alla popolazione generale e di ipotizzare quali fattori fossero esplicativi dei differenziali osservati. Tra questi, sono state citate le diverse capacità di riconoscere di essere affetti da una determinata malattia, l'incidenza di condizioni morbose all'interno delle popolazioni studiate, l'accessibilità ai servizi sanitari, la domanda di salute.^{7,8} Alcuni lavori hanno mostrato che la relazione tra l'essere immigrato e l'utilizzo dei servizi sanitari e la salute sono riconducibili a fattori legati all'organizzazione dell'assistenza e della prevenzione, alle politiche di integrazione e a fattori culturali,^{9,10} ma anche a fattori ambientali o legati a

stili di vita diversi (luoghi di vita o di lavoro, fumo e alcol, dieta), i quali, determinando eterogeneità nell'incidenza delle patologie indagate in base all'etnia,¹¹ possono tradursi in un diverso uso dell'ospedale. Un studio condotto in Scozia ha riportato un minor rischio di ospedalizzazione per appendicite e malattie diverticolari nei gruppi etnici "non bianchi" rispetto agli "scozzesi bianchi" e maggiori rischi di colite ulcerosa e morbo di Crohn negli asiatici del Sud. La variabilità osservata può riflettere, secondo gli autori, proprio differenze nell'incidenza delle malattie indagate, oltre a un diverso uso dei servizi di cura.⁸

Considerata la rilevante dimensione del fenomeno migratorio in Italia, nonché la dinamicità e la complessità che lo caratterizza, è importante condurre studi di popolazione longitudinali orientati a misurare l'accesso alle cure, il consumo di risorse e la qualità dell'assistenza, nonché a interpretare i differenziali riscontrati, nell'ottica del miglioramento dell'equità delle cure offerte a tutta la popolazione. Il presente lavoro rappresenta il primo studio condotto in Italia sull'ospedalizzazione per cittadinanza basato su dati longitudinali di popolazione multicentrici.¹²

L'obiettivo è di analizzare i differenziali di ospedalizzazione tra cittadini italiani e stranieri residenti in sei città partecipanti alla rete italiana degli studi longitudinali metropolitani, con particolare riferimento agli stranieri provenienti da PFP (immigrati).

METODI

DISEGNO DELLO STUDIO E PARTECIPANTI

Lo studio è di tipo longitudinale di popolazione ed è basato sulle coorti dinamiche dei residenti a Reggio Emilia, Modena, Bologna (coorti emiliane), a Torino, a Venezia e a Roma tra il 01.01.2001 e il 31.12.2013 (a eccezione di Torino, il cui reclutamento dei partecipanti e conseguente follow-up sono iniziati il 21.10.2001).

I partecipanti sono i soggetti di età 1-64 anni residenti nelle sei città considerate durante il suddetto lasso temporale. Per ciascun individuo, la data di ingresso nella coorte coincide con quella di ingresso nel comune a partire dal 01.01.2001 (21.10.2001 per Torino) e successivamente al compimento del 1° anno di età, mentre la data di uscita (termine del follow-up) coincide con la data meno recente tra quelle di emigrazione dal comune, compimento di 65 anni di età, decesso o fine del follow-up (31.12.2013). La durata del follow-up di ciascun partecipante (tempo per-

sona), è stata calcolata al netto delle emigrazioni e reimmigrazioni all'interno di ciascun comune partecipante. Gli individui sono stati identificati attraverso le anagrafi comunali dei residenti nelle città partecipanti.

VARIABILI

Esito

L'esito è il numero dei ricoveri in acuzie osservati negli individui delle coorti tra il 01.01.2001 e il 31.12.2013. Sono stati presi in considerazione i ricoveri a carico del Servizio sanitario nazionale avvenuti in tutte le strutture pubbliche e accreditate delle regioni dove le città partecipanti sono ubicate (inclusi quelli in mobilità passiva), nel loro complesso e per i 18 raggruppamenti di cause di ricovero definiti nei capitoli dell'ICD-9-CM e codificate nella diagnosi principale.

La maggior parte delle analisi sono state separate per regime di ricovero (ordinario o *day hospital*, quest'ultimo comprendente il *day surgery*). La fonte dei dati è la scheda di dimissione ospedaliera (SDO) disponibile attraverso il Sistema informativo ospedaliero delle regioni Piemonte, Veneto, Emilia-Romagna e Lazio.

Esposizione e altri fattori di interesse

Il fattore di esposizione è lo status migratorio definito attraverso la variabile *proxy* "cittadinanza". Questa variabile è stata suddivisa in:

- italiani (categoria di riferimento per il confronto);
- cittadini stranieri provenienti da Paesi a sviluppo avanzato (PSA): Europa occidentale, America settentrionale, Oceania, Israele e Giappone;
- cittadini stranieri provenienti da Paesi a forte pressione migratoria (PFPM), chiamati immigrati: Europa centro-orientale, America centro-meridionale, Africa settentrionale, Africa subsahariana, Asia centro-occidentale (a eccezione di Israele) e Asia orientale (a eccezione del Giappone).

Alcuni risultati relativi ai cittadini stranieri da PSA sono stati elaborati solo per finalità descrittive; non si è, infatti, ritenuto utile speculare su differenze tra cittadini provenienti da PFPM e da PSA, sia in considerazione delle diverse motivazioni alla base del progetto migratorio (spesso elettive nel caso dei PSA ed economiche nel caso dei PFPM) sia per la bassa numerosità dei provenienti da PSA, percentualmente (circa l'1%) e in termini assoluti, soprattutto nelle coorti più piccole.

Per quanto riguarda la coorte di Roma, la cittadinanza si riferisce alla registrazione meno recente disponibile nei dati anagrafici del comune, presente per quasi la totalità degli individui residenti almeno dal 2008. Per gli altri individui, ossia quelli che risiedevano nel comune di Roma solo prima del 2008, l'informazione sulla cittadinanza non è disponibile e, pertanto, è stato usato il luogo di nascita come *proxy* dello status migratorio in luogo della cittadinanza.

Per quanto riguarda le coorti emiliane e quella di Torino, il dato sulla cittadinanza si riferisce all'informazione più recente al momento del rilascio del file anagrafico, mentre per Venezia l'informazione è quella meno recente.

Altri fattori considerati come variabili di aggiustamento o di stratificazione sono il genere, l'età (in anni o in classi), l'anno di calendario.

ANALISI STATISTICA

Le misure di esito calcolate sono proporzioni, tassi di ospedalizzazione grezzi (TOG) e standardizzati per età (TOS) per 1.000 anni-persona con intervalli di confidenza al 95% (IC95%). Per la standardizzazione è stato applicato il metodo diretto, usando la popolazione italiana al Censimento del 2011 come standard. È stato usato il modello di regressione binomiale negativa (adatto per esiti misurati attraverso conteggio in presenza di sovradisersione), aggiustato per età e anno di calendario, per ottenere i rapporti tra i tassi di ospedalizzazione (adj-RR) e i relativi IC95% degli immigrati da PFPM rispetto agli italiani. Il genere è stato sempre considerato come fattore di stratificazione. Le misure sono state replicate per ciascuna coorte partecipante allo studio. Per la gestione e per l'analisi dei dati sono stati utilizzati i software SAS 9.2 e Stata/SE 12.

ANALISI DELLA COORTE DI ROMA RISTRETTA

Nella coorte romana, è stata svolta un'analisi aggiuntiva per valutare i differenziali di ospedalizzazione relativi allo status migratorio utilizzando come unica variabile la cittadinanza (disponibile in quasi la totalità dei casi solo per i residenti a Roma almeno fino al 2008). Pertanto, le analisi statistiche principali sono state replicate restringendo la popolazione arruolata agli anni 2008-2013.

RISULTATI

PARTECIPANTI

Sono stati analizzati complessivamente i ricoveri di 5.112.482 individui di età compresa tra 1 e 64 anni in qualunque momento durante il follow-up. Gli individui sono stati distinti in base a raggruppamenti della cittadinanza (tabella 1). La proporzione di cittadini arruolati tra il 2001 e il 2013 provenienti da PSA oscilla da un minimo di 0,4% a Reggio Emilia a un massimo di 1,7% a Roma. La proporzione dei cittadini provenienti da PFPM oscilla, invece, da un minimo di 14,4% a Torino a un massimo di 22,8% a Reggio Emilia. La figura 1 mostra la composizione per genere e area geografica di provenienza degli arruolati da PFPM. Si osserva che la popolazione dell'Europa centro-orientale è quella maggiormente prevalente in tutte le coorti e c'è una eterogeneità delle aree di provenienza per genere e per coorte.

Alla popolazione arruolata corrispondono 43.602.596 anni-persona, che rappresentano il denominatore utilizzato nella stima dei tassi di ospedalizzazione e degli adj-RR.

CITTADINANZA	TORINO*			VENEZIA			REGGIO EMILIA			MODENA			BOLOGNA			ROMA		
	M	F	TOTALE	M	F	TOTALE												
ITALIANA																		
n.	311.189	307.754	618.943	127.062	124.110	251.172	80.319	77.045	157.364	91.571	88.823	180.394	194.840	192.853	387.693	1.340.864	1.323.968	2.664.832
%	84,9	84,6	84,7	83,8	82,2	83,0	76,8	76,8	76,8	80,5	80,1	80,3	83,3	82,3	82,8	83,6	84,0	83,8
DA PSA																		
n.	3.049	3.319	6.368	968	1.712	2.680	298	495	793	767	844	1.611	1.892	2.531	4.423	30.403	24.366	54.769
%	0,8	0,9	0,9	0,6	1,1	0,9	0,3	0,5	0,4	0,7	0,8	0,7	0,8	1,1	0,9	1,9	1,5	1,7
DA PFPFM																		
n.	52.780	52.570	105.350	23.546	25.116	48.662	23.972	22.828	46.800	21.475	21.227	42.702	37.283	38.915	76.198	233.046	228.649	461.695
%	14,4	14,5	14,4	15,5	16,6	16,1	22,9	22,7	22,8	18,9	19,1	19,0	15,9	16,6	16,3	14,5	14,5	14,5
DI CUI:																		
EUROPA CENTRO-ORIENTALE																		
n.	24.995	28.984	53.979	10.304	15.193	25.497	6.597	9.259	15.856	6.681	10.327	17.008	11.325	19.758	31.083	102.943	75.256	178.199
%	47,4	55,1	51,2	43,7	60,5	52,4	27,5	40,6	33,9	31,1	48,7	39,8	30,4	50,8	40,8	44,2	32,9	38,6
AFRICA SETTENTRIONALE																		
n.	12.016	7.942	19.958	1.367	680	2.047	6.393	3.625	10.018	5.436	2.953	8.389	5.681	3.086	8.767	9.593	19.961	29.554
%	22,8	15,1	18,9	5,8	2,7	4,2	26,7	15,9	21,4	25,3	13,9	19,6	15,2	7,9	11,5	4,1	8,7	6,4
AFRICA SUBSAHARIANA																		
n.	4.878	4.231	9.109	1.353	733	2.086	4.027	2.985	7.012	4.811	3.389	8.200	2.647	2.436	5.083	16.921	24.198	41.119
%	9,2	8,0	8,6	5,7	2,9	4,3	16,8	13,1	15,0	22,4	16,0	19,2	7,1	6,3	6,7	7,3	10,6	8,9
AMERICA CENTRO-MERIDIONALE																		
n.	4.037	5.928	9.965	851	1.710	2.561	683	1.199	1.882	636	1.176	1.812	1.557	2.505	4.062	41.488	27.860	69.348
%	7,6	11,3	9,5	3,6	6,8	5,3	2,8	5,3	4,0	3,0	5,5	4,2	4,2	6,4	5,3	17,8	12,2	15,0
ASIA CENTRO-OCCIDENTALE																		
n.	2.403	1.044	3.447	6.750	3.503	10.253	2.131	1.798	3.929	1.537	808	2.345	10.484	4.933	15.417	21.657	49.285	70.942
%	4,6	2,0	3,3	28,6	13,9	21,1	8,9	7,9	8,4	7,2	3,8	5,5	28,1	12,7	20,2	9,3	21,6	15,4
ASIA ORIENTALE																		
n.	4.451	4.441	8.892	9.621	3.297	6.218	4.141	3.962	8.103	2.374	2.574	4.948	5.589	6.197	11.786	40.444	32.089	72.533
%	8,4	8,4	8,4	12,4	13,1	12,8	17,3	17,4	17,3	11,1	12,1	11,6	15,0	15,9	15,5	17,4	14,0	15,7
TOTALE	367.018	363.343	730.661	151.595	150.952	302.547	104.589	100.368	204.957	113.813	110.894	224.707	234.015	234.299	468.314	1.604.313	1.576.983	3.181.296

* Arruolamento dal 21.10.2001 / Enrollment since 21.10.2001

PSA: Paesi a sviluppo avanzato / developed Countries

PFPFM: Paesi a forte pressione migratoria / high migratory pressure Countries

Tabella 1. Distribuzione (numerosità e percentuale di colonna) della popolazione arruolata per raggruppamenti dell'area geografica di provenienza, per coorte e genere. Età 1-64 anni, 2001-2013.
Table 1. Distribution (number and column percentage) of the population enrolled by geographical macroarea, stratified by cohort and gender. Age 1-64 years, 2001-2013.

DESCRIZIONE DELLE VARIABILI PER COORTE

Nella tabella S11a (vd. materiali supplementari on-line) è riportata, per ciascuna coorte, la distribuzione del numero di ricoveri per regime e per le variabili oggetto di indagine. La figura 2 mostra le informazioni principali riportate in tabella S11b (vd. materiali supplementari on-line) accorpando i regimi di ricovero. In termini proporzionali, in tutte le coorti la maggior parte dei ricoveri è appannaggio delle femmine e degli ultracinquantenni e, tra gli stranieri, la maggior parte dei ricoveri è a carico di coloro che provengono da PFP, in particolare dall'Europa centro-orientale, come conseguenza del basso numero di cittadini stranieri da PSA. Si nota un netto decremento del numero assoluto di ricoveri durante il periodo di osservazione. La figura 3 mostra la distribuzione dei ricoveri nel loro complesso (ordinari e *day hospital*) per la causa di ricovero segnalata come diagnosi principale e in base ai raggruppamenti dei capitoli ICD-9-CM, separatamente per gli italiani e per gli immigrati.

Si nota che nei maschi la percentuale di ricovero più elevata è attribuibile alle malattie dell'apparato digerente (13% negli italiani e 12% negli immigrati) e che i traumatismi rappresentano la seconda causa di ricovero tra gli immigrati, con un valore che raggiunge l'11%. Nella popolazione femminile, il primato spetta ai motivi legati alla gravidanza e al parto, con un valore più che doppio tra le immigrate rispetto alle italiane (46% vs 20%). La popolazione immigrata presenta un evidente vantaggio in termini di percentuale di ricoveri per tumore, nettamente inferiore a quella degli italiani in entrambi i generi.

Nella tabella S11b è, invece, riportata la distribuzione dei ricoveri per causa, suddivisa per regime di ricovero e per coorte. Tra i maschi, in regime ordinario, la maggior parte dei ricoveri è avvenuta per malattie del sistema circolatorio tra gli italiani e per traumatismi e avvelenamenti tra gli immigrati, con alcune differenze per coorte. In regime di *day hospital*, il quadro è, invece, molto eterogeneo. Tre le femmine, si osserva una prevalenza maggiore pressoché costante di ricoveri legati a gravidanza e parto in regime ordinario per le italiane e in entrambi i regimi per le immigrate. Le italiane ricorrono, invece, proporzionalmente di più al *day hospital*, soprattutto per problemi classificati con codici V, e in due coorti per le malattie dell'apparato genitourinario.

TASSI DI OSPEDALIZZAZIONE

La tabella S12 (vd. materiali supplementari on-line) mostra, per ciascuna coorte partecipante, i TOG e i TOS per età con i relativi IC95%, per regime di ricovero e genere, degli italiani e degli immigrati. In regime ordinario, i TOS variano da un minimo di 46,1 per 1.000 anni-persona a Torino a un massimo di 68,8 a Bologna negli italiani, da 32,6 a Torino a 57,3 a Bologna negli immigrati. Tra le femmine italiane, i tassi sono più elevati e variano da 62,6 a Torino a 88,0 a Bologna.

In regime di *day hospital*, i TOS variano da 25,6 a Bolo-

gna a 54,4 a Roma negli italiani, da 11,6 a Venezia a 22,0 a Roma negli immigrati. Tra le femmine, variano da 34,6 a Bologna a 61,7 a Roma nelle italiane, tra 19,8 a Venezia a 50,5 a Reggio Emilia nelle immigrate. Mediamente, gli immigrati accedono al ricovero maggiormente in regime ordinario rispetto agli italiani (67% vs 58%) e in minore misura in *day hospital* (33% vs 42%).

La figura 4 mostra, per ciascuna coorte partecipante, gli andamenti dei TOS per età complessivi degli italiani e degli immigrati. Tra gli italiani, dal 2001 al 2013 si osserva un netto decremento dei tassi in tutte le coorti (da circa 132 a 93 per 1.000 anni-persona), sebbene a Roma vi sia stato un incremento fino al 2005; tra gli immigrati, invece, la diminuzione dei tassi è evidente solo nelle coorti emiliane (da circa 128 a 87 per 1.000 anni-persona), mentre l'andamento appare stabile nelle tre coorti di Torino, Venezia e Roma.

RISULTATI DEL MODELLO DI REGRESSIONE

La figura 5 mostra, per ciascuna coorte, i rapporti tra i tassi di ospedalizzazione, stimati attraverso il modello di regressione, degli immigrati da PFP rispetto agli italiani, aggiustati per età e anno di calendario, stratificati per genere e separatamente per regime di ricovero. I risultati sono eterogenei: nei maschi immigrati si osserva una minore ospedalizzazione rispetto agli italiani, sia in regime ordinario sia in *day hospital*, in tutte le coorti; nelle donne immigrate, invece, emergono tassi di ospedalizzazione in regime ordinario maggiori rispetto alle italiane in tutte le coorti, salvo che a Roma, e, in regime di *day hospital*, nelle coorti di Modena e Reggio Emilia.

RISULTATI PER CAUSA DI RICOVERO

La figura 6, infine, mostra, in regime ordinario e per ciascuna coorte, gli adj-RR per grandi raggruppamenti di cause di ospedalizzazione presenti in diagnosi principale, stimati attraverso il modello di regressione, degli immigrati da PFP rispetto agli italiani, aggiustati per età e anno di calendario, stratificati per genere.

Negli immigrati maschi, si osservano eccessi del tasso di ospedalizzazione statisticamente significativi per le seguenti cause:

- malattie infettive in tutte le coorti, a eccezione di Roma e Venezia, con adj-RR che vanno da 1,4 (IC95% 1,21-1,60) a Torino a 2,1 (IC95% 1,88-2,44) a Modena;
- malattie del sangue a Reggio Emilia (1,9; IC95% 1,47-2,44) e a Modena (1,4; IC95% 1,03-1,80);
- malattie di origine perinatale solo a Torino (2,0; IC95% 1,03-4,04).

Nelle immigrate si osservano, invece, eccessi per le seguenti cause:

- malattie infettive a Torino (1,7; IC95% 1,46-1,95) e nelle coorti emiliane, da 1,5 (IC95% 1,34-1,79) a Reggio Emilia a 1,9 (IC95% 1,62-2,17) a Modena;
- malattie del sangue nelle coorti emiliane, da 1,8 (IC95% 1,47-2,13) a Bologna a 2,1 (IC95% 1,68-2,74) a Modena;

COMPOSIZIONE PER MACROAREA GEOGRAFICA DI PROVENIENZA

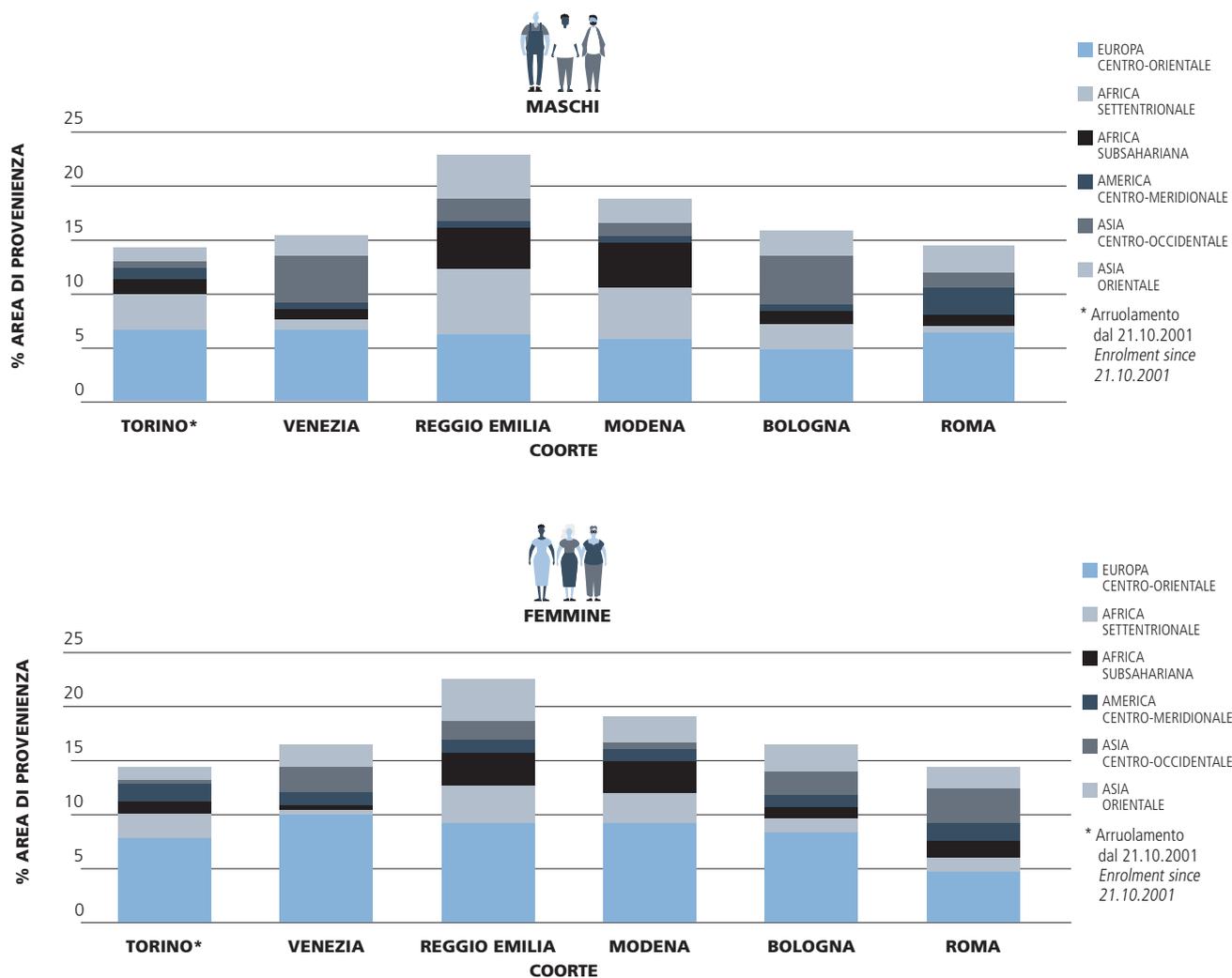


Figura 1. Composizione per macroarea geografica di provenienza della popolazione arruolata proveniente da Paesi a forte pressione migratoria, per coorte e genere. Età 1-64 anni, 2001-2013.

Figure 1. Composition of the high migratory pressure Countries population enrolled by geographical macroarea, stratified by cohort and gender. Age 1-64 years, 2001-2013.

DISTRIBUZIONE DELLE DIMISSIONI OSPEDALIERE

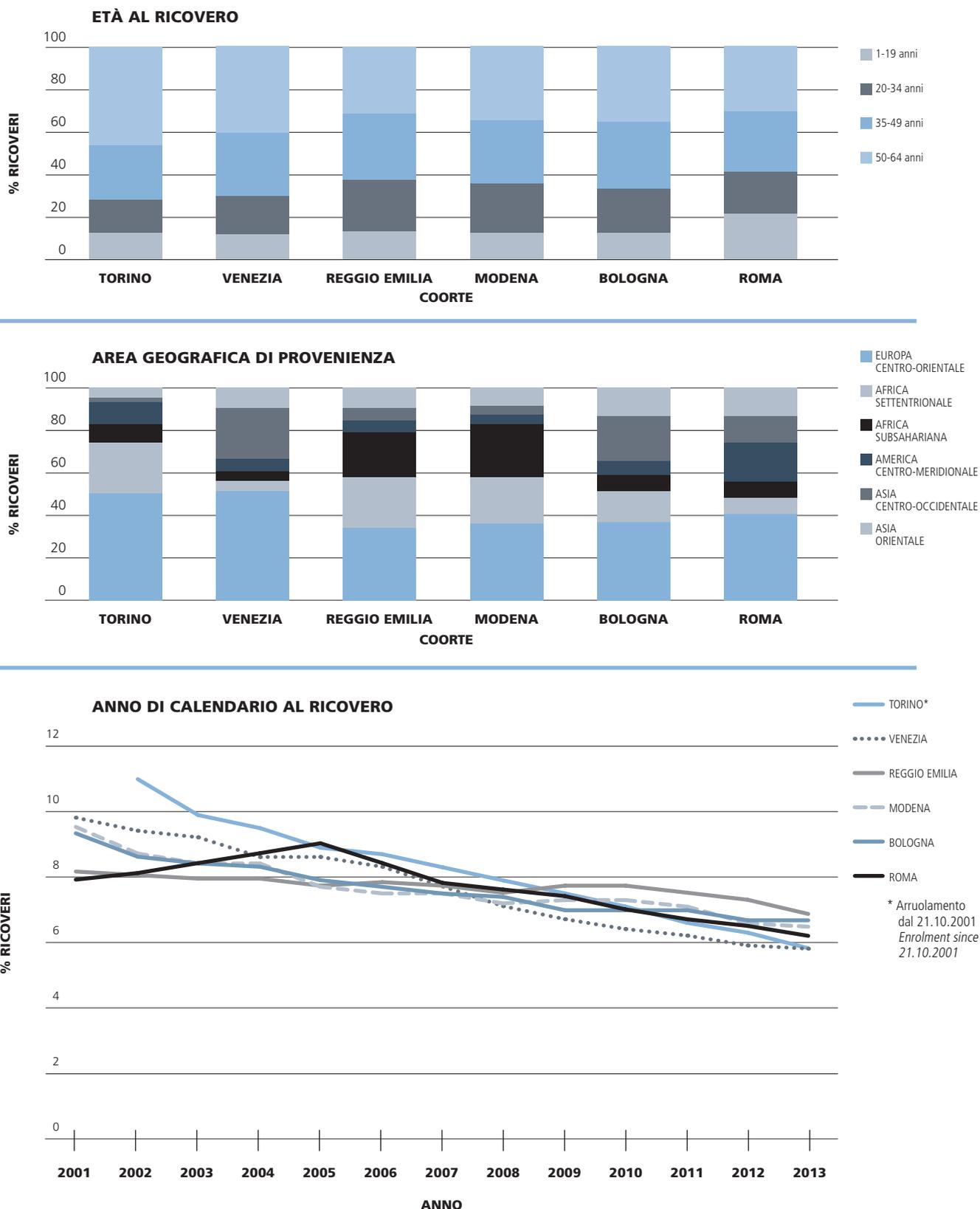


Figura 2. Distribuzione (numerosità e percentuale) delle dimissioni ospedaliere della popolazione arruolata per alcune caratteristiche demografiche, per coorte. Età 1-64 anni, 2001-2013.
Figure 2. Distribution (number and percentage) of hospital discharges of the population enrolled by some demographic characteristics, stratified by cohort. Age 1-64 years, 2001-2013.

DISTRIBUZIONE DELLE DIMISSIONI OSPEDALIERE PER CAUSA DI RICOVERO

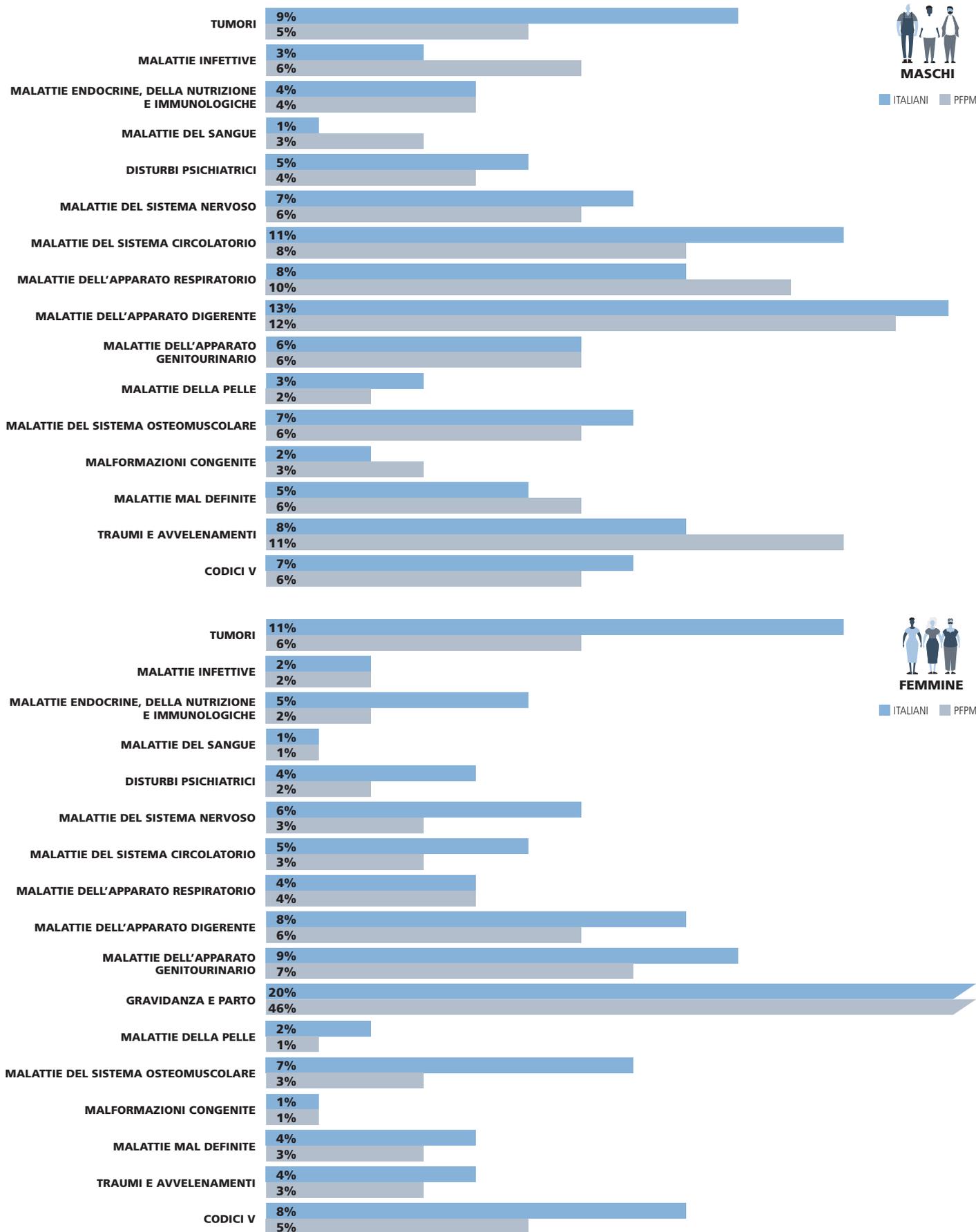


Figura 3. Distribuzione percentuale delle dimissioni ospedaliere della popolazione arruolata (italiani e immigrati) per causa di ricovero (capitolo ICD-9-CM), per genere. Età 1-64 anni, 2001-2013.

Figure 3. Percentage distribution of hospital discharges of the enrolled population (Italians and immigrants) by cause of hospitalisation (chapters ICD-9-CM), by gender. Age 1-64 years, 2001-2013.

ANDAMENTI TEMPORALI DEI TASSI DI OSPEDALIZZAZIONE COMPLESSIVA STANDARDIZZATI PER ETÀ

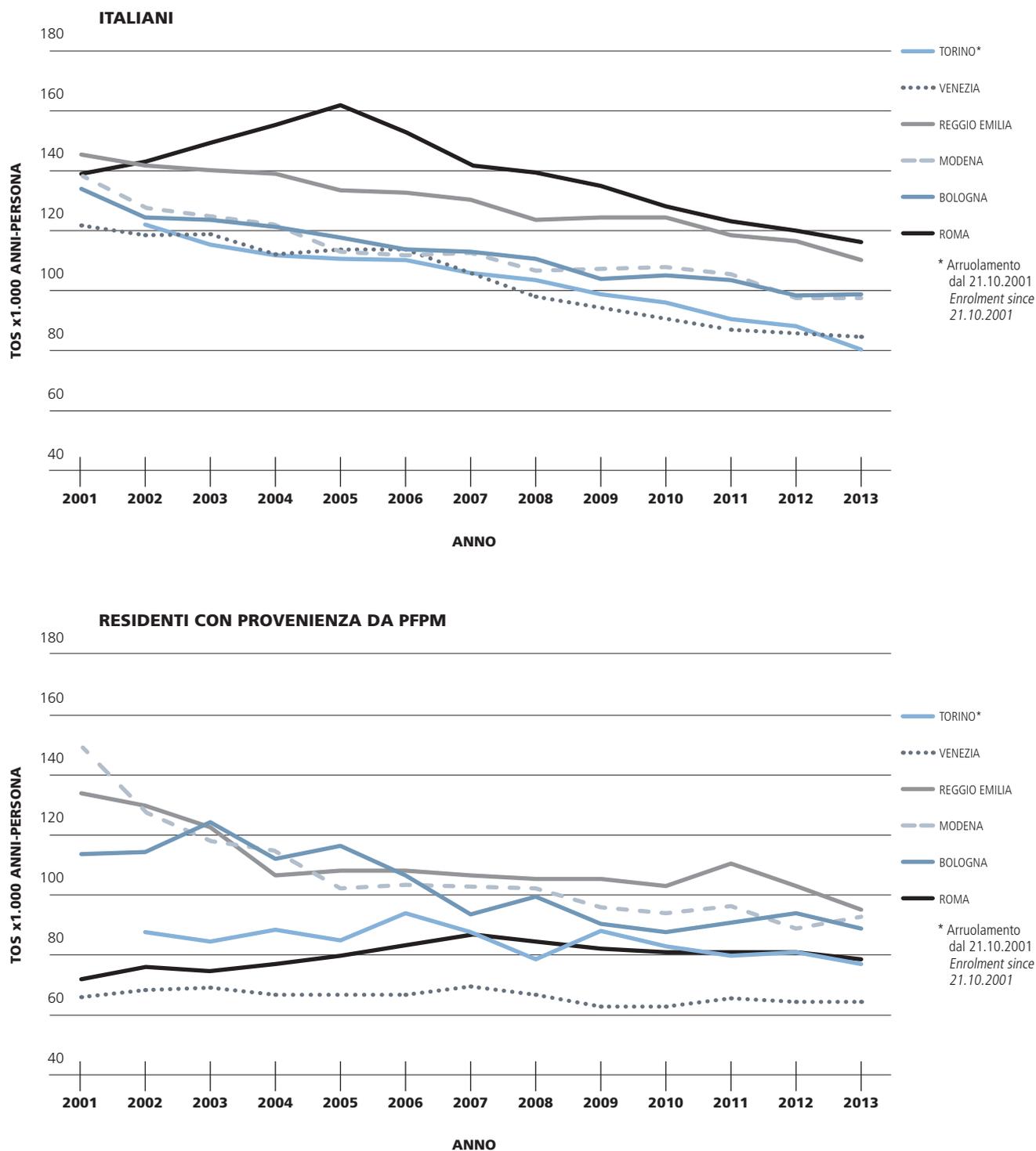


Figura 4. Andamenti temporali dei tassi di ospedalizzazione complessiva standardizzati per età (TOS) degli italiani e degli stranieri provenienti da Paesi a forte pressione migratoria (PFPM), per coorte. Età 1-64 anni, 2001-2013.

Figure 4. Temporal trends of age-standardized hospitalisation rates (TOS) of Italians and immigrants from high migratory pressure Countries, by cohort. Age 1-64 years, 2001-2013.

RAPPORTI TRA TASSI DI OSPEDALIZZAZIONE

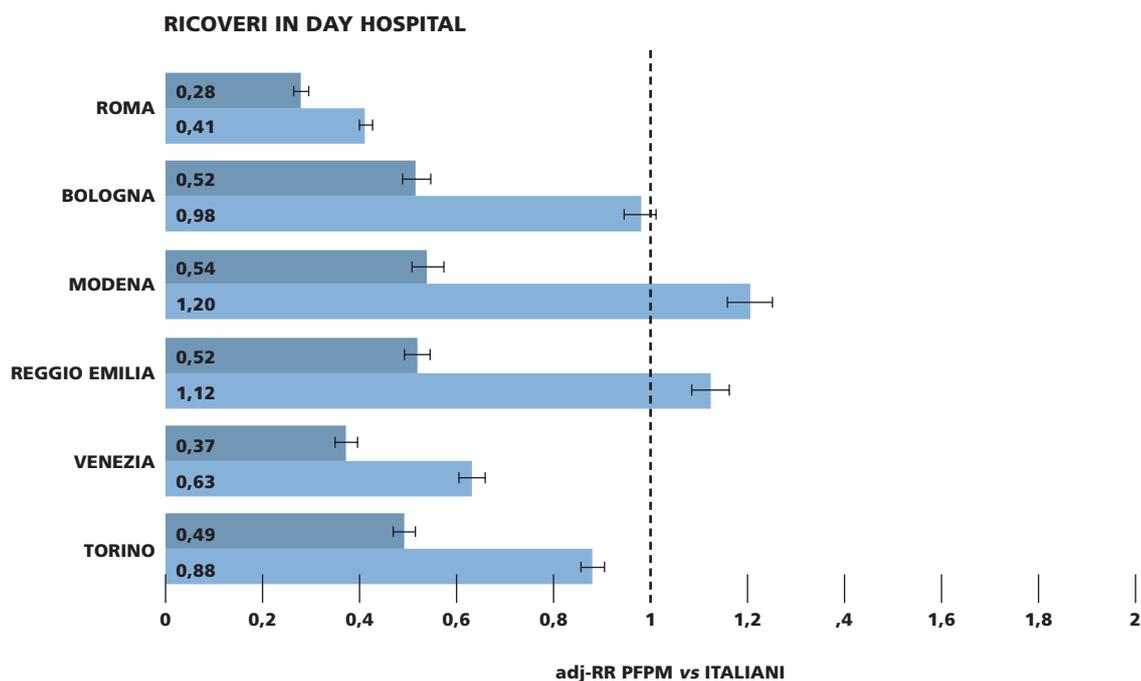
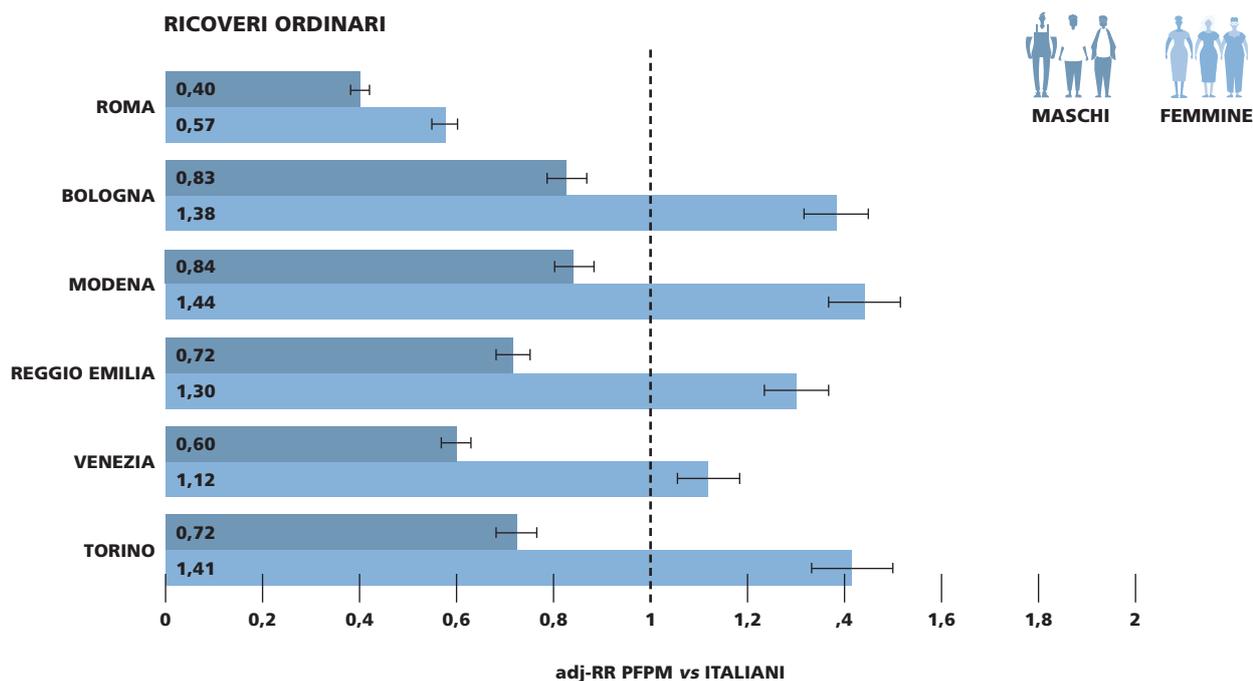


Figura 5. Risultati della regressione binomiale negativa per coorte: rapporti tra tassi di ospedalizzazione (adj-RR) e relativi IC95% degli immigrati rispetto agli italiani, aggiustati per età e anno di calendario, stratificati per genere e regime di ricovero. Età 1-64 anni, 2001-2013.

Figure 5. Results from the negative binomial regression by cohort: hospitalisation rates ratios (adj-RR) with their 95%CI for immigrants compared to Italians, adjusted for age and calendar year, stratified by gender and type of discharge. Age 1-64 years, 2001-2013.

RAPPORTI TRA TASSI DI OSPEDALIZZAZIONE PER RAGGRUPPAMENTI DI DIAGNOSI PRINCIPALE (IMMIGRATI VS ITALIANI)

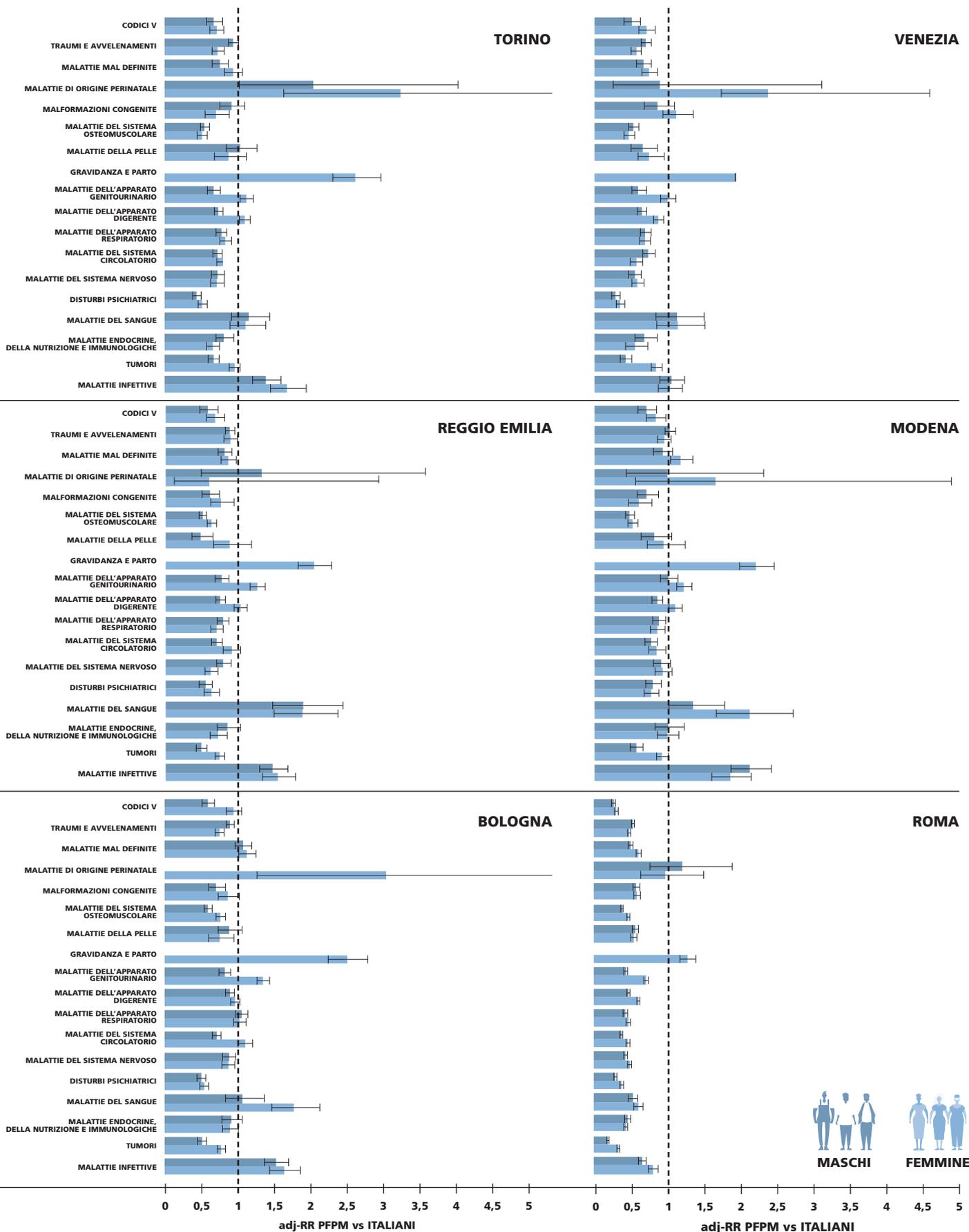


Figura 6. Risultati della regressione binomiale negativa per coorte: rapporti tra tassi di ospedalizzazione (adj-RR) e relativi IC95% per raggruppamenti di diagnosi principale degli immigrati rispetto agli italiani, aggiustati per età e anno di calendario, stratificati per genere. Regime ordinario, età 1-64 anni, 2001-2013.

Figure 6. Results from the negative binomial regression by cohort: hospitalisation rate ratios (adj-RR) with their 95%CI for principal diagnoses groups among immigrants compared to Italians, adjusted for age and calendar year, stratified by gender and type of discharge. Age 1-64 years, 2001-2013.

- malattie del sistema circolatorio solo a Bologna (1,1; IC95% 1,01-1,21);
- malattie dell'apparato digerente solo a Torino (1,1; IC95% 1,03-1,18);
- malattie dell'apparato genitourinario a Torino (1,1; IC95% 1,04-1,22) e nelle coorti emiliane, da 1,2 (IC95% 1,13-1,34) a Modena a 1,3 (IC95% 1,27-1,47) a Bologna;
- gravidanza e parto in tutte le coorti, da 1,3 (IC95% 1,18-1,40) a Roma a 2,6 a Torino (IC95% 2,31-2,97);
- malattie di origine perinatale a Torino 3,2 (IC95% 1,63-6,45) e Bologna 3,0 (IC95% 1,27-7,25);
- condizioni mal definite solo a Bologna (1,1; IC95% 1,02-1,25).

Per i tumori, una delle principali cause di ricovero, si osservano tassi di ospedalizzazione nettamente inferiori negli immigrati rispetto agli italiani in tutte le coorti e in entrambi i generi e regimi.

RISULTATI PER AREA DI PROVENIENZA

Per quanto riguarda la provenienza degli immigrati, utilizzando raggruppamenti in macroaree geografiche, in regime ordinario emerge che i tassi di ospedalizzazione più elevati nel confronto tra immigrati e italiani sono appannaggio degli stranieri provenienti dall'Africa settentrionale a Torino (adj-RR 2,4; IC95% 2,20-2,55) e a Bologna (adj-RR 2,1; IC95% 1,92-2,19), dall'Asia centro-occidentale a Venezia (adj-RR 1,8; IC95% 1,65-1,93), dall'Africa subsahariana a Reggio Emilia (adj-RR 1,7; IC95% 1,63-1,88) e a Modena (adj-RR 2,1; IC95% 1,94-2,21). In regime di *day hospital*, si osservano eccessi di ricovero solo tra le femmine immigrate provenienti dall'America centro-meridionale a Torino (adj-RR 1,1; IC95% 1,08-1,22), dall'Africa subsahariana a Reggio Emilia (adj-RR 1,7; IC95% 1,62-1,84), a Modena (adj-RR 1,8; IC95% 1,68-1,93) e a Bologna (adj-RR 1,4; IC95% 1,25-1,50).

RISULTATI DELLA COORTE DI ROMA RISTRETTA

L'analisi ristretta al periodo 2008-2013 (13.243.154 anni-persona, 46% di tutti gli arruolati dal 2001) ha mostrato risultati più simili a quelli delle altre coorti (figure S1 e S2).

DISCUSSIONE

I risultati del presente studio, basato su dati longitudinali di popolazione di sei città italiane partecipanti alla rete italiana degli studi longitudinali metropolitani, si riferiscono in misura prevalente al confronto tra immigrati da PFPM e italiani e tra coorti.

Si osserva una complessiva minore ospedalizzazione degli immigrati da PFPM rispetto agli italiani, in particolare nei maschi. Le immigrate sono ricoverate più delle italiane, prevalentemente per cause legate a gravidanza e parto. Questi risultati possono essere dovuti sia al noto "effetto migrante sano", riferito a una condizione di migliore salute dei migranti rispetto alla popolazione generale al momento della migrazione, sia a barriere nell'accesso alle cure,¹³ tra

cui quelle primarie, e ai servizi di prevenzione,¹⁴ fenomeno deducibile anche dal lavoro presente in questa monografia dedicato all'ospedalizzazione evitabile per cittadinanza (vd. pp. 77-79) e altrove.¹⁵

Sebbene complessivamente l'ospedalizzazione degli immigrati risulti inferiore a quella degli italiani, non sembra essere diminuita tra il 2001 e il 2013, diversamente da quanto è accaduto negli italiani. Infatti, i tassi di ospedalizzazione degli immigrati hanno avuto una decrescita minore rispetto a quelli degli italiani, e in alcune coorti non sono diminuiti affatto. Un impoverimento dell'effetto migrante sano potrebbe avere un ruolo nella minore diminuzione dei tassi di ospedalizzazione rispetto a quanto osservato negli italiani. A questo proposito, si può menzionare uno studio condotto in Canada, che, integrando i dati dei sistemi informativi sanitari con quelli provenienti dal Censimento, ha indagato i *pattern* di ospedalizzazione in due generazioni successive di immigrati e ha mostrato che il vantaggio di salute di cui tipicamente gode la popolazione immigrata rispetto alla popolazione autoctona è diminuito nella seconda generazione, in particolare per le malattie circolatorie.¹⁶

Il maggiore utilizzo del regime ordinario da parte della popolazione immigrata, che testimonia un ricorso alle cure solo in condizioni di maggiore gravità, quando non si può più ricorrere a un'assistenza diversa dal ricovero ordinario,¹⁷ fa ipotizzare esiti di salute peggiori tra gli immigrati. Anche la letteratura internazionale mostra esiti di salute peggiori. Per esempio, uno studio condotto in Scozia ha messo in evidenza differenze etniche nell'ospedalizzazione per asma e in alcuni esiti a questa collegati (riammissioni, decesso) e ha attribuito le differenze a fattori culturali e all'eterogeneità nell'assistenza primaria.¹⁸ In un altro studio, sono stati osservati esiti avversi alla nascita peggiori nei migranti rispetto ai non migranti, variabili per gruppo etnico, Paese di origine e di destinazione,^{19,20} e un maggiore rischio di trattamenti obbligatori e interventi coercitivi.^{21,22} I risultati sia dell'attuale sia del precedente studio della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani hanno mostrato differenziali di mortalità per status migratorio degni di approfondimenti a causa della forte eterogeneità per area di provenienza.^{23,24}

Per quanto riguarda le cause di ricovero, l'elevato numero di dimissioni per gravidanza e parto nelle immigrate rispetto alle italiane, osservabile in tutte le coorti, giustifica il corrispondente maggiore tasso di ospedalizzazione. Emergono eccessi di ospedalizzazione che riguardano soprattutto le malattie infettive e del sangue, l'apparato genitourinario solo tra le femmine. Da approfondire è l'eccesso di ricovero per le malattie infettive, in quattro coorti su sei, al fine di identificare le diagnosi specifiche che hanno generato questo risultato; la tubercolosi, per esempio, risulta associata a un maggior rischio sia di ricovero sia di mortalità.^{23,25} Si tenga presente che in Europa gli immigrati sembrano presentare un maggior rischio di tubercolo-

losi, infezione che può slatentizzarsi a causa delle condizioni di marginalità alle quali questi sono talvolta esposti nel Paese ospite. Un miglioramento dell'accesso alle cure e delle condizioni di vita può rappresentare una valida strategia di prevenzione.²⁶ Il rischio di tubercolosi nella popolazione straniera in Italia, tuttavia, è in calo.²⁷ Inoltre, poiché in alcuni gruppi di migranti da Paesi non occidentali sono stati osservati, rispetto alle popolazioni autoctone, maggiori tassi di incidenza di tumori a eziologia infettiva (cancro dello stomaco, epatico, della cervice uterina) causati da infezioni acquisite anche molto tempo prima rispetto all'esordio della malattia,^{1,28} sebbene al momento non siano stati osservati eccessi di ricovero e di mortalità²³ per tumore negli immigrati, negli studi futuri sarà utile individuare le diagnosi specifiche di tumore e quali tipi di tumore si presentano con maggiore frequenza. In termini proporzionali, l'elevata ospedalizzazione per traumi e avvelenamenti rappresenta ancora un'area critica tra i maschi.^{4,29}

Per quanto riguarda la provenienza, gli immigrati dal continente africano sembrano essere i più suscettibili di maggiori eccessi di ospedalizzazione, ulteriore risultato meritevole di approfondimenti.

Infine, la grande variabilità osservata tra le coorti può essere dovuta presumibilmente alla diversità della composizione dei flussi migratori rispetto ai motivi della migrazione, alla provenienza, all'integrazione e alla diversa organizzazione dei servizi e accessibilità dei servizi di cura.

LIMITI E PUNTI DI FORZA

Tra i potenziali limiti dello studio vi è la possibile misclassificazione dello status migratorio, dovuta a cambiamenti di cittadinanza nel tempo non tracciati che, nell'ipotesi di misclassificazione non differenziale, avrebbe un effetto diluente delle associazioni. La percentuale di acquisizione della cittadinanza, tuttavia, è contenuta (circa il 4% degli stranieri non comunitari nel 2018).²⁹

Per quanto riguarda il confondimento, non sono state usa-

te misure *proxy* dell'integrazione, processo che tipicamente favorisce l'accesso alle cure, quindi non si è in grado di distinguere tra sottopopolazioni in base alla vulnerabilità tipica del periodo immediatamente successivo all'emigrazione.³⁰ Inoltre, non sono state considerate variabili di posizione socioeconomica che possono confondere le associazioni osservate o anche interagire con lo status migratorio, effetto noto come paradosso epidemiologico che si manifesta con migliore salute degli immigrati nonostante una posizione socioeconomica inferiore rispetto alla popolazione generale.³¹⁻³³

Rispetto al rischio di *bias* nella coorte romana, i risultati dell'analisi ristretta al periodo 2008-2013 sono suggestivi di un diverso ruolo dello status migratorio misurato attraverso il luogo di nascita invece che la cittadinanza, sebbene questi risultati possano semplicemente riflettere il decremento dei differenziali nel tempo.

Lo studio presenta i vantaggi tipici del disegno longitudinale che, rispetto a quello trasversale, offre maggiori possibilità di comprendere e indagare le cause dei risultati osservati. Inoltre, si basa su un periodo di osservazione discretamente lungo (13 anni) che permette di analizzare fenomeni dinamici. La sua natura multicentrica permette, infine, di osservare come diverse composizioni dei flussi migratori e politiche locali sull'assistenza sanitaria alla popolazione immigrata possano produrre effetti variabili nell'ospedalizzazione.

CONCLUSIONI

Lo studio ha mostrato eterogeneità nell'ospedalizzazione tra italiani e immigrati, sia tra coorti sia tra diverse aree di provenienza all'interno della popolazione immigrata. Future indagini potranno approfondire i risultati emersi disaggregando per Paese o macroarea geografica di provenienza, analizzando specifiche cause di ricovero e, attraverso l'integrazione tra fonti di dati diverse, si potrà provare a individuare quali siano i fattori che generano differenziali di accesso alle cure, in particolare nell'ambito delle aree critiche emerse.

BIBLIOGRAFIA

- de Waure C, Bruno S, Furla G et al. Health inequalities: an analysis of hospitalizations with respect to migrant status, gender and geographical area. *BMC Int Health Hum Rights* 2015;15:2.
- Fedeli U, Pigato M, Avossa F et al. Large variations in stroke hospitalization rates across immigrant groups in Italy. *J Neurol* 2016;263(3):449-54.
- Fedeli U, Cestari L, Ferroni E et al. Ethnic inequalities in acute myocardial infarction hospitalization rates among young and middle-aged adults in Northern Italy: high risk for South Asians. *Intern Emerg Med* 2018;13(2):177-82.
- Cacciani L, Baglio G, Rossi L et al. Hospitalisation among immigrants in Italy. *Emerg Themes Epidemiol* 2006;3:4.
- Baglio G, Saunders C, Spinelli A, Osborn J. Utilisation of hospital services in Italy: a comparative analysis of immigrant and Italian citizens. *J Immigr Minor Health* 2010;12(4):598-609.
- Casadei R, Angeli G, Casucci P, Minelli L, Pasquini R. Use of hospital services by the immigrant population in Umbria, Italy. *Ig Sanita Pubbl* 2016;72(1):9-25.
- Bansal N, Bhopal R, Netto G, Lyons D, Steiner MF, Sashidharan SP. Disparate patterns of hospitalisation reflect unmet needs and persistent ethnic inequalities in mental health care: the Scottish health and ethnicity linkage study. *Ethn Health* 2014;19(2):217-39.
- Bhopal RS, Cezard G, Bansal N, Ward HJ, Bhala N; SHELS researchers. Ethnic variations in five lower gastrointestinal diseases: Scottish health and ethnicity linkage study. *BMJ Open* 2014;4(10):e006120.
- Scheppers E, van Dongen E, Dekker J, Geertzen J, Dekker J. Potential barriers to the use of health services among ethnic minorities: a review. *Fam Pract* 2006;23(3):325-48.
- Norredam M, Garcia-Lopez A, Keiding N, Krasnik A. Excess use of coercive measures in psychiatry among migrants compared with native Danes. *Acta Psychiatr Scand* 2010;121(2):143-51.

11. Pearce N, Foliaki S, Sporle A, Cunningham C. Genetics, race, ethnicity, and health. *BMJ* 2004;328(7447):1070-72.
12. Caranci N, Di Girolamo C, Giorgi Rossi P et al. Cohort profile: the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies (IN-LiMeS), a multicentre cohort for socioeconomic inequalities in health monitoring. *BMJ Open* 2018;8(4):e020572.
13. Rechel B, Mladovsky P, Ingleby D, Mackenbach JP, McKee M. Migration and health in an increasingly diverse Europe. *Lancet* 2013;381(9873):1235-45.
14. Rosano A (ed). *Access to Primary Care and Preventative Health Services of Migrants*. Springer International Publishing 2018.
15. Dalla Zuanna T, Spadea T, Milana M et al. Avoidable hospitalization among migrants and ethnic minority groups: a systematic review. *Eur J Public Health* 2017;27(5):861-68.
16. Ng E, Sanmartin C, Tu JV, Manuel DG. All-cause and circulatory disease-related hospitalization, by generation status: Evidence from linked data. *Health Rep* 2015;26(10):3-9.
17. Giudici C, Cacciani L, Trappolini E, Agabiti N, Davoli M. Il ricorso all'ospedalizzazione nella regione Lazio da parte della popolazione di cittadinanza estera. In: *Centro Studi e Ricerche IDOS (eds). Osservatorio romano sulle migrazioni - XIII Rapporto*. Roma, Edizioni IDOS, 2018.
18. Sheikh A, Steiner MF, Cezard G et al. Ethnic variations in asthma hospital admission, readmission and death: a retrospective, national cohort study of 4.62 million people in Scotland. *BMC Med* 2016;14:3.
19. Urquia ML, Glazier RH, Blondel B et al. International migration and adverse birth outcomes: role of ethnicity, region of origin and destination. *J Epidemiol Community Health* 2010;64(3):243-51.
20. Cacciani L, Asole S, Polo A et al. Perinatal outcomes among immigrant mothers over two periods in a region of central Italy. *BMC Public Health* 2011;11:294.
21. Tarsitani L, Pasquini M, Maraone A et al. Acute psychiatric treatment and the use of physical restraint in first-generation immigrants in Italy: a prospective concurrent study. *Int J Soc Psychiatry* 2013;59(6):613-18.
22. Norredam M, Nielsen SS, Krasnik A. Migrants' utilization of somatic healthcare services in Europe – a systematic review. *Eur J Public Health* 2010;20(5):555-63.
23. Pacelli B, Caranci N, Di Girolamo C et al. Mortalità: confronto tra popolazione italiana e immigrata nelle coorti della rete italiana di studi longitudinali metropolitani. *Epidemiol Prev* 2019;43(5-6) Suppl 1:34-45.
24. Pacelli B, Zengarini N, Broccoli S et al. Differences in mortality by immigrant status in Italy. Results of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies. *Eur J Epidemiol* 2016;31(7):691-701.
25. Baglio G. Tuberculosis and immigration: the answers that epidemiology can provide (and society is waiting for). *Epidemiol Prev* 2015;39(2):73-74.
26. Wörmann T, Krämer A. Communicable diseases. In: Rechel B, Mladovsky P, Devillé W, Rijk B, Petrova-Benedict R, McKee M (eds). *Migration and health in the European Union*. Maidenhead, Open University Press, 2011.
27. AA.VV. *Il controllo della tubercolosi tra gli immigrati in Italia. Linea guida salute migranti*. Roma, INMP, 2018. Disponibile all'indirizzo: http://www.inmp.it/Ig/LG_Tubercolosi.pdf (ultimo accesso: 04.10.2018).
28. Arnold M, Razum O, Coebergh JW. Cancer risk diversity in non-western migrants to Europe: an overview of the literature. *Eur J Cancer* 2010;46(14):2647-59.
29. Comunicato stampa Istat. Cittadini non comunitari: presenza, nuovi ingressi e acquisizioni di cittadinanza. Disponibile all'indirizzo: <https://www.istat.it/it/archivio/223598> (ultimo accesso: 04.10.2018).
30. Bhugra D. Migration and mental health. *Acta Psychiatr Scand* 2004;109(4):243-58.
31. Salvatore MA, Baglio G, Cacciani L, Spagnolo A, Rosano A. Discrimination at the workplace among immigrants in Italy. *Med Lav* 2012;103(4):249-58.
32. Auger N, Luo ZC, Platt RW et al. Do mother's education and foreign born status interact to influence birth outcomes? Clarifying the epidemiological paradox and the healthy migrant effect. *J Epidemiol Community Health* 2008;62(5):402-09.
33. Baker EH, Rendall MS, Weden MM. Epidemiological Paradox or Immigrant Vulnerability? Obesity Among Young Children of Immigrants. *Demography* 2015;52(4):1295-320.

Ospedalizzazione evitabile: confronto tra popolazione italiana e immigrata, pediatrica e adulta, nelle coorti della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani

Avoidable hospitalisation: comparison among Italians and immigrants, adults and children, in the cohorts of the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies

RIASSUNTO

OBIETTIVI: confrontare i tassi di ospedalizzazione evitabile (OE) dei cittadini italiani e stranieri nelle coorti aperte di Bologna, Modena, Reggio Emilia, Roma, Torino e Venezia, appartenenti alla rete italiana degli studi longitudinali metropolitani.

DISEGNO: studio di coorte multicentrico.

SETTING E PARTECIPANTI: soggetti di età compresa tra 1 e 64 anni residenti nelle sei città per almeno un giorno dal 01.01.2001 al 31.12.2013. L'analisi è stata condotta separatamente nelle sei coorti, e distintamente per popolazione pediatrica (1-17 anni) e adulta (18-64 anni). I cittadini italiani sono stati confrontati con i cittadini stranieri provenienti da Paesi a sviluppo avanzato (PSA) e a forte pressione migratoria (PFPM), a loro volta suddivisi per macroarea geografica.

PRINCIPALI MISURE DI OUTCOME: tassi di OE per cittadinanza standardizzati per età; *rate ratios* (RR) con relativi intervalli di confidenza al 95% (IC95%).

RISULTATI: gli adulti provenienti da PSA presentano tassi di OE uguali o inferiori rispetto a quelli degli italiani. Al contrario, gli adulti provenienti da PFPM, in tutte le coorti eccetto quella di Roma (RR 0,81; IC95% 0,78-0,85), hanno tassi di OE più elevati rispetto agli italiani, con RR che variano da 1,08 (IC95% 0,96-1,22) nella coorte di Venezia a 1,64 (IC95% 1,47-1,83) nella coorte di Modena. Tra gli adulti da PFPM di tutte le coorti i tassi di OE sono maggiori nei maschi rispetto alle femmine. I minori con cittadinanza PFPM mostrano una marcata variabilità nei tassi di OE tra le coorti.

CONCLUSIONE: la popolazione immigrata adulta ricorre più frequentemente a ricoveri ospedalieri che sarebbero prevenibili con adeguati interventi di tipo ambulatoriale, suggerendo uno svantaggio in termini di accessibilità alle cure primarie rispetto alla popolazione nativa. Questa tendenza è più marcata nei maschi rispetto alle femmine ed è coerente con la letteratura che indaga l'impatto di fattori socioeconomici sull'OE e l'accesso alle cure primarie.

Parole chiave: immigrati, ospedalizzazione evitabile, coorte dinamica, studi longitudinali metropolitani, Italia

ABSTRACT

OBJECTIVES: to compare Avoidable Hospitalisation (AH) rates of Italian and immigrants using open population cohorts of six Italian cities that belong to the Italian Network for Longitudinal Metropolitan Studies (IN-LiMeS): Bologna, Modena, Reggio Emilia, Rome, Turin, and Venice.

DESIGN: multicentre cohort study.

COSA SI SAPEVA GIÀ

■ L'ospedalizzazione evitabile è rappresentata dai ricoveri che potrebbero essere evitati con l'accesso a cure primarie appropriate.

■ La letteratura, per lo più nordamericana, indica un maggior ricorso a OE da parte delle minoranze etniche, ma nessuno studio longitudinale ha confrontato l'OE della popolazione immigrata rispetto alla nativa in Europa.

COSA SI AGGIUNGE DI NUOVO

■ La popolazione adulta immigrata presenta tassi di OE maggiori rispetto agli italiani, suggerendo l'esistenza di disparità nell'accesso a cure primarie efficaci.

■ Gli eccessi di rischio di OE tra gli immigrati sono più marcati nei maschi adulti e nei soggetti di origine africana.

SETTING AND PARTICIPANTS: all subjects aged 1-64 years living for at least one day from 01.01.2001 to 31.12.2013 in one of the six cities involved. The analyses have been conducted separately on each cohort, and dividing paediatric (1-17 years) and adult (18-64 years) population as well. Italian citizens have been compared to immigrants coming from both Low Migratory Pressure Countries (LMPCs) and High Migratory Pressure Countries (HMPCs). The latter, in turn, have also been divided into different world macroregions for deeper analyses.

MAIN OUTCOME MEASURES: age-adjusted AH rates by citizenship; Rate Ratios (RRs) with 95% confidence intervals (95% CIs).

RESULTS: AH rates of adults from LMPCs are lower than or equal to those of Italians. On the contrary, adults from HMPCs show higher AH rates compared to Italians in every cohort with the exception of Rome (RR 0.81; 95%CI 0.78-0.85), with RR ranging from 1.08 (95%CI 0.96-1.22) in Venice to 1.64 (95%CI 1.47-1.83) in Modena. Among adults from HMPCs, AH rates are higher in men than in women in every cohort. Among children with HMPC citizenship, AH rates show a wide variability between different cohorts.

CONCLUSION: adult immigrants are at higher risk of undergoing hospital admissions that could be avoided through appropriate outpatient care, suggesting they may experience lower primary healthcare accessibility than the native population. This tendency is stronger among men than women, and is coherent with the literature investigating the impact socioeconomic factors have on access to primary healthcare and on AH, in particular.

Keywords: immigrants, avoidable hospitalisation, dynamic cohort, longitudinal metropolitan studies, Italy

INTRODUZIONE

Negli ultimi decenni l'Italia ha vissuto un aumento dei flussi migratori in ingresso senza precedenti, in particolare da Paesi a basso reddito. All'inizio del 2017 erano registrati nel nostro Paese 5.047.028 immigrati regolari, pari all'8,3% della popolazione totale residente, una quota notevole se confrontata con il dato di appena 15 anni prima, che non andava oltre il 2,4%.¹ Date le dimensioni del fenomeno in atto, risulta evidente l'importanza di monitorare lo stato di salute degli immigrati, e il loro rapporto con i nostri servizi sanitari.

Nel nostro Paese, il sistema di cure primarie (CP) rappresenta il primo e fondamentale punto di contatto con il Servizio sanitario nazionale (SSN). Esso è concepito come un servizio a elevata accessibilità, gratuito e universale, e fornisce assistenza sanitaria in prossimità dei luoghi di residenza degli assistiti. Queste caratteristiche rendono le CP uno strumento potenzialmente molto efficace nella riduzione delle disuguaglianze di salute della popolazione.² Fornendo una risposta rapida a un ventaglio estremamente vasto di bisogni sanitari, le CP hanno la capacità di prevenire efficacemente il peggioramento di malattie che potrebbe sfociare nel ricorso a cure d'emergenza, compreso il ricovero ospedaliero. Per questi motivi, nello studio del rapporto di gruppi vulnerabili (come la popolazione immigrata) con i servizi sanitari, l'accesso alle CP rappresenta un aspetto critico. Per la valutazione del grado di accesso e dell'efficacia reale di un sistema di CP, in letteratura si è fatto estensivo ricorso all'indicatore dell'ospedalizzazione evitabile (OE).^{3,4} Esso prende in esame i ricoveri ospedalieri per condizioni mediche il cui trattamento appropriato in regime ambulatoriale permetterebbe di evitare il ricorso al ricovero stesso. Nella letteratura internazionale, queste condizioni sono definite *Ambulatory Care Sensitive Conditions* (ACSC). Cure ambulatoriali efficaci, infatti, possono prevenire l'insorgenza di una malattia, controllare e mitigare eventuali episodi acuti, e gestire al meglio il decorso di una condizione cronica, prevenendone le complicanze più gravi.

Numerosi studi hanno riportato una minor frequenza di OE in aree caratterizzate da maggiore accessibilità alle CP.^{3,5-7}

Molti studi hanno, inoltre, dimostrato che i tassi di OE possono essere influenzati da svariati fattori, in particolare legati alla condizione socioeconomica degli individui e della loro comunità, suggerendo una possibile disuguaglianza di accesso e trattamento nei servizi di CP. Persone con bassi livelli d'istruzione e di reddito hanno un rischio maggiore di essere ricoverate per ACSC⁸⁻¹¹ così come, negli Stati Uniti, le persone prive di assicurazione medica.^{12,13}

L'accesso degli immigrati a un uso appropriato dei servizi sanitari può essere ostacolato da diversi fattori, legati da un lato a caratteristiche proprie del soggetto immigrato, come lingua, status socioeconomico e fattori culturali (credenze, attitudini e pratiche legate alla salute personale, percezione di salute, conoscenza dei servizi da parte dei potenziali assistiti), dall'altro al modo in cui si struttura il sistema sanitario del Paese ospitante.¹⁴

Mentre abbondano le evidenze sull'inequità di accesso ai servizi sanitari da parte degli immigrati e minoranze etnico-linguistiche nei Paesi di antica tradizione migratoria, come Canada e Stati Uniti,^{15,16} le informazioni sul rapporto con i servizi sanitari da parte degli immigrati nei Paesi europei sono piuttosto limitate.^{17,18}

Una recente revisione della letteratura sull'OE tra gli immigrati e le minoranze etniche¹⁹ ha evidenziato che la maggior parte delle minoranze etniche negli Stati Uniti (in particolare neri/afroamericani e ispanici) e Nuova Zelanda (maori e isolani del Pacifico) presenta tassi di OE maggiori rispetto ai soggetti di etnia bianca/europea. La stessa revisione ha inoltre evidenziato la pressoché totale assenza di studi che considerano lo status migratorio come variabile di esposizione, dato che la stragrande maggioranza dei lavori sul tema prende in considerazione la variabile *razza/etnia*. Inoltre, nessuno degli studi revisionati è stato condotto in Europa, e pochi hanno adottato un approccio longitudinale. Infine, pochissimi studi hanno incluso individui in età pediatrica nelle loro popolazioni.¹⁹

Il presente studio analizza i tassi di OE nella popolazione residente in sei città italiane, facenti parte della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani (in lingua inglese Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies, IN-LiMeS),²⁰ e indaga la relazione tra OE e status migratorio, identificato dalla cittadinanza, in popolazioni pediatriche (1-17 anni) e adulte (18-64), secondo un approccio longitudinale di coorte aperta basato sull'analisi di dati anagrafici e sanitari correnti.

METODI

POPOLAZIONE DI STUDIO

Per questo studio sono state considerate le coorti aperte della rete italiana degli studi longitudinali metropolitani di Torino, Venezia, Bologna, Modena, Reggio Emilia e Roma. In ciascuna coorte sono stati arruolati tutti i soggetti di età compresa tra 1 e 64 anni, residenti per almeno un giorno dal 01.01.2001 e fino al 31.12.2013 in uno dei sei comuni, a eccezione di Venezia che ha esteso il reclutamento (e follow-up) a tutto il 2014.

Sono stati distinti due sottoinsiemi di popolazione, quella pediatrica (1-17 anni) e quella adulta (18-64 anni). La scelta di analizzare gli esiti per minori e adulti separatamente, rende possibile il transito di soggetti da un sottoinsieme all'altro al compimento del diciottesimo anno di età.

La durata del follow-up di ogni soggetto in una coorte è data dalla somma dei suoi periodi di residenza nella città corrispondente nell'arco di tempo considerato (2001-2013).

Ciascuna delle sei coorti ha utilizzato informazioni provenienti dall'anagrafe comunale, dalle schede di dimissione ospedaliera (SDO) e dal registro dei certificati di morte (CM), collegati tra loro attraverso le variabili anagrafiche disponibili, tramite metodiche che rispettano le normative sull'uso dei dati personali.

DEFINIZIONE DI OSPEDALIZZAZIONE EVITABILE

Le condizioni riconducibili all'OE (ACSC) sono state identificate secondo la definizione proposta dall'Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ)²¹ per la popolazione pediatrica e adulta.

Sono stati individuati due gruppi di ACSC, comprendenti 10 condizioni per la popolazione adulta (disidratazione, polmonite batterica, infezioni del tratto urinario, appendicite acuta con complicazioni, diabete scompensato/complicato, amputazione delle estremità inferiori in pazienti diabetici, asma, broncopneumopatia cronico-ostruttiva (BPCO), ipertensione, insufficienza cardiaca congestizia) e cinque per la popolazione pediatrica (gastro-enterite, diabete complicato, asma, appendicite acuta con complicazioni, infezioni del tratto urinario).

Nelle tabelle S13a e S13b (vd. materiale supplementare online) sono riportati gli specifici codici ICD-9-CM inclusi nella definizione, per la popolazione adulta e pediatrica rispettivamente.

Sono stati considerati i ricoveri dei soggetti arruolati in ciascuna coorte durante il periodo di follow-up compreso tra il 01.01.2001 e il 31.12.2013, il 31.12.2014 per la coorte veneziana.

La selezione dei ricoveri è stata eseguita secondo i seguenti criteri:

- sono stati inclusi tutti i ricoveri, compresa la mobilità passiva, considerando solo la diagnosi principale, dove non altrimenti specificato;
- sono stati inclusi i ricoveri che presentavano un'età all'ammissione di 1-64 anni, mantenendo la suddivisione dell'età all'evento ricovero tra adulti e minori (<18, ≥18);
- sono stati inclusi solo i ricoveri in regime ordinario, escludendo i ricoveri in *day hospital*;
- sono stati esclusi i ricoveri legati allo stato di maternità, identificati come categoria diagnostica maggiore 14 (corrispondente ai DRG 370-384);
- è stata inclusa solamente la tipologia assistenziale in acuzie, escludendo i reparti di dimissione legati alla lungodegenza e alla riabilitazione;
- sono stati infine esclusi i trasferimenti da altro istituto.

DEFINIZIONE DI STATUS MIGRATORIO

L'esposizione in studio è rappresentata dallo status d'immigrato, misurato attraverso la cittadinanza straniera da fonte anagrafica (anagrafe comunale). Data la natura non permanente del dato di cittadinanza, si è deciso come criterio generale di attribuire a ogni soggetto la cittadinanza presente al momento del suo ingresso nella coorte (01.01.2001 o in seguito), laddove questo dato fosse disponibile (vd. capitolo 1 della presente monografia, pp. 9-14).

Nel caso della coorte di Roma, l'informazione sulla cittadinanza non era disponibile per gli individui che avevano cambiato comune di residenza precedentemente al 2007. Pertanto, in tutti questi casi, si è deciso di usare il luogo di nascita come *proxy* della cittadinanza.

I soggetti arruolati nello studio sono stati suddivisi in tre categorie sulla base della cittadinanza:

- italiani;
- stranieri provenienti da Paesi a sviluppo avanzato (PSA): Europa occidentale, America settentrionale, Oceania, Israele e Giappone;
- stranieri provenienti da Paesi a forte pressione migratoria (PFPM): Europa centro-orientale, America centro-meridionale, Africa settentrionale, Africa subsahariana e Asia (salvo Israele e Giappone). Nella tabella S1 presente nei materiali supplementari sono riportati i Paesi appartenenti a ciascuna categoria.

ANALISI STATISTICA

Le analisi sono state condotte separatamente per ciascuna delle sei coorti in studio, e distinguendo la sottopopolazione degli adulti da quella pediatrica, così come definite in precedenza.

Per ogni soggetto della coorte (età 1-64 anni) è stato calcolato il tempo complessivo di residenza all'interno del comune nel periodo in studio (2001-2013), espresso in anni-persona, e sono stati conteggiati i ricoveri riconducibili a OE nei corrispettivi periodi di residenza.

La data d'inizio del follow-up è stata considerata:

- 01.01.2001 per i soggetti che risultavano residenti a quella data nei rispettivi comuni;
- la data di nuovo ingresso nella coorte durante il periodo di follow-up, avvenuta per compimento di 1 anno di età o per immigrazione da altri comuni. La data di fine del follow-up per ciascun soggetto è quella associata al primo evento occorso tra trasferimento ad altro comune, compimento del 65esimo anno d'età, decesso o fine del follow-up (dicembre 2013 o 2014).

I tassi standardizzati per età sono stati calcolati con metodo diretto, utilizzando la popolazione italiana come standard, per genere e nel totale, separatamente per popolazione adulta e pediatrica. I *rate ratios* (RR) per il confronto dei tassi di OE tra cittadini PFPM (nel loro complesso e per macroarea geografica) e PSA rispetto agli italiani sono stati ottenuti tramite modelli di regressione binomiale negativa (adatti per outcome di conteggio in presenza di sovradisersione), aggiustati per età e anno di calendario, con relativi intervalli di confidenza al 95% (IC95%).

I RR stratificati per macroarea di provenienza per i PFPM sono stati riassunti utilizzando metanalisi a effetti casuali, quantificando la proporzione di eterogeneità delle stime relative alle singole città attraverso la statistica I^2 .

RISULTATI

POPOLAZIONE ARRUOLATA E COMPOSIZIONE PER STATO MIGRATORIO

Sono stati arruolati nello studio 4.595.984 soggetti adulti e 1.314.781 soggetti in età pediatrica, per un totale di 38.510.750 e 8.612.181 anni-persona rispettivamente. Le sei coorti differiscono in termini di composizione e nume-

rosità della popolazione reclutata. La più numerosa è la coorte di Roma, che include il 58,2% degli adulti e il 60,1% dei minori, seguita da Torino (19,6% e 18,7%), Bologna (8,8% e 7,1%), Venezia (5,7% e 5,4%), Modena (4,1% e 4,1%), Reggio Emilia (3,6% e 4,1%) (vd. tabelle S14a e S14b, materiale supplementare on-line).

Analizzando la composizione delle coorti rispetto allo stato migratorio emerge che solo una piccola percentuale degli adulti proviene da PSA, con un *range* che va dallo 0,4% a Reggio Emilia all'1,8% a Roma e che si mantiene analogo, seppur con percentuali più basse, tra i minori (tabelle S14a e S14b). La proporzione di stranieri provenienti da PFP, invece, varia in un *range* da 14,7% per Roma a 22,2% per Reggio Emilia negli adulti, e da 11,2% (Roma) a 22,5% (Reggio Emilia) per i minori, ma risulta eterogenea per quanto concerne le diverse aree di provenienza (figura 1). Nelle coorti di Venezia e Roma, in particolare, la percentuale di soggetti provenienti dal continente africano è inferiore rispetto alle coorti di Reggio Emilia, Modena e Torino, sebbene anche tra queste la distribuzione vari molto a seconda della provenienza da Africa subsahariana o settentrionale. Degne di nota sono, inoltre, le diverse distribuzioni degli stranieri provenienti dall'America centro-meridionale e dall'Asia: i primi sono maggiormente presenti nelle grandi città (Torino e Roma), mentre i secondi nelle coorti di Venezia, Reggio Emilia e Bologna e, in percentuale sensibilmente ridotta, nella coorte di Torino. Si osserva infine come la percentuale di stranieri provenienti dall'Europa centro-orientale rappresenti una quota relativamente costante per tutte le coorti, nonché la più consistente (con un *range* che va dal 5,6% a Roma all'8,7% a Torino).

TASSI STANDARDIZZATI DI OE E DISTRIBUZIONE PER PATOLOGIA

La figura 2 presenta i tassi standardizzati relativi alle ospedalizzazioni evitabili. Gli adulti delle coorti delle due città più grandi (Roma e Torino) presentano tassi sensibilmente più bassi rispetto alle altre coorti, in particolar modo rispetto alle coorti emiliane.

Prendendo in esame invece la popolazione dei minori si osservano alcune differenze nei *pattern* geografici: Modena e Roma presentano i tassi più bassi, Venezia e Torino quelli intermedi, mentre Reggio Emilia e Bologna quelli più elevati.

Analizzando le cause dei ricoveri evitabili, per gli adulti la condizione principale risulta essere la polmonite (22,6%), seguita da cardiopatia (17,5%), diabete (15,2%), infezioni del tratto urinario (10,7%), BPCO (10,0%), ipertensione (9,7%), asma (1,6%), amputazioni (1,7%) e disidratazione (1,9%) (vd. tabella S15a, materiale supplementare on-line). Nei minori, invece, il 62,3% dei ricoveri evitabili è rappresentato dalla gastroenterite, seguito da asma (16,6%), appendicite (13,7%) e infezioni del tratto urinario (5,3%) (vd. tabella S15b, materiale supplementare on-line).

RISCHI RELATIVI PER STATUS MIGRATORIO

La figura 3 riassume i RR di ricoveri evitabili per adulti e minori provenienti da PFP rispetto ai cittadini italiani, stratificati per genere e coorte. Le tabelle S16a e S16b (materiale supplementare on-line) riportano, in aggiunta, i tassi standardizzati di OE e includono anche i risultati relativi agli stranieri provenienti da PSA, nonché la suddivisione per macroarea di provenienza dei PFP.

Tra gli adulti, gli stranieri provenienti da PSA presentano tassi significativamente inferiori rispetto agli italiani nelle coorti di Torino, Venezia e Roma, mentre a Modena, Reggio Emilia e Bologna, dove i cittadini da PSA sono meno che nelle grandi città, i risultati tendono a essere simili a quelli dei cittadini italiani. Non si evidenziano, inoltre, sostanziali differenze nella direzione dell'associazione tra i generi.

Per quanto riguarda invece i cittadini provenienti da PFP, in tutte le coorti a esclusione di quella di Roma (RR 0,81; IC95% 0,78-0,85), si osservano tassi più elevati rispetto agli italiani, con RR che vanno da 1,08 (IC95% 0,96-1,22) nella coorte di Venezia a 1,64 (IC95% 1,47-1,83) nella coorte di Modena (figura 3).

In tutte le coorti, inoltre, si osservano per i cittadini PFP tassi maggiori nei maschi rispetto alle femmine. Questo risultato è confermato anche dal confronto con i cittadini italiani, dal quale emergono RR mediamente superiori nei maschi rispetto alle femmine.

I risultati per singole macroaree geografiche dei cittadini PFP (tabella S16a) mettono in luce qualche eterogeneità rispetto al dato complessivo: gli stranieri provenienti dall'Europa centro-orientale presentano quasi sempre tassi simili, o inferiori, a quelli dei cittadini italiani (RR compresi tra 0,77 a Roma e 1,23 a Bologna). Al contrario, si osservano RR tendenzialmente più elevati negli stranieri provenienti dall'America centro-meridionale e dall'Africa, in particolar modo dall'Africa subsahariana. Gli asiatici presentano invece RR più variabili, con un *range* che va da 0,76 (IC95% 0,61-0,95) nella coorte di Torino a 1,36 (IC95% 1,13-1,64) nella coorte di Venezia.

Non si evidenzia un chiaro *pattern* rispetto alle differenze di genere tra le varie coorti.

Tra i minori, i tassi relativi agli stranieri provenienti da PFP sono tendenzialmente maggiori rispetto a quelli degli italiani, anche se i RR delle coorti di Torino, Venezia e Reggio Emilia non sono significativi. Nella coorte di Roma, i tassi di OE risultano significativamente maggiori per i minori provenienti da PFP rispetto agli italiani (RR1,10; IC95% 1,02-1,18), a differenza di quanto si osserva negli adulti (figura 3).

L'analisi dei RR specifici per le singole macroaree geografiche (tabella S16b) non evidenzia un *pattern* ben definito. Tuttavia è possibile notare come nella coorte di Bologna i tassi dei minori con cittadinanza di PFP siano generalmente maggiori di quelli degli italiani, con RR che vanno dal 1,35 (IC95% 1,11-1,64) per l'Asia al 2,24 (IC95%

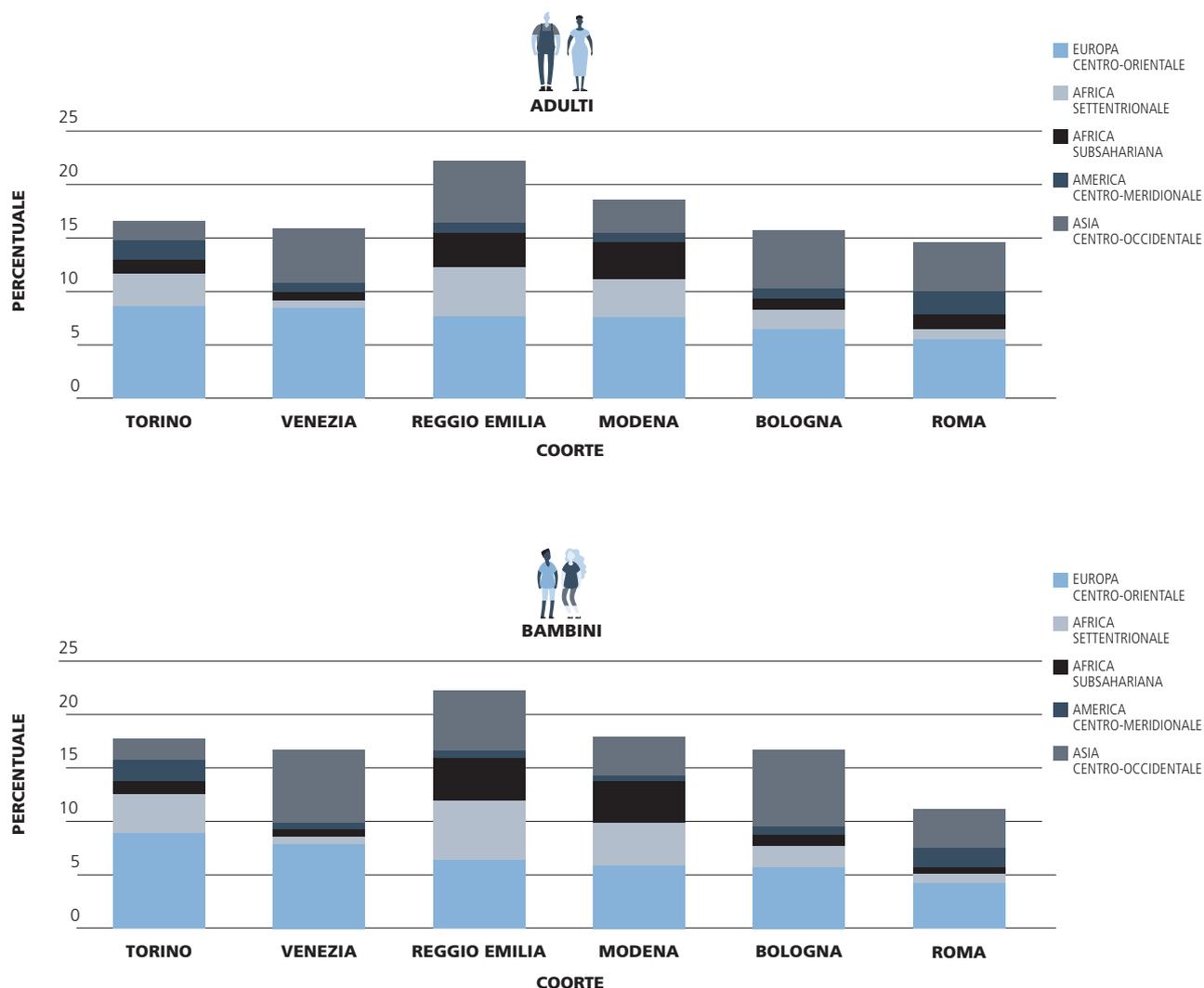


Figura 1. Quota percentuale di cittadini provenienti da Paesi a forte pressione migratoria (PFPM), per macroarea geografica sul totale della popolazione. Adulti e bambini.

Figure 1. Percentage share of citizens from high migratory pressure Countries, by world macroarea on the whole population. Adults and children.

NOTA: Il dato della popolazione con cittadinanza italiana e da Paesi a sviluppo avanzato è stato ommesso / Data from Italian population and immigrants from high developed Countries are omitted

1,38-3,64) per l'America centro-meridionale. Anche nelle altre coorti, laddove le differenze sono significative, emerge un aumento del rischio, in particolare per i minori con cittadinanza di uno dei Paesi dell'Europa centro-orientale nella coorte di Modena (RR 1,94; IC95% 1,43-2,63) e dell'America centro-meridionale per la coorte di Torino (RR 1,77; IC95% 1,44-2,18) e Roma (RR 1,47; IC95% 1,27-1,71). L'unico risultato discordante si riferisce ai minori asiatici, che nella coorte di Torino presentano un RR pari a 0,61 (IC95% 0,45-0,83).

Anche tra i minori, le differenze di genere variano a seconda delle coorti e delle macroaree di cittadinanza.

Coerentemente a quanto evidenziato dall'analisi coorte

specificata, i RR totali, nella popolazione adulta, stimati attraverso metanalisi a effetti casuali e riportati nella tabella 1, risultano maggiori per gli stranieri da PFPM rispetto agli italiani, con RR significativamente superiori a 1 solo negli adulti maschi (RR 1,34; IC95% 1,02-1,76), sebbene l'eterogeneità tra coorti sia molto elevata (I^2 97,7%; $p < 0,001$). Nel caso dei minori, non si riscontrano differenze significative tra gli italiani e quelli con cittadinanza PFPM (RR 1,12; IC95% 0,97-1,29; I^2 85,9%), e ciò vale sia per i maschi sia per le femmine considerati separatamente. Da questi dati emerge che l'eterogeneità tra coorti (rappresentata dall'indice I^2) è inferiore nei minori rispetto agli adulti, in particolare nelle femmine.

RICOVERI EVITABILI: TASSI STANDARDIZZATI x1.000

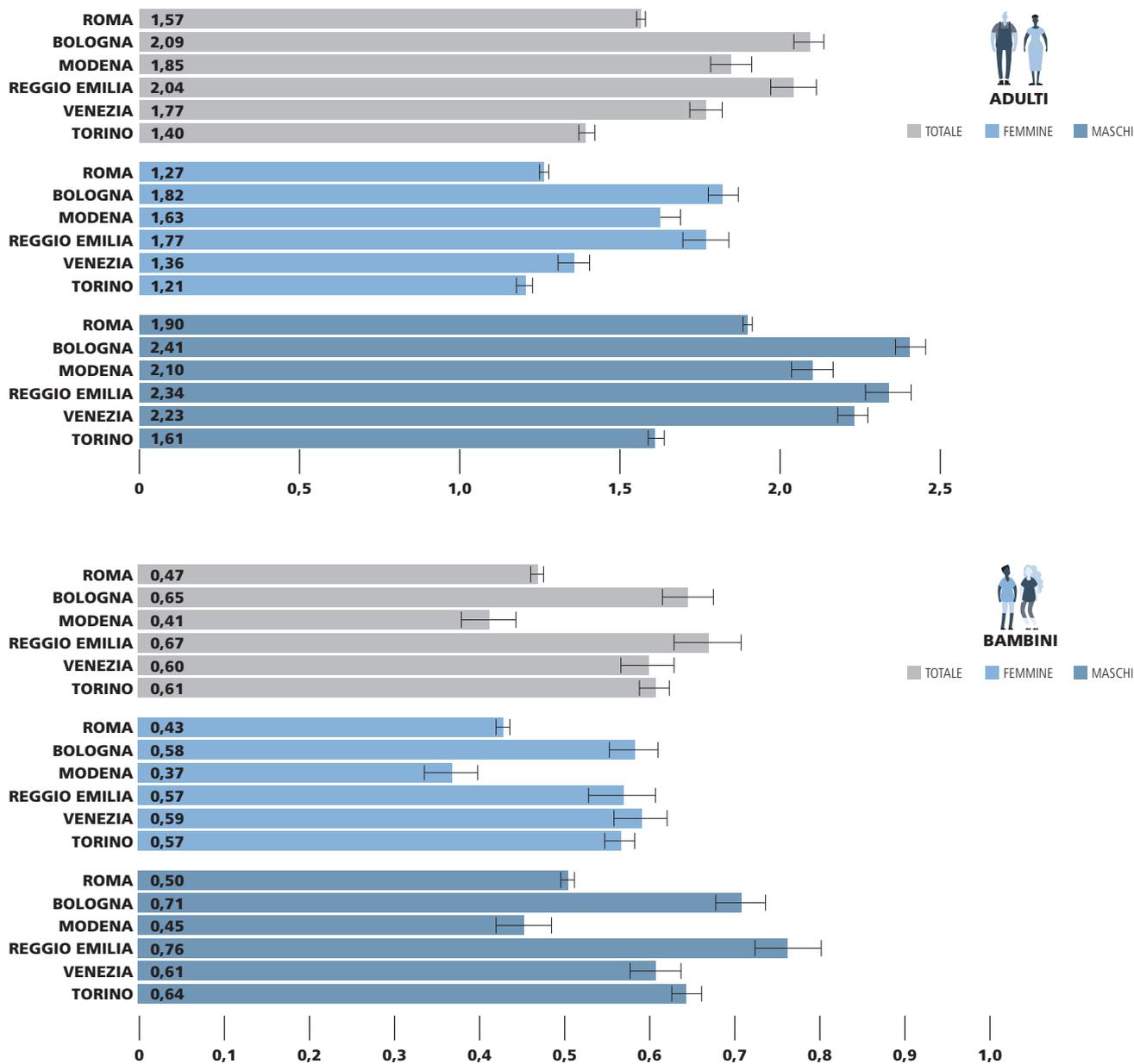


Figura 2. Tassi standardizzati (x1.000 anni-persona) di ricoveri evitabili, per coorte. Adulti e bambini.
 Figure 2. Standardized avoidable hospitalisation rates (x1,000 person-years), by study cohort. Adults and children.

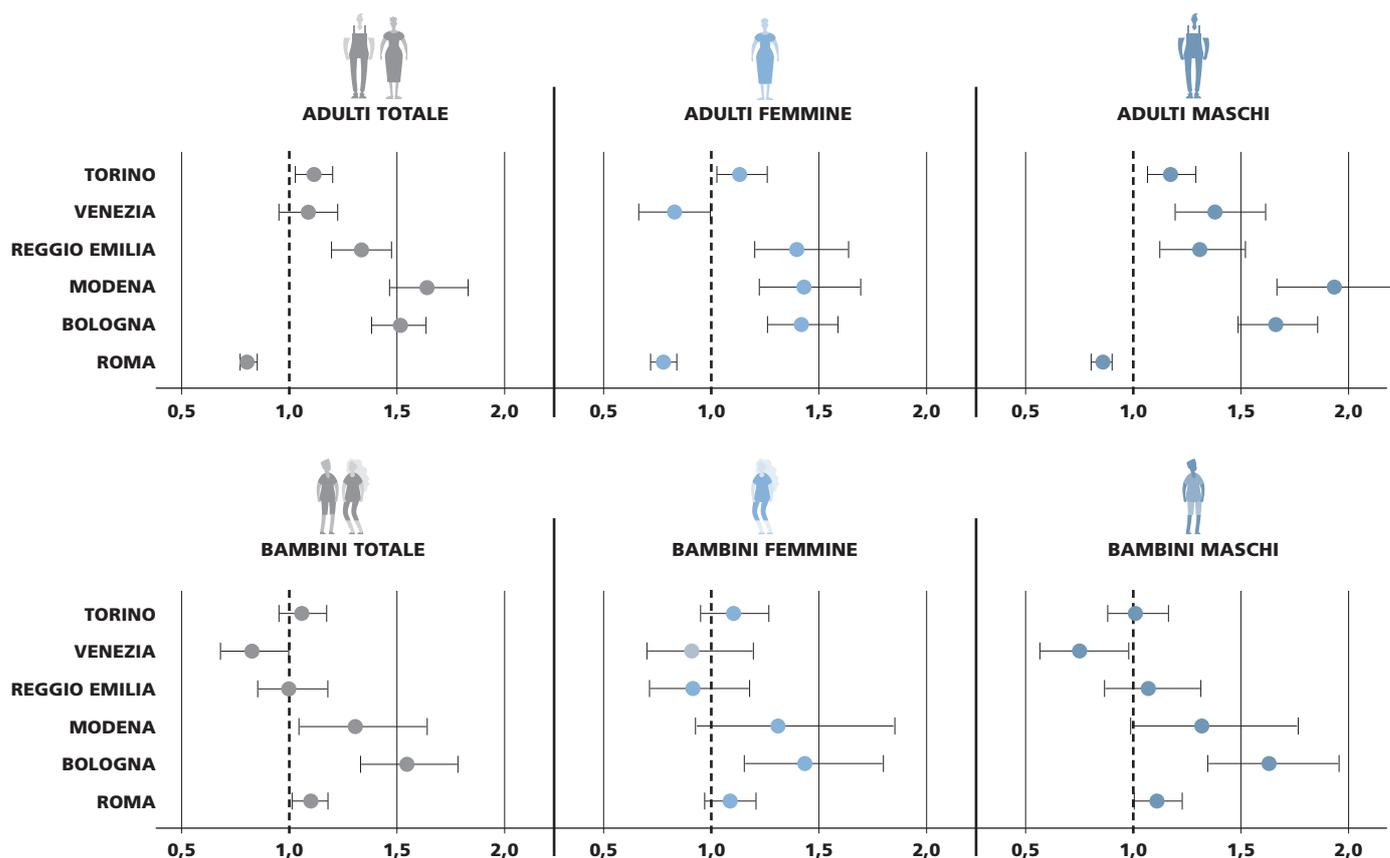


Figura 3. Rate ratio e relativi intervalli di confidenza al 95% di ospedalizzazione evitabile nei soggetti provenienti da Paesi a forte pressione migratoria rispetto agli italiani, in adulti (18-64 anni) e bambini (1-17 anni), per genere e coorte.

Figure 3. Rate ratios and 95% confidence intervals of avoidable hospitalisation in subjects from high migratory pressure Countries compared to Italians, in adults (18-64 years) and children (1-17 years), by sex and study cohort.

	MASCHI			FEMMINE			TOTALE		
	RR	(IC95%)	I ²	RR	(IC95%)	I ²	RR	(IC95%)	I ²
ADULTI	1,34	(1,02-1,76)	97,7%	1,13	(0,88-1,44)	96,2%	1,21	(0,94-1,56)	98,4%
BAMBINI	1,12	(0,95-1,33)	82,3%	1,11	(0,99-1,25)	52,7%	1,12	(0,97-1,29)	85,9%

Tabella 1. Rate ratio (RR) e relativi intervalli di confidenza (IC95%) da metanalisi a effetti casuali (Paesi a forte pressione migratoria vs italiani)
 Table 1. Rate ratios (RR) and relative confidence intervals from random-effects metanalysis (high migratory pressure Countries vs Italians).

DISCUSSIONE

In generale, la popolazione adulta immigrata proveniente da PFPM presenta un rischio maggiore di OE rispetto ai cittadini italiani, in misura più accentuata tra i maschi. L'analisi per singole macroaree geografiche di provenienza ha messo in luce una certa eterogeneità: i soggetti provenienti dall'Europa centro-orientale presentano in quasi tutte le coorti rischi sovrapponibili a quelli dei cittadini italiani mentre quelli provenienti dal continente africano, e in particolare dall'Africa subsahariana, presentano rischi più elevati. Per quanto riguarda la popolazione pediatrica, non emerge un chiaro profilo di rischio sebbene si riscontri un ricorso all'OE da parte degli immigrati da PFPM significativamente maggiore nelle coorti di Modena, Bologna e Roma. Nonostante la natura unitaria (e universalistica) del Servi-

zio sanitario nazionale italiano, regioni e ASL mantengono un'ampia autonomia organizzativa, cui consegue una componente di variabilità geografica nell'accesso ai vari livelli di servizio da parte dell'utenza, compresa l'utenza immigrata.²² Per questo motivo, e anche per una prevista eterogeneità nelle sei popolazioni (di tipo culturale, ma anche legata alla diversa provenienza dei soggetti immigrati), è stato deciso di condurre le analisi mantenendo separate le sei coorti. I tassi di OE tra gli adulti nelle varie coorti risultano sostanzialmente simili a quelli riportati in letteratura,⁹ ma confermano la variabilità geografica di questo indicatore.²³ I maschi adulti presentano tassi di OE superiori alle femmine in tutte le coorti, come già riscontrato in studi precedenti.^{11,24} Non è chiaro quanto questo fenomeno sia influenzato da un diverso utilizzo dei servizi sanitari nei

due generi, oltre che dal tipo di condizioni mediche incluse nella definizione di OE, a maggior prevalenza nei maschi (come, per esempio, BPCO e diabete).

Per quanto riguarda la popolazione pediatrica, i risultati ottenuti confermano un minor ricorso alle ospedalizzazioni evitabili rispetto agli adulti, come descritto in letteratura,¹⁰ con un'eterogeneità nei valori dei tassi tra le coorti che tende a riflettere quella osservata nelle popolazioni adulte.

A conoscenza degli autori, questo è il primo studio longitudinale condotto in Europa a indagare il ricorso all'ospedalizzazione evitabile da parte della popolazione immigrata rispetto a quella nativa. Questi risultati non sono facilmente confrontabili con la letteratura esistente sull'argomento, per lo più statunitense; in primo luogo perché le variabili "razza" o "etnia", a cui essa fa, per lo più riferimento, non sono concetti sovrapponibili allo status di immigrato, specialmente in Paesi con una lunga storia di immigrazione. Inoltre, gli Stati Uniti sono sprovvisti di copertura sanitaria universale, il che li rende un contesto di studio molto differente da quello europeo in materia di accessibilità ai servizi sanitari, e costituisce una ragione ulteriore per condurre questo studio in Italia.

In ogni caso, l'aumentato rischio di OE nella popolazione adulta proveniente da PFPM, soprattutto di genere maschile, è un risultato in linea con quanto suggerito dalla letteratura internazionale che confronta l'OE tra diverse etnie, evidenziando un maggior ricorso a queste prestazioni nelle minoranze etniche rispetto all'etnia caucasica, in particolare a carico degli afroamericani negli Stati Uniti.¹⁹ Tra le spiegazioni delle disparità rilevate possono rientrare differenze nelle attitudini culturali, la differente prevalenza delle condizioni prese in esame, la presenza di altre comorbidità e di appartenenza a diversi livelli socioeconomici.^{9,19} Il riscontro, in questo studio, di tassi di OE degli immigrati adulti inferiori a quelli dei cittadini italiani nelle coorti di Roma e Venezia (in quest'ultima coorte solo nelle femmine e al limite della significatività statistica) non si presta a facili interpretazioni e merita approfondimenti.

Alla luce dei risultati relativi ai ricoveri totali (vd. articolo sull'ospedalizzazione generale della presente monografia, capitolo 6, pp. 57-70) che mostrano, per i maschi, rischi di ricovero inferiori per gli immigrati da PFPM in tutte le coorti, il concomitante eccesso di rischio di OE acquista un ulteriore rilievo. Infatti, a fronte di un utilizzo complessivo di servizi ospedalieri da parte dei PFPM inferiore a quello degli italiani, il maggior ricorso a ricoveri per condizioni gestibili ambulatorialmente suggerirebbe una difficoltà di accesso a cure primarie adeguate, o una presa in carico non appropriata. Anche il minor ricorso ai ricoveri in *day hospital* da parte dei PFPM, riscontrato nell'articolo sull'ospedalizzazione generale della presente monografia (capitolo 6), suggerisce un ridotto accesso ai servizi sanitari in regime di non-urgenza. Il ricovero in *day hospital*, infatti, permette all'assistito di eseguire alcune prestazioni concentrate in una sola giornata, riducendo i tempi

di ospedalizzazione, ed essendo programmato in maniera elettiva presuppone una presa in carico tempestiva da parte dei servizi di assistenza primaria.

L'eterogeneità del rischio emersa dall'analisi per macroarea geografica suggerisce che i fattori socioculturali e le caratteristiche di accesso ai servizi di base hanno un ruolo diverso a seconda dell'area di provenienza. In tal senso, la sostanziale similarità tra i cittadini provenienti dall'Europa centro-orientale e gli italiani potrebbe riflettere una maggior vicinanza culturale di queste due popolazioni, o un adattamento più rapido ai comportamenti degli italiani. La variabilità riscontrata tra le coorti per i cittadini provenienti dall'Asia si discosta da evidenze precedenti, che rilevavano rischi inferiori di OE per l'etnia asiatica rispetto a quella caucasica.^{25,26} Questa variabilità, comunque, può riflettere l'eterogeneità dei Paesi inclusi nella stessa area asiatica che, per motivi di numerosità, si è scelto di raggruppare in un'unica macroarea. Altre possibili spiegazioni possono risiedere in un diverso radicamento dei cittadini asiatici nelle città incluse nello studio, o un diverso ricorso alla medicina alternativa. I rischi più elevati tra i soggetti con cittadinanza dei Paesi africani, e in particolare tra quelli provenienti dall'Africa subsahariana, è in linea con quanto riportato nella letteratura europea che ha analizzato singole cause di OE,^{27,28} e nella letteratura che confronta afroamericani e caucasici negli Stati Uniti.^{12,29,30} Vista questa differenza di comportamento, l'eterogeneità di composizione delle sei coorti per area di provenienza degli immigrati può in parte giustificare alcune delle differenze osservate nei RR di OE per i PFPM complessivi.

Per quanto riguarda invece la popolazione pediatrica, l'estrema variabilità dei rischi relativi nelle sei coorti potrebbe essere almeno in parte conseguenza della scarsa numerosità degli eventi osservati nella popolazione pediatrica di ciascuna coorte. Allo stesso tempo, essa potrebbe riflettere la diversità dell'offerta di assistenza nelle sei città considerate. La letteratura disponibile sull'OE tra soggetti in età pediatrica, anch'essa principalmente americana, mostra che i bambini appartenenti a minoranze etniche presentano tassi di OE maggiori dei loro coetanei europei/di etnia bianca.¹⁹

Poiché in Italia l'immigrazione è un fenomeno relativamente recente, gran parte degli immigrati adulti attualmente presenti sul nostro territorio è di prima generazione, cioè nata all'estero e giunta in seguito nel nostro Paese. Di questi, la maggior parte conserva tuttora la cittadinanza del Paese d'origine, essendo l'acquisizione della cittadinanza italiana sottoposta a vincoli stringenti.³¹ Inoltre, gli immigrati di seconda generazione, cioè nati in Italia da genitori con cittadinanza estera, nella maggior parte dei casi possono richiedere la cittadinanza italiana solo al compimento dei 18 anni di età e se residenti in Italia senza interruzioni.³¹ Per questi motivi, la cittadinanza, misurata al momento dell'ingresso nella corte, può essere ritenuta una buona variabile *proxy* dello status di immigrato.

Tuttavia, come primo limite dello studio, va segnalato che l'utilizzo del luogo di nascita al posto della cittadinanza per una parte dei soggetti della coorte di Roma potrebbe aver portato distorsioni nei risultati ottenuti, aumentando le differenze tra questa coorte e le altre.

Per quanto riguarda punti di forza e limiti legati alla metodologia di coorte aperta adottata, si rimanda al capitolo 1 della presente monografia (pp. 9-14).

Una fonte di distorsione peculiare di questo studio è legata alla scelta delle cause incluse come OE. L'evitabilità dell'ospedalizzazione per una determinata condizione, infatti, dipende dal tipo di cure e servizi disponibili dunque dal contesto nella quale viene applicata. L'uso della definizione di OE proposta da AHRQ potrebbe non essere del tutto appropriato per il contesto italiano. Tuttavia, il fatto di essere una definizione costantemente aggiornata ne garantisce l'affidabilità ed essendo molto utilizzata in letteratura permette il confronto con realtà differenti. Scomponen-

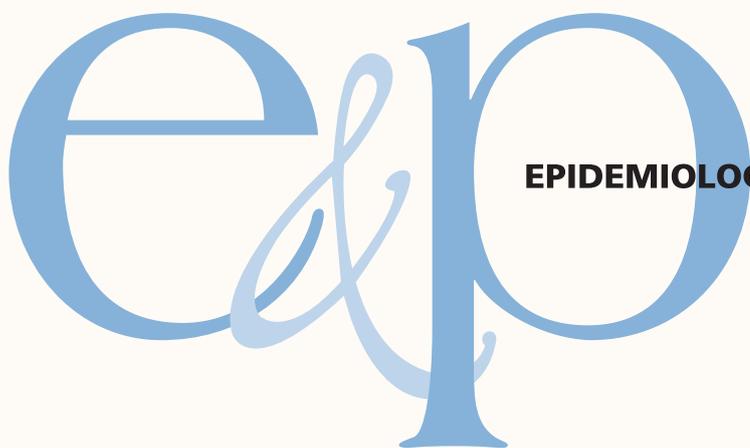
do l'indicatore nelle singole condizioni cliniche a maggior incidenza, futuri studi potranno permettere un'analisi più dettagliata delle barriere d'accesso alle cure a carico della popolazione immigrata.

Nel complesso questi risultati indicano che la popolazione immigrata, in particolare adulta, tende a ricorrere più spesso a cure ospedaliere evitabili con interventi di tipo ambulatoriale, suggerendo uno svantaggio in termini di accessibilità alle cure primarie rispetto alla popolazione nativa. Le politiche sanitarie rivolte a fronteggiare le disparità nell'accesso ai servizi dovrebbero tenere conto dell'eterogeneità dei risultati emersa relativamente alle specifiche aree di provenienza degli immigrati. Sono necessari altri studi nel contesto italiano ed europeo che tengano conto dell'influenza delle covariate socioeconomiche e delle possibili comorbidità e che valutino, inoltre, le singole condizioni evitabili, per meglio interpretare il significato dell'indicatore di ospedalizzazione evitabile.

BIBLIOGRAFIA

- Istituto nazionale di statistica - ISTAT per la diffusione di statistiche demografiche e delle indagini Posas, P2, P3, D7B. 2018. Disponibile all'indirizzo: <http://demografiche.istat.it/index.php?id=11>
- Starfield B, Shi L, Macinko J. Contribution of Primary Care to Health Systems and Health. *Milbank Q* 2005;83(3):457-502.
- van Loenen T, van den Berg MJ, Westert GP, Faber MJ. Organizational aspects of primary care related to avoidable hospitalization: a systematic review. *Fam Pract* 2014;31(5):502-16.
- Thygesen LC, Christiansen T, Garcia-Armesto S, Angulo-Pueyo E, Martínez-Lizaga N, Bernal-Delgado E. Potentially avoidable hospitalizations in five European countries in 2009 and time trends from 2002 to 2009 based on administrative data. *Eur J Public Health* 2015;25(1):35-43.
- Rosano A, Loha CA, Falvo R et al. The relationship between avoidable hospitalization and accessibility to primary care: a systematic review. *Eur J Public Health* 2013;23(3):356-60.
- Gibson OR, Segal L, McDermott RA. A systematic review of evidence on the association between hospitalisation for chronic disease related ambulatory care sensitive conditions and primary health care resourcing. *BMC Health Serv Res* 2013;13:336.
- Busby J, Purdy S, Hollingworth W. A systematic review of the magnitude and cause of geographic variation in unplanned hospital admission rates and length of stay for ambulatory care sensitive conditions. *BMC Health Serv Res* 2015;15:324. Disponibile all'indirizzo: <http://bmchealthservres.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12913-015-0964-3>
- Billings J, Zeitel L, Lukomnik J, Carey TS, Blank AE, Newman L. Impact of socioeconomic status on hospital use in New York City. *Health Aff* 1993;12(1):162-73.
- Agabiti N, Pirani M, Schifano P et al. Income level and chronic ambulatory care sensitive conditions in adults: a multicity population-based study in Italy. *BMC public health* 2009;9(1):457.
- Pirani M, Schifano P, Agabiti N, Davoli M, Caranci N, Perucci CA. Potentially avoidable hospitalisation in Bologna, 1997-2000: temporal trend and differences by income level. *Epidemiol Prev* 2006;30(3):169-77.
- Booth GL, Hux JE. Relationship Between Avoidable Hospitalizations for Diabetes Mellitus and Income Level. *Arch Intern Med* 2003;163(1):101-06.
- Chang CF, Pope RA. Potentially Avoidable Hospitalizations in Tennessee: Analysis of Prevalence Disparities Associated with Gender, Race, and Insurance. *Public Health Rep* 2009;124(1):127-37.
- Friedman B, Basu J. Health Insurance, Primary Care, and Preventable Hospitalization of Children in a Large State. *Am J Manag Care* 2001;7(5):473-81.
- Scheppers E. Potential barriers to the use of health services among ethnic minorities: a review. *Fam Pract* 2006;23(3):325-48.
- Asanin J, Wilson K. "I spent nine years looking for a doctor": exploring access to health care among immigrants in Mississauga, Ontario, Canada. *Soc Sci Med* 2008;66(6):1271-83.
- Pérez-Escamilla R, Garcia J, Song D. Health care access among hispanic immigrants: ¿alguien está escuchando? [is anybody listening?]. *NAPA Bull* 2010;34(1):47-67.
- Rechel B, Mladovsky P, Devillé W. Monitoring migrant health in Europe: A narrative review of data collection practices. *Health Policy* 2012;105(1):10-16.
- Rosano A. Access to primary care and preventive health services of migrants. Springer 2018.
- Dalla Zuanna T, Spadea T, Milana M et al. Avoidable hospitalization among migrants and ethnic minority groups: a systematic review. *Eur J Public Health* 2017;27(5):861-68.
- Caranci N, Di Girolamo C, Giorgi Rossi P et al. Cohort profile: the Italian Network of Longitudinal Metropolitan Studies (IN-LiMeS), a multicentre cohort for socioeconomic inequalities in health monitoring. *BMJ Open* 2018;8(4):e020572.
- Prevention Quality Indicators Overview. Agency for healthcare research and quality, AHRQ. Disponibile all'indirizzo: http://www.qualityindicators.ahrq.gov/Modules/pqi_resources.aspx
- Geraci S, Bonciani M, Martinelli B. La tutela della salute degli immigrati nelle politiche locali. Caritas diocesana di Roma, 2010. Disponibile all'indirizzo: <http://www.caritasroma.it/wp-content/uploads/2010/09/DIRITTO ALLA SALUTE.pdf>
- Márquez-Calderón S. Factores asociados a la hospitalización por procesos sensibles a cuidados ambulatorios en los municipios. *Gac Sanit* 2003;17(5):360-67.
- Magan P, Otero A, Alberquilla A, Ribera JM. Geographic variations in avoidable hospitalizations in the elderly, in a health system with universal coverage. *BMC Health Serv Res* 2008;8:42. Disponibile all'indirizzo: <http://bmchealthservres.biomedcentral.com/articles/10.1186/1472-6963-8-42>
- Hakim RB, Bye BV. Effectiveness of compliance with pediatric preventive care guidelines among Medicaid beneficiaries. *Pediatrics* 2001;108(1):90-97.
- Moy E. Ethnic differences in potentially preventable hospitalizations among asian americans, native hawaiians, and other pacific islanders: implications for reducing healthcare disparities. *Ethn Dis* 2013;23(1):6-11.
- Netuveli G, Hurwitz B, Levy M et al. Ethnic variations in UK asthma frequency, morbidity, and health-service use: a systematic review and meta-analysis. *Lancet* 2005;365(9456):312-17.
- Nishino Y, Gilmour S, Shibuya K. Inequality in Diabetes-Related Hospital Admissions in England by Socioeconomic Deprivation and Ethnicity: Facility-Based Cross-Sectional Analysis. *PLoS One* 2015;10(2):e0116689.
- Howard DL, Hakeem FB, Njue C, Carey T, Jallah Y. Racially Disproportionate Admission Rates for Ambulatory Care Sensitive Conditions in North Carolina. *Public Health Rep* 2007;122(3):362-72.
- Laditka JN. Hazards of Hospitalization for Ambulatory Care Sensitive Conditions among Older Women: Evidence of Greater Risks for African Americans and Hispanics. *Med Care Res Rev* 2003;60(4):468-95.
- Requisiti di acquisizione della cittadinanza italiana. Ministero dell'Interno. Disponibile all'indirizzo: <http://www.interno.gov.it/it/temi/cittadinanza-e-altri-diritti-civili/cittadinanza>





EPIDEMIOLOGIA & PREVENZIONE

ABBONAMENTI 2020

		ON-LINE + SUPPLEMENTI ON-LINE	ON-LINE + CARTA + SUPPLEMENTI ON-LINE	ON-LINE + CARTA + SUPPLEMENTI
PRIVATI ITALIA	1 anno	72	80	95
	2 anni	135	150	180
	3 anni	190	210	250
ENTI ITALIA ACCESSO UNICO*	1 anno	148	155	170
	2 anni	275	290	320
	3 anni	390	410	450
ENTI ESTERO	1 anno	165	180	210
	2 anni	310	335	395
	3 anni	425	475	555
PRIVATI ESTERO	1 anno	85	100	130
	2 anni	160	190	245
	3 anni	225	265	350

* ENTI ITALIA AD ACCESSO MULTIPLO: ABBONAMENTI DA CONCORDARE CON L'EDITORE

35€

Abbonamento on-line per **GIOVANI EPIDEMIOLOGI** under 35.

40€

Per gli **AUTORI** di un contributo nell'anno in corso e non sono abbonati da almeno 2 anni.

50€

Ai **GENEROSI EPIDEMIOLOGI GIÀ ABBONATI**, regalare un abbonamento per il 2020 costa solo 50 euro per l'edizione on-line e 60 euro per avere anche il cartaceo.

0€

Per gli **EPIDEMIOLOGI "CONTAGIOSI"** che fanno sottoscrivere due nuovi abbonamenti a chi non conosce la rivista o non è più abbonato da almeno due anni, l'abbonamento o il rinnovo è gratuito.

EPIDEMIOLOGIA & PREVENZIONE

ABBONAMENTO ALLA RIVISTA A PARTIRE DAL PRIMO NUMERO RAGGIUNGIBILE

SCRIVI A: abbonamenti@inferenze.it **TELEFONA:** 02 48702283

INFERENZE scarl via Ricciarelli, 29 - 20148 Milano; fax 02 48706089

DATA

TIPO DI ABBONAMENTO

EURO

MODALITÀ DI PAGAMENTO

Fai tutto on-line con **PAYPAL:** alla pagina www.epiprev.it/abbonamenti

OPPURE

VERSAMENTO
a mezzo cc postale n. 55195440 intestato a Inferenze scarl, via Ricciarelli, 29 - 20148 Milano (per velocizzare, inoltra anche via mail la richiesta allegando la ricevuta di versamento)

BONIFICO BANCARIO
UNIPOL BANCA, P.zza Wagner, 8 - 20145 Milano
IBAN IT 53 P 03127 01600 0000 0000 3681
intestato a Inferenze scarl, via Ricciarelli, 29 - 20148 Milano (per velocizzare, inoltra anche via mail la richiesta allegando la contabile)

CARTA DI CREDITO

CARTA DI CREDITO: American Express Carta Si Master Card Eurocard VISA

COGNOME E NOME

AZIENDA

INDIRIZZO

CAP / LOCALITÀ / PROVINCIA

TEL. / FAX

E-MAIL

NUMERO

SCADENZA

COD.CV2
(ULTIME TRE CIFRE STAMPATE SUL RETRO DELLA CARTA)

FIRMA

eio

€ 13,00