



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Questioni di Economia e Finanza

(Occasional Papers)

Le rimesse dei lavoratori stranieri in Italia:
una stima dei flussi invisibili del “canale informale”

di Giacomo Oddo, Maurizio Magnani, Riccardo Settimo e Simonetta Zappa

Giugno 2016

Numero

332



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Questioni di Economia e Finanza

(Occasional papers)

Le rimesse dei lavoratori stranieri in Italia:
una stima dei flussi invisibili del “canale informale”

di Giacomo Oddo, Maurizio Magnani, Riccardo Settimo e Simonetta Zappa

La serie Questioni di economia e finanza ha la finalità di presentare studi e documentazione su aspetti rilevanti per i compiti istituzionali della Banca d'Italia e dell'Eurosistema. Le Questioni di economia e finanza si affiancano ai Temi di discussione volti a fornire contributi originali per la ricerca economica.

La serie comprende lavori realizzati all'interno della Banca, talvolta in collaborazione con l'Eurosistema o con altre Istituzioni. I lavori pubblicati riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, senza impegnare la responsabilità delle Istituzioni di appartenenza.

La serie è disponibile online sul sito www.bancaditalia.it.

ISSN 1972-6627 (stampa)

ISSN 1972-6643 (online)

Stampa a cura della Divisione Editoria e stampa della Banca d'Italia

LE RIMESSE DEI LAVORATORI STRANIERI IN ITALIA: UNA STIMA DEI FLUSSI INVISIBILI DEL “CANALE INFORMALE”

Giacomo Oddo*, Maurizio Magnani**, Riccardo Settimo* e Simonetta Zappa*

Sommario

Questo lavoro analizza le determinanti delle rimesse in uscita dall'Italia e presenta una metodologia per quantificare la parte di esse che non transita via intermediari ufficiali (operatori money transfer, banche, poste) ma defluisce tramite canali informali, non rilevabili e quindi non inclusi nelle statistiche ufficiali. La presenza di deflussi di denaro invisibili è desumibile dalla relazione positiva e statisticamente significativa fra distanza del paese beneficiario e importo medio pro capite della rimessa inviata, dopo aver controllato per tutte le altre variabili esplicative. Tale correlazione dovrebbe essere nulla o non significativa se il flusso fosse rilevato per intero. Sfruttando tale relazione empirica e avvalendosi dell'elevato dettaglio geografico dei dati raccolti dalla Banca d'Italia, la metodologia perviene a una stima del canale informale collocabile tra il 10 e il 30 per cento del flusso totale e attribuibile al gruppo di paesi più vicini all'Italia. L'analisi indicherebbe inoltre una riduzione dell'incidenza del canale informale sul totale dei flussi osservati: nell'arco del decennio considerato essa si sarebbe ridotta di circa il 20 per cento.

Classificazione JEL: F22, F24, O15

Parole chiave: rimesse, immigrazione, modelli gravitazionali, bilancia dei pagamenti

Indice

Introduzione.....	5
1. La letteratura sul tema, le fonti statistiche e i problemi di misurazione.....	7
2. La base dati.....	9
3. Un modello per il canale informale.....	12
4. La stima del canale informale.....	14
Conclusioni.....	18
Bibliografia.....	20
Appendice statistica.....	21

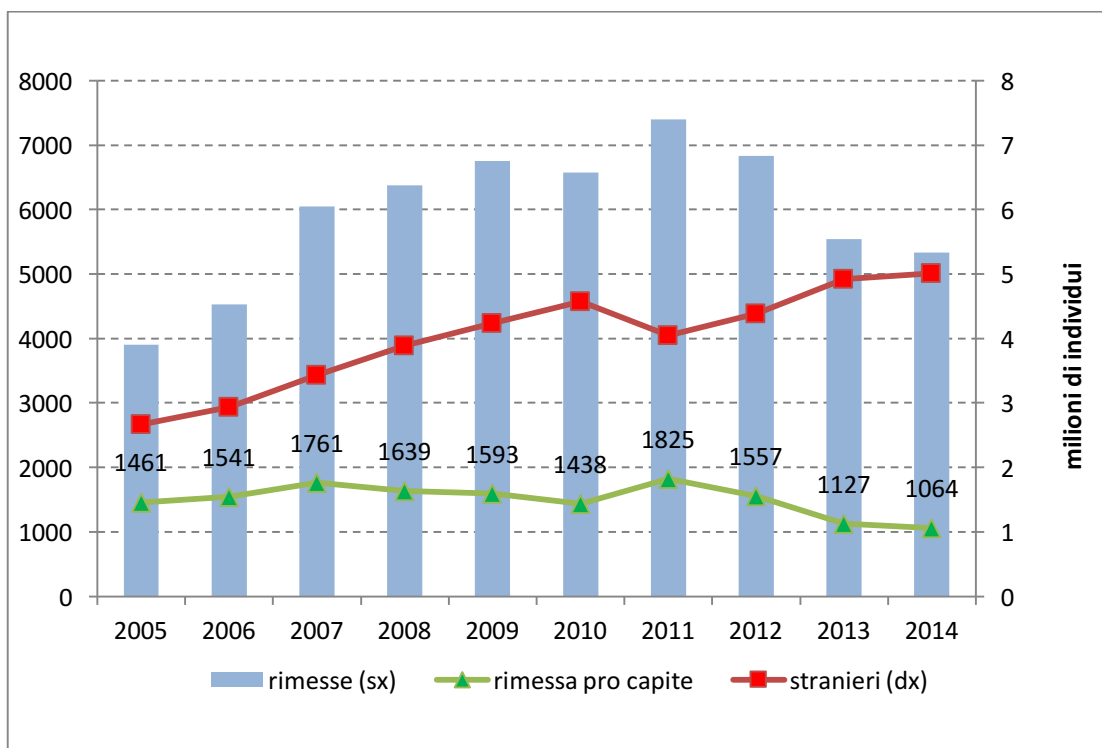
* Banca d'Italia, Dipartimento di Economia e statistica

** Banca d'Italia, Dipartimento di Vigilanza bancaria e finanziaria

Introduzione¹

Le rimesse inviate all'estero dai lavoratori stranieri residenti in Italia sono elevate in confronto a quelle di altri Paesi europei: l'Italia è al terzo posto per volume di rimesse verso l'estero dopo la Francia e, seppur di misura, la Spagna. Le rimesse dall'Italia sono aumentate rapidamente a partire dalla metà degli anni 2000 fino alla recessione del 2011, sostenute dall'aumento della popolazione straniera residente (fig. 1). Nel periodo 2005–2011 le rimesse all'estero dei lavoratori stranieri in Italia sono quasi raddoppiate da 3,9 a 7,4 miliardi di euro, circa lo 0,5 per cento del Pil, il valore massimo toccato finora. Dopo la recessione del 2011, hanno cominciato a diminuire, ma la discesa è rallentata nell'ultimo anno. Nel 2014 le rimesse sono ammontate a 5,3 miliardi.

Figura 1. Rimesse dall'Italia verso l'estero e popolazione straniera residente



Fonte: Banca d'Italia, Istat. Le rimesse sono in milioni di euro (scala sinistra). Gli stranieri residenti sono in milioni di persone (scala di destra) e si riferiscono al 31 dicembre dell'anno indicato. Le rimesse medie pro capite (valori riportati in figura) sono in unità di euro.

I dati sul numero di stranieri residenti antecedenti al 2011 non sono ricostruiti sulla base del censimento 2011. Persiste pertanto un salto di serie tra il 2010 e il 2011.

Questi dati si riferiscono ai flussi trasferiti tramite gli intermediari ufficiali (banche, poste e *money transfer operator* - MTO), di norma registrati nelle statistiche ufficiali². Essi non rappresentano l'intera del denaro inviato all'estero dai lavoratori stranieri, poiché una parte non trascurabile delle rimesse giunge a destinazione per vie non rilevate, per esempio in forma di denaro contante a

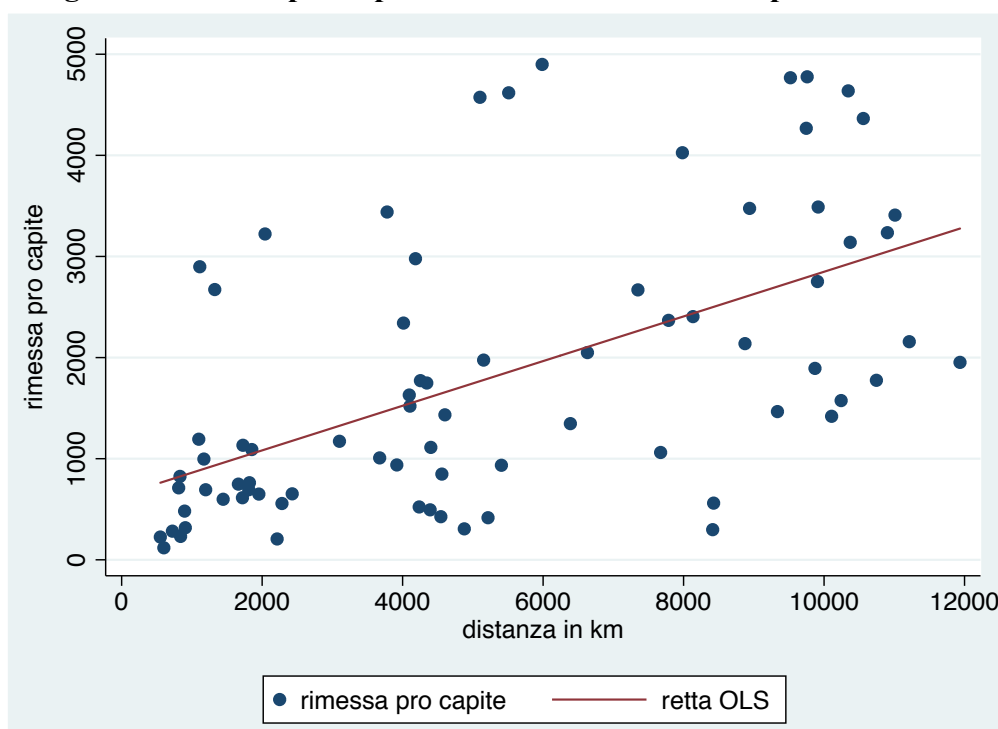
¹ Gli autori ringraziano Andrea Brandolini, Luigi Cannari, Silvia Fabiani e Roberto Tedeschi per suggerimenti e commenti. Le idee espresse nel testo non rispecchiano necessariamente quelle della Banca d'Italia ma riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, che sono quindi i soli responsabili per eventuali errori e imprecisioni.

² I dati sulle rimesse dei lavoratori stranieri in Italia sono stimati dalla Banca d'Italia per la compilazione del conto corrente della bilancia dei pagamenti. Dal 2005 la Banca ha adottato un sistema di raccolta che acquisisce i dati sui trasferimenti direttamente dagli operatori attivi nel settore, con un ampio dettaglio geografico sulla loro destinazione. I dati sono disponibili con la disaggregazione non solo per paese ricevente, ma anche per provincia italiana di residenza dell'ordinante il trasferimento. Essi sono disponibili sul sito internet della Banca d'Italia. Le tavole A1 e A2 in appendice riportano le rimesse totali, disaggregate per macro-area di destinazione e macro-regione di origine.

seguito del viaggiatore o di altra persona fidata o altre modalità “artigianali” non registrabili dalle rilevazioni ufficiali³. Secondo una stima della Commissione europea (European Commission 2004), in media circa un terzo del totale delle rimesse inviate all’esterno dell’Unione europea transiterebbe tramite questi canali non rilevati. Tale percentuale sarebbe tuttavia più elevata per quei paesi che ospitano una rilevante popolazione straniera che proviene da paesi limitrofi o vicini e che quindi può rientrare più frequentemente in patria portando con sé i risparmi del proprio lavoro.

L’obiettivo di questo lavoro è duplice: in primo luogo costruire un modello per le rimesse in uscita dall’Italia, individuando le variabili economiche e demografiche maggiormente significative; in secondo luogo, sulla base del punto precedente, pervenire a una valutazione empirica dell’entità delle rimesse “invisibili”, elaborando una metodologia che sfrutta la correlazione positiva tra la distanza del paese ricevente e la rimessa media pro capite trasmessa attraverso i canali ufficiali e misurata dai dati pubblicati. Infatti, il valore medio della rimessa pro-capite inviata dai lavoratori stranieri, passa dai circa 400 euro della classe dei paesi più vicini agli oltre tremila di quella dei paesi più distanti (Figura 2).

Figura 2. Rimesse pro capite dall’Italia e distanza del paese ricevente



Fonte: Elaborazioni su dati Banca d’Italia e CEPII. Le rimesse pro capite sono in euro (asse delle ordinate). Gli importi pro capite sono calcolati come media sull’intero periodo.

L’ipotesi alla base della metodologia è che questa correlazione positiva discenda dal fatto che una parte del flusso effettivo di rimesse non è osservata per gli stranieri provenienti dai paesi più vicini all’Italia. Più precisamente, la variazione nell’importo pro capite “spiegata” dalla distanza è

³ Tra i metodi non ufficiali merita menzione la *hawala*, un sistema di trasferimento di denaro, basato sul brokeraggio informale e su relazioni fiduciarie non contrattuali, sviluppato in Asia e diffuso soprattutto nel mondo islamico (il sistema è diffuso anche in India con il nome di *hundi*). Se il soggetto A intende trasferire una somma di denaro al soggetto B, residente in un altro paese, A contatta un “broker” (XA) a lui prossimo e gli versa la somma da inviare. Il broker XA contatta quindi un suo omologo (XB) nel paese ricevente, dandogli ordine di pagare al soggetto B la somma indicata meno una commissione. La somma versata a B sarà risarcita a XB da XA in un secondo momento, con tempi e mezzi variabili, secondo le circostanze. Tipicamente, i due broker sono uniti in qualche forma di sodalizio. Per il fatto che nessuna somma è direttamente trasferita da A a B, il sistema è stato definito “money transfer without money movement” (Cfr. El Qorchi, 2002).

attribuita all'esistenza di flussi non rilevati, a parità di tutte le altre determinanti delle rimesse. Questa relazione empirica consente di stimare un coefficiente di proporzionalità tra la dimensione del flusso informale e la distanza del paese ricevente e quindi di pervenire a una stima del flusso non osservato.

La struttura del lavoro si articola come segue. Il primo paragrafo riassume la letteratura, in particolare quella sui flussi informali, inquadrando al suo interno il presente studio, e offre una breve ricognizione delle fonti statistiche e dei problemi di misurazione. Il secondo paragrafo illustra la base dati utilizzata. Il terzo paragrafo sviluppa l'intuizione alla base della strategia empirica di stima e presenta il modello econometrico utilizzato. Il quarto paragrafo presenta i risultati delle stime con le relative valutazioni. Segue infine un paragrafo con alcune considerazioni conclusive.

1. La letteratura sul tema, le fonti statistiche e i problemi di misurazione

La letteratura economica si è concentrata soprattutto sui fattori economici, istituzionali e socio-demografici che influenzano i flussi di rimesse, tra cui rientrano variabili sia micro sia macroeconomiche⁴. Le prime si riferiscono alle caratteristiche individuali del migrante o, laddove i dati non consentano altrimenti, alle caratteristiche della sua comunità di appartenenza: sesso (o ripartizione di genere), età anagrafica (o percentuale di popolazione in età da lavoro), presenza di un nucleo familiare, livello di educazione e qualifica professionale. Si tratta di variabili indicative della capacità di reddito/risparmio e del grado di motivazione a sostenere la famiglia di origine⁵. I fattori macroeconomici riflettono invece le caratteristiche economiche, istituzionali e socio-demografiche del paese di provenienza del migrante e di quello ospitante: Pil pro capite e crescita, tasso di cambio (nominale e reale), tasso di interesse, indice di disoccupazione, qualità delle istituzioni. La distanza geografica, di norma, non rientra tra le variabili che contribuiscono a determinare il flusso di rimesse⁶.

Minore attenzione è stata invece dedicata alla stima e all'analisi dei flussi di rimesse non rilevati dalle statistiche ufficiali. La Banca Mondiale, nel tentativo di costruire una base dati globale di flussi bilaterali, ha messo a punto una metodologia che consente, almeno in parte, di stimare anche il canale informale (Ratha e Shaw, 2007)⁷. In tale approccio i flussi bilaterali sono stimati a partire dalle rimesse totali in entrata dichiarate da ciascun paese⁸; queste sono quindi ripartite pro quota ai

⁴ Una rassegna delle determinanti delle rimesse è disponibile in Schioppa e Siegfried 2006. Il ruolo della composizione di genere nel determinare le rimesse è studiato in Le Goff e Salomone 2015. Un altro filone della letteratura si concentra invece sugli effetti che le rimesse hanno, a vari livelli, sull'economia del paese ricevente (cfr. Docquier e Rapoport 2005).

⁵ Questa motivazione, per esempio, dipende dalla presenza o meno di un nucleo familiare nel paese di destinazione dei migranti ed è strettamente collegata alla durata dell'emigrazione (permanente o temporanea) e alla forza dei legami con il paese di origine. Le rimesse possono anche servire infatti ad acquistare servizi che il migrante continua a ricevere nel paese di origine, come la salvaguardia di case e terreni o l'accumulazione di capitale in patria in vista del ritorno, conservando una "opzione di rientro".

⁶ Bettin et al. 2014, lavorando con i dati italiani, includono la distanza tra le variabili esplicative del modello ma non trovano una relazione significativa tra distanza del paese ricevente e flusso di rimesse inviato.

⁷ L'esigenza di costruire una base dati bilaterale globale deriva dal fatto che solo un limitato numero di paesi pubblica le rimesse in uscita o in entrata con la disaggregazione per paese controparte, rendendo quindi necessario ricorrere a metodi di stima o di interpolazione se si vuole compilare una matrice di flussi bilaterali.

⁸ Nell'esercizio di Ratha e Shaw il dato di partenza (il flusso totale di rimesse in entrata dichiarato da ciascun paese) è un aggregato più ampio rispetto a quello utilizzato in questo studio: oltre alle rimesse dei lavoratori, include anche i "redditi da lavoro" che, come le rimesse, sono una voce del conto corrente della Bilancia dei pagamenti. La voce comprende i compensi corrisposti dai datori di lavoro a cittadini stranieri, per rapporti di lavoro di durata inferiore all'anno, oppure i compensi dei lavoratori "transfrontalieri", che lavorano in quel paese senza essere ivi residenti. L'aggregato ottenuto sommando rimesse dei lavoratori e redditi da lavoro, denominato "migrant remittances" dalla World Bank, è quindi più ampio rispetto al concetto di "workers remittances" qui utilizzato.

vari paesi sorgente sulla base del peso della comunità di emigrati là residente e al divario economico fra i due paesi⁹. La metodologia della Banca Mondiale fornisce, in prima approssimazione, una stima dei flussi bilaterali sulla base delle entrate totali dichiarate dai paesi riceventi. La stima comprende i flussi ufficiali e quelli informali, ma solo nella misura in cui questi ultimi vengono registrati almeno dal paese ricevente; non è invece in grado di cogliere le transazioni che sfuggono alla rilevazione sia nel paese di origine sia in quello beneficiario. Ai fini di tali stime sono tuttavia state considerate unitamente sia le rimesse dei lavoratori in senso stretto sia i “redditi da lavoro”, ossia i redditi percepiti dai lavoratori temporaneamente presenti sul territorio italiano (residenti per periodi inferiori all’anno), al cui interno hanno un peso considerevole i redditi dei lavoratori transfrontalieri e stagionali. La scelta si deve al fatto che numerosi paesi non pubblicano distintamente le rimesse ed i redditi da lavoro. I risultati così ottenuti non possono quindi essere considerati una stima delle rimesse in senso stretto¹⁰ e non è chiaro quanta parte della discrepanza con i dati ufficiali possa essere attribuita alla componente informale e dovuta al diverso aggregato considerato.

La Banque de France ha aggiornato nel 2012 la sua metodologia di stima delle rimesse basandosi sull’approccio della Banca Mondiale; i risultati ottenuti (sono stati rivisti i dati posteriori al 2009), sono risultati pari a circa il doppio di quelli derivanti dal sistema precedente. Tuttavia, anche se in questo caso l’aggregato di partenza è circoscritto alle sole rimesse, non è comunque possibile attribuire l’entità della correzione alla sola inclusione del canale informale, in quanto il sistema precedente, basato sulle segnalazioni delle banche che operavano per conto della clientela, non rilevava le rimesse inviate tramite intermediari non bancari come gli MTO.

Tenés (2007) descrive l’approccio utilizzato dal Banco de España per la correzione dei dati ufficiali sulle rimesse. Lo studio parte dall’osservazione della discrepanza tra l’andamento della popolazione immigrata in Spagna dal 2000 al 2007 e quello dei flussi in uscita nello stesso periodo, attribuendone la causa all’incompleta rilevazione di questi ultimi e proponendo un metodo per stimare le rimesse che transitano per canali informali. La stima è basata su un modello econometrico multivariato, con variabili esplicative sia micro sia macro-economiche. Tra le prime sono inclusi il livello di povertà della famiglia, il tipo di legame con i parenti rimasti nel paese di origine, la durata della permanenza. Tra le variabili macro sono incluse la crescita economica del paese ospitante, i differenziali dei tassi di interesse e dei tassi di cambio tra questo e il paese ricevente. Le stime sono effettuate separatamente per tre gruppi di paesi: 1) Europa occidentale e Nord America, 2) Europa orientale e 3) Resto del mondo. L’ipotesi alla base di tale differenziazione è che essa rispecchi una analogia diversificazione nella tipologia dei migranti e quindi nella propensione a effettuare rimesse. Sulla base di tali stime la Banca di Spagna ha corretto i dati ufficiali dal 2006 e con revisioni all’indietro fino al 2001, incrementandoli di circa il 20 per cento.

Il primo tentativo di stimare la dimensione del canale informale per un ampio novero di paesi è stato effettuato da Freund e Spatafora (2005). Gli autori si avvalgono di un dataset longitudinale

⁹ Più precisamente: il flusso bilaterale tra il paese A (mittente) e il paese B (ricevente) è stimato partendo da tre informazioni di partenza: (i) flusso aggregato di rimesse che B riceve dal resto del mondo e che A invia al resto del mondo; (ii) la quota di cittadini di B residenti in A sul totale degli emigrati di B; (iii) il differenziale di reddito medio pro capite tra A e B. Le rimesse complessivamente ricevute da B e dichiarate nella sua bilancia dei pagamenti sono attribuite pro quota a un insieme di paesi “mittenti”, tra cui A; la quota di A è ricavata attribuendo alla comunità di B residente in A (punto ii) una stima della propensione a effettuare rimesse, funzione crescente del differenziale di reddito pro capite fra i due paesi (punto iii). Il calcolo è condotto sotto il vincolo che la somma delle rimesse inviate da tutti i paesi mittenti coincida con il totale rimesse ricevute dal paese beneficiario.

¹⁰ Per esempio, per l’anno 2014 la Banca d’Italia riporta rimesse in uscita per 5,3 miliardi, mentre la Banca Mondiale stima 16,1 miliardi per l’aggregato rimesse in senso stretto e redditi da lavoro.

(panel) contenente le rimesse ricevute da 104 paesi del mondo per il periodo 1995 – 2003¹¹. Dopo aver stimato un indice di costo teorico per il set di paesi considerato, gli autori calcolano l'elasticità delle rimesse rispetto ad esso; quindi ipotizzano che il costo medio del canale ufficiale si riduca su un livello paragonabile a quello del canale informale (what-if analysis) e calcolano l'aumento del flusso di rimesse che si osserverebbe, sulla base dei parametri stimati del modello. Secondo questo approccio, la dimensione dei flussi che transitano attraverso canali informali sarebbe compresa fra il 35 e il 75 per cento di quelli ufficiali, a seconda del paese considerato. In generale, l'entità dei flussi informali sarebbe più consistente per i paesi beneficiari dell'Africa, dell'Est Europa e dell'Asia Centrale, meno per quelli dell'Asia orientale del Sud America. Il lavoro riscontra anche una correlazione significativa tra la crescita delle rimesse rilevate ufficialmente e la riduzione della voce "errori e omissioni" nelle bilance dei pagamenti dei paesi nel campione, e conclude che parte dell'aumento osservato nel tempo nei flussi di rimesse ufficiali è probabilmente dovuto alla "emersione" di transazioni precedentemente condotte attraverso canali informali, favorita dal progressivo ridursi dei costi a livello globale.

Rispetto ai lavori descritti, il presente studio propone un metodo di stima alternativo dell'ammontare delle rimesse che transitano per i canali informali, basato sulla relazione empirica positiva tra distanza del paese beneficiario e livello della rimessa pro capite (cfr. fig. 2) e sull'ipotesi che la distanza sia positivamente collegata al costo dell'invio della rimessa di denaro tramite canali informali, ma non abbia alcun impatto sul costo della rimessa con mezzi ufficiali. Tale ipotesi è confermata dalla letteratura (Orozco 2003 e Beck e Martinez Peria 2010).

I fattori che influenzano la scelta del canale per inviare rimesse sono stati di recente analizzati da Kosse e Vermeulen (2014). Utilizzando le evidenze ottenute da una apposita indagine campionaria condotta nei Paesi Bassi su 1680 migranti, lo studio conferma che il ricorso al canale informale dipende da considerazioni di costo (a causa della presenza di commissioni e spese fisse applicate dagli intermediari ufficiali, rimesse di piccolo importo hanno maggiore probabilità di essere trasferite informalmente) e, seppur in minor misura, dal livello socio-economico del migrante (il ricorso al canale informale diminuisce al crescere del livello di istruzione). I risultati sono in linea con quelli di studi precedenti (Orozco 2003, Sander 2004), che identificano il costo dell'intermediazione ufficiale come la principale ragione per il ricorso al canale informale¹².

2. La base dati

Le due variabili di partenza per questa analisi sono le rimesse dei lavoratori stranieri in Italia e la popolazione straniera residente. I dati sulle rimesse sono ufficialmente pubblicati dalla Banca d'Italia e riportano i flussi annuali di rimesse inviati dal 2005 al 2014, disaggregati per provincia italiana di invio e paese di destinazione¹³. I dati sulla popolazione straniera residente, disaggregati

¹¹ Il panel usato non è bilanciato, come è comprensibile data la sua ampia dimensione trasversale; gli autori dichiarano di disporre in media di cinque osservazioni per paese, rispetto alle nove che si avrebbero con un dataset bilanciato. Lo stesso problema si riscontra anche per le altre variabili impiegate nella specificazione del modello.

¹² L'importanza del fattore costo è ben chiara ai *policy makers* internazionali. Con il G8 dell'Aquila nel luglio 2009 è stato posto l'obiettivo di ridurre i costi medi globali di invio delle rimesse dal 10 al 5 per cento in cinque anni (il cosiddetto "obiettivo5x5"). Lo scopo è quello di favorire l'espansione dei flussi di rimesse, importante motore di sviluppo per molti paesi emergenti, e di favorire il ricorso all'intermediazione ufficiale. Ciò avrebbe ricadute positive non solo per il settore degli operatori specializzati, ma per l'economia nel suo complesso, come una maggiore inclusione finanziaria dei migranti e una riduzione dell'estensione dell'economia sommersa.

¹³ I dati sono scaricabili all'indirizzo internet: <http://www.bancaditalia.it/statistiche/tematiche/rapporti-estero/rimesse-immigrati/index.html>

per nazionalità e provincia di residenza, sono raccolti e pubblicati dall'Istat¹⁴; i dati sulle rimesse sono stati combinati, per ciascun incrocio “provincia-paese”, con quelli della popolazione straniera residente nell'anno corrispondente, ottenendo così un dataset longitudinale con 9240 (110 province per 84 paesi) unità di osservazione per ogni anno¹⁵.

Disporre sia del numero di stranieri residenti sia delle rimesse dagli stessi inviate consente di calcolare l'importo medio pro capite inviato da una data provincia verso un dato paese; questa è la variabile dipendente nella nostra strategia di identificazione, che sarà presentata nel paragrafo successivo.

La base dati è stata integrata affiancando alle variabili fondamentali di partenza (rimesse, popolazione straniera, rimessa pro capite) ulteriori variabili demografiche ed economiche, richiamandosi alle principali determinanti economiche identificate dalla letteratura in materia:

- Bilanciamento della popolazione straniera per sesso (SR): questa variabile, calcolata a partire dai dati Istat, esprime la proporzione esistente tra uomini e donne nella stessa comunità nazionale in ogni provincia; è pari a zero se i due sessi sono perfettamente equilibrati; assume valore unitario se è presente solo uno dei due sessi¹⁶.
- Percentuale di minori nella popolazione straniera (QB): questa variabile, calcolata a partire da dati Istat, quantifica la proporzione di minori all'interno della popolazione straniera di una data provincia. A differenza della precedente, non è riferita a uno specifico gruppo nazionale, ma alla comunità straniera provinciale nel suo complesso. Il suo complemento è ovviamente la percentuale di stranieri in età da lavoro.
- Indice di imprenditorialità (QI): questa variabile, calcolata sui dati tratti dall'archivio delle imprese di Unioncamere, esprime la percentuale di stranieri che, rispetto alla rispettiva comunità nazionale residente nella provincia, risultano titolari di un'impresa (ivi compresa l'impresa individuale).
- Tasso di irregolarità locale del lavoro (BE): questa variabile, tratta dalla “Banca dati territoriale” dell'Istat, quantifica la percentuale di unità di lavoro irregolari sul totale attivo nella regione¹⁷; non è riferita al solo insieme dei lavoratori stranieri, ma alla complessiva forza lavoro locale.
- Differenziale di reddito tra paesi (QY): questa variabile, costruita con dati Istat e IMF-WEO, è il prodotto interno lordo pro capite del paese di origine dello straniero in percentuale di quello della regione italiana dove lo straniero risiede.
- Distanza geografica (distw): questa variabile, elaborata e pubblicata nell'archivio GeoDist del CEPII (Mayer, T. e S. Zignago, 2011), è la distanza in chilometri tra il baricentro demografico dell'Italia e il baricentro demografico del paese di origine dello straniero.

Una semplice analisi della dispersione del valore della rimessa pro capite per destinazione consente di identificare valori anomali (*outliers*) che è opportuno eliminare dall'insieme dei 9240 incroci provincia-paese. La prima tipologia di outliers è costituita dalle osservazioni che presentano una rimessa pro capite eccessivamente elevata rispetto alla media della popolazione; il motivo sottostante potrebbe essere sia una incompleta rilevazione della comunità nazionale residente nella provincia (effetto denominatore), sia la mancata corrispondenza tra residenza del lavoratore

¹⁴ I dati sono scaricabili all'indirizzo internet <http://stra-dati.istat.it>

¹⁵ Gli anni considerati vanno dal 2005 al 2014, per un totale di 92.400 osservazioni.

¹⁶ L'indicatore è così definito: $sex\ ratio = |M - F| / (M + F)$. Assume valori compresi fra 0 (Quando $M = F$) e 1 (Quando o M o F è nullo).

¹⁷ Le unità di lavoro irregolari comprendono varie tipologie: attività lavorative continuative svolte senza il rispetto della normativa vigente; attività lavorative occasionali svolte da persone che si dichiarano inattive (come studenti, casalinghe o pensionati); attività svolte da stranieri irregolarmente residenti; attività non dichiarate alle istituzioni fiscali.

straniero e la provincia da cui si invia la rimessa (effetto numeratore)¹⁸, per esempio se il paese dove risiede il beneficiario non è lo stesso paese di cui il mittente è cittadino¹⁹; in entrambi i casi, peraltro non mutualmente incompatibili, il dato pro capite risulta “gonfiato” perché il trasferimento in uscita dalla provincia è ripartito su una popolazione residente sottodimensionata, o perché non completamente rilevata o perché incompleta. Abbiamo quindi utilizzato come criterio prudenziale minimo quello di scartare tutte le unità di osservazione con comunità straniere residenti inferiori alle 15 unità. Questo ha comportato l’eliminazione di circa il 10 per cento delle osservazioni del campione originario.

Anche nel caso dei trasferimenti verso la Cina si osservano, in alcuni casi, valori molto elevati. Le ragioni sono tuttavia alquanto diverse dal caso presentato in precedenza. I flussi verso la Cina costituiscono una parte molto importante dell’intero flusso di rimesse in uscita. Prendendo in esame l’anno 2011, in cui le rimesse hanno raggiunto il loro valore massimo, dei 7,4 miliardi di euro inviati all’estero, 2,5 miliardi sono stati inviati in Cina. Circa il 75 per cento del flusso verso la Cina proveniva dalle sole province di Roma, Milano e Prato. Se si aggiungono anche le tre province di Napoli, Catania e Firenze si raggiunge il 90 per cento dell’intero flusso. Una simile concentrazione territoriale si riscontra anche negli altri anni del campione²⁰. Le prime tre province sono aree caratterizzate da una forte presenza imprenditoriale, e in esse è pure elevata l’incidenza di imprese con almeno un titolare di nazionalità cinese. È quindi verosimile che simili trasferimenti, seppur effettuati tramite il canale dei *money transfer* e quindi registrati nelle statistiche ufficiali come “rimesse”, non siano in realtà composti solo da rimesse dei lavoratori stranieri in Italia, ma contengano anche transazioni effettuate per altre finalità, come rimpatrio di profitti di impresa, rimborso di prestiti o pagamento di acquisti di beni o servizi. Per tale ragione si è deciso di escludere dal campione anche i flussi diretti verso la Cina provenienti dalle tre province sopra indicate.

C’è infine una terza categoria di osservazioni escluse dal campione: si tratta delle osservazioni relative a paesi con un PIL pro capite più elevato di quello italiano. Pur potendosi in linea teorica trattare di rimesse di lavoratori stranieri, è tuttavia ipotizzabile che in questo caso le motivazioni alla base della presenza del lavoratore straniero in Italia siano diverse e che quindi le variabili economiche che ne influenzano il comportamento non siano quelle considerate nell’analisi.

Dopo l’eliminazione dei dati “anomali” secondo i criteri delineati, la base dati contava complessivamente 42’517 osservazioni distribuite su dieci anni. Le variabili raccolte sono riportate nella tavola seguente:

¹⁸ I dati sulla popolazione straniera residente utilizzati in questo studio, pubblicati da Istat, riguardano gli stranieri residenti in Italia. Il numero di stranieri ufficialmente residenti è in genere minore del numero di stranieri legalmente presenti sul territorio: quest’ultimo comprende infatti anche gli stranieri titolari di permesso di soggiorno che ancora non sono registrati come residenti in Italia. Istat pubblica i dati sui permessi di soggiorno rilasciati, disaggregati per cittadinanza del richiedente solo per i più importanti paesi di provenienza. La differenza media tra l’aggregato qui utilizzato e quello più ampio è di circa il dieci per cento in termini aggregati. Ciò può portare a una sovrastima delle rimesse pro capite per quegli incroci provincia-paese dove la suddetta discrepanza è maggiore. Il criterio prudenziale adottato nei confronti delle osservazioni anomale mira a rispondere anche a tale inconveniente.

¹⁹ I dati sulle rimesse pubblicati dalla Banca d’Italia riportano la provincia di residenza di chi ha *inviato* il denaro; laddove questo dato non sia disponibile, l’intermediario segnalante comunica la provincia da dove è stata effettuata l’operazione; il paese indicato è invece quello dove risiede il beneficiario, non quello di cui il mittente o il beneficiario sono cittadini.

²⁰ La concentrazione territoriale delle rimesse verso la Cina è leggermente diminuita nel biennio 2013-2014: il peso delle tre province Roma, Milano e Prato sul flusso Italia – Cina è sceso intorno al 60 per cento.

Tavola 3. La base dati utilizzata

anno	(--t) anno di rimessa	Fonte
provincia	(-j-) provincia dalla quale è effettuata la rimessa	
paese	(i--) paese verso cui è diretta la rimessa	
rimessa pro capite (R)	(ijt) rapporto tra rimesse inviate dalla provincia j al paese i nel tempo t e la popolazione in età da lavoro con cittadinanza i residente nella provincia j	calcolata (Bi e Istat)
pop. straniera (P)	(ijt) popolazione straniera residente in provincia j con cittadinanza i nell'anno t	Istat
bilanciamento per sesso (SR)	(ijt) indicatore di equilibrio di genere nella popolazione straniera residente al tempo t: vale 1 se massima disparità; vale 0 se c'è equilibrio (numero donne = numero uomini)	calcolata (Istat)
Percentuale di minori (QB)	(-jt) percentuale di popolazione straniera nella provincia j al tempo t con età inferiore a 18 anni.	Calcolata (Istat)
indice di imprenditorialità (QI)	(ijt) rapporto tra il numero di titolari di impresa individuale con cittadinanza i nella provincia j al tempo t, e il totale dei residenti con la stessa cittadinanza nella stessa provincia.	Calcolata (UnionCam.)
Tasso di irregolarità del lavoro (BE)	(-jt) rapporto tra unità di lavoro irregolari presenti nella regione comprendente j e totale unità di lavoro presenti nella stessa.	Istat
Differenziale di reddito (QY)	(-jt) PIL pro capite del paese ricevente (i) al tempo t, come percentuale del PIL pro capite della provincia italiana di invio (j).	Calcolata (IMF-WEO, Istat)
Distanza geografica distw	(i--) distanza (km) tra il baricentro demografico dell'Italia e il baricentro del paese ricevente i.	CEPII
v	(--t) effetto fisso di anno.	-

3. Un modello per il canale informale

Il modello ipotizzato per la stima delle rimesse informali è stato formalizzato inserendo la distanza geografica nella formulazione teorica proposta da Freund e Spatafora (2005). La scelta fronteggiata dal lavoratore straniero che decide di inviare soldi a casa è rappresentata come un processo a due fasi: nella prima il lavoratore decide *quanto* denaro inviare alla famiglia di origine; nella seconda decide *come* inviarlo.

La rimessa r che il lavoratore decide di inviare alla sua famiglia dipende dall'ampia varietà di fattori delineati dalla letteratura e illustrati in precedenza, sia generali sia individuali. Una volta determinata la somma monetaria r da inviare alla famiglia di origine, la scelta sul *come* inviarla dipende dal costo relativo dei due canali:

$$r' = r(e + \varepsilon) - f_0 \quad \text{per il canale ufficiale} \quad (1)$$

$$E(r') = \pi r e - c(d) \quad \text{per il canale informale} \quad (2)$$

dove r' è la rimessa effettivamente ricevuta dal beneficiario nella valuta del suo paese, e è il tasso di cambio, ε è il mark-up sul tasso di cambio applicato dall'intermediario finanziario e f_0 è una commissione fissa. Come evidenziato da studi empirici, la distanza non influenza né le commissioni applicate né gli spread sul tasso di cambio. La formula (2) per il canale informale sconta il rischio che il trasferimento non vada a buon fine (tale eventualità si verifica con probabilità $(1 - \pi)$, con $0 < \pi < 1$) e contiene una voce di costo $c(d)$, funzione della distanza del paese di destinazione; tale costo è la remunerazione dell'agente del canale informale e comprende sia il suo guadagno personale sia il rimborso della spesa da sostenere per il trasferimento fisico del denaro o per il viaggio del broker. Si ipotizza che tale spesa sia direttamente proporzionale alla distanza geografica

d che deve essere coperta dall'intermediario, ossia che $c'(d) > 0$; assumendo neutralità al rischio nelle preferenze dell'utente²¹, il canale ufficiale sarà preferito al canale informale se $r' \geq E(r')$, ossia se:

$$r(e + \varepsilon) - f_0 \geq \pi r e - c(d) \quad (3)$$

che equivale a:

$$r \geq \frac{f_0 - c(d)}{e(1 - \pi) + \varepsilon} \quad (4)$$

Assumendo come dati i parametri di costo, la disuguaglianza (4) definisce una rimessa “soglia” al di sopra della quale il canale ufficiale è preferibile a quello informale²². Il valore critico r^* che quantifica la dimensione dell'importo “soglia” per avvalersi degli intermediari ufficiali è funzione dei seguenti argomenti:

$$r^* = \varphi(f_0, d, e, \pi, \varepsilon) \quad (5)$$

A parità di altre condizioni, la soglia diminuisce al crescere della distanza tra il paese mittente e il paese ricevente:

$$\partial r^* / \partial d < 0 \quad (6)$$

Di conseguenza al crescere della distanza, aumenta la quota di rimesse inviate tramite intermediari ufficiali sul totale dei deflussi, a parità di altre condizioni. Questa relazione positiva tra flussi di rimesse osservati e distanza geografica della destinazione è riscontrata empiricamente anche nel caso dell'Italia (cfr. fig. 2) e può essere sfruttata per quantificare, tramite un modello econometrico, l'entità del canale informale.

Sia R^v il flusso *vero* di rimesse, che transita in parte via intermediari ufficiali (tale parte, perfettamente osservabile, sarà indicata con R^o) e in parte attraverso canali non ufficiali e quindi inosservabili (tale parte è indicata con R^i):

$$R^v = R^o + R^i \quad (7)$$

Data la distribuzione delle caratteristiche e della nazionalità dei lavoratori stranieri residenti, la soglia critica r^* identificata dalla (5) determina la percentuale di lavoratori stranieri che troveranno conveniente avvalersi del canale ufficiale e, in modo complementare, la percentuale di coloro che si affideranno a sistemi informali alternativi. Poiché gli agenti economici decidono il canale da utilizzare sulla base di considerazioni di costo relativo (che dipendono anche da caratteristiche specifiche del paese di destinazione delle rimesse), l'ammontare totale risulterà ripartito tra i due canali in un modo che dipende dall'entità di tali costi.

Definiamo ora la quota di rimesse invisibili sul flusso “vero” di rimesse, $Q = R^i / R^v$, che per la (5) e la (6) sappiamo essere in relazione negativa (inversa) con d , ossia:

$$Q = \frac{R^i}{R^v} = f(d) \quad (8)$$

²¹ Qualora si ipotizzi avversione al rischio nelle preferenze del migrante, la scelta ottimale implicherebbe una soluzione composita, ossia il ricorso simultaneo a entrambi i canali, ripartendo la somma tra gli stessi sulla base della struttura delle curve di indifferenza. Tuttavia a livello aggregato non c'è differenza tra quanto generato da quest'ultima struttura delle preferenze e quella ipotizzata nel nostro lavoro; per semplicità si pone qui l'ipotesi di neutralità al rischio.

²² In modo equivalente, si può affermare che la (4) identifica una “distanza soglia” d^* al di sotto della quale il canale informale è preferibile al canale ufficiale.

Con $f(0) = 1$, $f'(d) < 0$; $e \lim_{d \rightarrow \infty} f(d) = 0$ ⁽²³⁾.

Il flusso osservato è, complementariamente definibile come:

$$R^o = [1 - f(d)]R^v \quad (9)$$

R^o è tanto più vicino a R^v quanto più è lontano il paese ricevente.

Effettuando una trasformazione log-lineare della (9), si ha:

$$r^o = \ln[1 - f(d)] + r^v \quad (10)$$

dove le lettere minuscole indicano il logaritmo naturale della variabile.

Il flusso vero può essere espresso come funzione delle sue determinanti economiche; se R^v fosse osservabile sarebbe possibile stimare un modello log-lineare del tipo:

$$r^v = \alpha + \beta X + \varepsilon \quad (11)$$

L'equazione (10) ci consente tuttavia di formulare un modello log-lineare stimabile econometricamente del tipo:

$$r^o = \alpha + \beta X + \gamma \varphi(d) + \varepsilon \quad (12)$$

Dove $\ln[1 - f(d)] \stackrel{\text{def}}{=} \gamma \varphi(d)$. Si noti che l'equazione (12), a differenza della (11), è composta da termini noti sia sul lato della variabile dipendente sia sul lato delle covariate²⁴.

Eliminando i logaritmi, ovvero applicando l'operatore esponenziale ad ambo i lati della (12) e risolvendo per il flusso "vero" R^v , si ottiene che:

$$R^v = e^{-\gamma \cdot \varphi(d)} R^o \quad (13)$$

L'equazione (13) consente di interpretare la (12) come un modo per stimare l'inverso del logaritmo del "coefficiente di espansione" (che nella formula 13 è il fattore $e^{-\gamma \cdot \varphi(d)}$) che dal flusso osservato permette di risalire al flusso vero non osservabile. Tale coefficiente è tanto maggiore quanto minore è la distanza geografica d del paese ricevente. La forma funzionale da attribuire a $\varphi(d)$ è libera sotto le condizioni che deve rispettare $f(d)$ ²⁵.

4. La stima del canale informale

Sulla base dell'espressione (12) il modello stimato è il seguente:

$$\ln(R_{ijt}) = \alpha + \gamma \varphi(d_i) + \beta_1 \ln(P_{ijt}) + \beta_2 SR_{ijt} + \beta_3 QB_{jt} + \beta_4 QY_{ijt} + \beta_5 QY^2_{ijt} + \beta_6 QI_{ijt} + \beta_7 QBE_{jt} + \sum_t \gamma_t v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

dove le covariate sono quelle già descritte nella sezione 2.

Occorre tuttavia stabilire quale forma funzionale attribuire a $\varphi(d)$. Si propongono due forme:

- a) $\varphi(d) = 1 / d$; funzione monotona decrescente del primo ordine (caso 1)
- b) $\varphi(d) = 1 / d^2$; funzione monotona decrescente del secondo ordine (caso 2)

Il modello (14) è stato stimato dapprima sui due sotto-periodi 2005-2008 e 2009-2014, quindi sull'intero periodo. I risultati, ottenuti con stimatore robusto, sono riportati nella tavola seguente:

²³ Oltre a essere monotona decrescente, la funzione deve avere dominio $(0, k]$, dove k è la distanza del paese più lontano, e codominio $(0, 1)$. Una funzione che rispetta queste condizioni è: $2 / (1 + e^{\gamma x})$.

²⁴ Per comodità di notazione, si è posto $\gamma \cdot \varphi(d) = \ln[1 - f(d)]$

²⁵ La classe di funzioni che rispetta le condizioni poste per $f(d)$ è definita: vedi nota 21. Inoltre, coerentemente con la formula (8), affinché R^v sia interpretabile come il valore "vero" delle rimesse, è necessario che $f(d) \leq 1$ nell'intervallo $[0, \infty)$.

Tavola 4. Le stime econometriche

	Periodo 2005 - 2008		Periodo 2009 - 2014		Periodo 2005 - 2014	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
ln(P)	-0,0152**	-0,0321***	0,00314	-0,0250***	-0,00465	-0,0284***
	0,00573	0,00554	0,00355	0,00357	0,00306	0,00303
SR	0,772***	0,661***	0,309***	0,209***	0,476***	0,374***
	0,0388	0,0394	0,0264	0,0267	0,022	0,0223
QB	-3,830***	-3,969***	-3,431***	-3,531***	-3,512***	-3,636***
	0,373	0,371	0,27	0,275	0,222	0,223
$\varphi(d)=1/d$	-908,0***		-1189,8***		-1069,8***	
	21,33		14,41		11,98	
$\varphi(d)=1/d^2$		-563570,8***		-659899,9***		-615858,2***
		12481,9		9559,1		7518,4
QY	0,069	0,0252	-1,929***	-2,110***	-1,212***	-1,365***
	0,126	0,127	0,0843	0,0859	0,07	0,0709
QY ²	1,422***	1,205***	3,788***	3,552***	2,887***	2,693***
	0,137	0,14	0,103	0,105	0,0815	0,0833
QI	0,157**	0,243***	0,00735	0,179***	0,0715	0,208***
	0,0581	0,0571	0,0538	0,0534	0,0404	0,0399
BE	1,149***	0,897***	0,110	-0,216	0,370**	0,0682
	0,235	0,232	0,151	0,153	0,128	0,128
costante	7,937***	7,933***	8,664***	8,647***	8,214***	8,196***
	0,112	0,111	0,0847	0,086	0,0678	0,0681
N	15819	15819	26698	26698	42517	42517
adj. R ²	0,192	0,195	0,273	0,239	0,229	0,211

Errori standard tra parentesi. Gli effetti fissi di anno sono presenti in tutte e tre le specificazioni, ma le stime dei rispettivi coefficienti non sono mostrate. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tutti i segni delle variabili sono conformi ai risultati trovati nella letteratura citata nella sezione 2, studi che, nella totalità dei casi, prendono in esame altri paesi. Per il caso italiano non esistono risultati con cui effettuare un confronto diretto. L'unico studio che utilizza i dati sulle rimesse in uscita dall'Italia con disaggregazione provinciale nell'ambito di un modello gravitazionale (Bettin et al., 2014) consente termini di confronto solo parziali in quanto, oltre ad avere una diversa specificazione, tale modello si avvale di un set di variabili non del tutto corrispondente²⁶.

Il coefficiente del logaritmo dello stock di residenti stranieri ln(P) è negativo ma significativo solo nella seconda specificazione. Il segno negativo indica che comunità di maggiori dimensioni, a parità di altre condizioni, inviano rimesse di minore importo pro capite. Ciò è verosimilmente collegato al fatto che le comunità di maggiori dimensioni sono generalmente più antiche (l'accrescimento richiede tempo) e quindi in esse è maggiore l'incidenza di immigrati di vecchia generazione rispetto alle comunità più piccole e presenti da minore tempo. Poiché le rimesse sono di norma concentrate nei primi anni successivi all'arrivo del lavoratore straniero nel paese ospitante (cfr. Docquier e

²⁶ Il modello di Bettin et al (2014), che si focalizza sull'impatto che shock economici avversi hanno sulla dinamica delle rimesse, ha come variabile dipendente il flusso aggregato di rimesse (e non la media pro capite) e come variabili indipendenti la variazione del Pil pro capite, sia nella provincia di origine sia nel paese ricevente, un indicatore del ciclo economico (output gap), il trend di crescita del Pil pro capite, stock di migranti e variazione dello stesso, variabili dicotomiche di controllo per disastri naturali nel paese ricevente e per rilevanti e brusche cadute della ragione di scambio, distanza geografica, popolazione complessiva della provincia e del paese ricevente.

Rapoport 2005), ne deriva che le comunità più antiche (più grandi) inviano, a parità di altre condizioni, rimesse pro capite inferiori.

L'indicatore di equilibrio di genere (SR), che per costruzione varia fra zero e uno al crescere della disparità nella ripartizione tra uomini e donne nella popolazione straniera²⁷, influenza positivamente le rimesse pro capite. Maggiore l'indicatore, più forte è lo squilibrio tra i sessi; maggiore lo squilibrio tra i sessi, meno diffusi sono i nuclei familiari completi all'interno della comunità straniera: dove sono presenti nuclei familiari completi, infatti, si osserva una ripartizione più equilibrata tra uomini e donne; poiché la presenza di nuclei familiari completi è a sua volta associata a una minore esigenza di inviare denaro nel paese di origine, comunità caratterizzate da una ripartizione più equilibrata tra uomini e donne sono, a parità di tutte le altre condizioni, associate a rimesse pro capite meno elevate.

La percentuale di stranieri minori di diciotto anni (QB) è una variabile sempre significativa con segno negativo: comunità straniere con una quota maggiore di minori, verosimilmente caratterizzate da una maggiore presenza di famiglie, sono associate a rimesse pro capite più basse, per ragioni analoghe a quelle richiamate al punto precedente.

Il coefficiente del rapporto tra reddito pro capite del paese ricevente e quello della provincia di residenza del migrante (QY) ha, secondo le attese, segno negativo: un aumento (una contrazione) del rapporto è associato a una riduzione (un incremento) della remessa pro capite inviata. Il rapporto QY può aumentare (diminuire) sia per un incremento (decremento) del numeratore, cioè del pil pro capite del paese beneficiario, sia per una riduzione (espansione) del denominatore, cioè del pil pro capite italiano. Mentre nella seconda parte del periodo in esame, caratterizzata da una maggiore variabilità del rapporto (il pil italiano si è contratto in un anno su due²⁸), la relazione è significativa e mostra il segno atteso, nella prima parte del periodo il coefficiente associato è quasi nullo e non significativo. La relazione tra livello del reddito del paese ricevente e livello della remessa pro capite è inversa (elasticità negativa),²⁹ ma la significatività e il segno del coefficiente della stessa variabile QY al quadrato (QY²) indicano che la relazione sottostante è non lineare; infatti, per livelli di reddito del paese ricevente sufficientemente bassi, il segno dell'elasticità può invertirsi, ovvero l'effetto sostituzione può prevalere sull'effetto reddito: in un paese estremamente povero i risparmi del lavoratore straniero in Italia hanno un potere d'acquisto talmente elevato da indurre il migrante a inviare una minore quota del suo reddito (effetto sostituzione) rispetto a quanto uno straniero con lo stesso reddito invia in un paese con un costo della vita superiore.

L'indice d'imprenditorialità (QI), definito come rapporto tra il numero di titolari stranieri d'impresa individuale nella provincia e la popolazione della corrispondente nazionalità residente nella stessa provincia, contribuisce positivamente alla determinazione della remessa pro capite media. Poiché questa variabile è collegata al tipo di occupazione prevalente nella comunità straniera (lavoro autonomo contro lavoro dipendente), essa agisce come una proxy della capacità reddituale (per la quale non sono invece disponibili dati affidabili) da cui dipende direttamente la capacità di remessa (segno positivo).

Il tasso di irregolarità del lavoro (BE) è una variabile di controllo significativa solo nella prima parte del periodo in esame. Questa variabile non è riferita esclusivamente all'irregolarità delle condizioni di impiego degli immigrati, ma a quelle dell'intera forza lavoro locale (vedi nota 16); il

²⁷ Vedasi nota 15 per la definizione di SB.

²⁸ Il prodotto interno lordo italiano si è contratto, in termini nominali, nel 2009, nel 2012 e nel 2013.

²⁹ Ricordiamo che sono state scartate le osservazioni con $QY > 100$, ossia le destinazioni con reddito più elevato di quello italiano.

segno positivo indica che una maggiore incidenza del lavoro irregolare è associata a una rimessa pro capite osservata più elevata inviata dagli immigrati presenti in quella regione. Questo risultato può destare sorpresa. In realtà il risultato riflette il fatto che, per costruzione, l'indicatore tende a essere più elevato laddove è maggiore la presenza di immigrati irregolari (e quindi non rilevati nelle statistiche ufficiali); una maggiore presenza di stranieri irregolari comporta un aumento del numeratore della variabile dipendente (totale rimesse inviate) senza proporzionale correzione del denominatore (poiché gli immigrati irregolari non sono censiti, la popolazione straniera ufficialmente residente nella provincia non varia) e quindi un aumento della rimessa pro capite. Questo dato contribuisce a spiegare perché nelle unità territoriali caratterizzate da una maggiore incidenza del lavoro irregolare, come molte province del Mezzogiorno d'Italia, si rilevino rimesse pro capite più elevate della media nazionale.

I coefficienti γ della variabile $\varphi(d)$ sono interpretati richiamando la formula (13), che mostra che il flusso totale di rimesse è ottenibile come prodotto tra il flusso osservato e un coefficiente di correzione dato da $e^{-\gamma\varphi(d)}$; si noti che il coefficiente di correzione dipende da due parametri, γ la cui stima è contestuale a quella di tutti gli altri parametri del modello ed è unica per tutto il campione, e d , che è dato ex ante per ogni paese di destinazione:

$$\text{coefficiente di correzione} = e^{(-\gamma/d^z)}, \text{ con } z \in [1,2]$$

$$\text{rimesse "vere"} = \text{coefficiente di correzione} \times \text{rimesse osservate}$$

Nel caso di un paese distante 2000 km, le stime effettuate (vedi tav. 4) implicano un fattore di espansione pari a circa il 70 per cento nel caso in cui $\varphi(d)$ sia specificata come inverso della distanza e a circa il 15 per cento nel caso in cui $\varphi(d)$ sia specificata come l'inverso del quadrato della distanza.

La tavola 5 riporta i risultati, aggregati per anno, delle rimesse totali calcolate come somma di quelle registrate dai dati ufficiali e di quelle informali, stimate con entrambi i modelli:

Tavola 5. Stima del flusso di rimesse comprensivo della componente informale.

(Importi in milioni di euro e in percentuale)

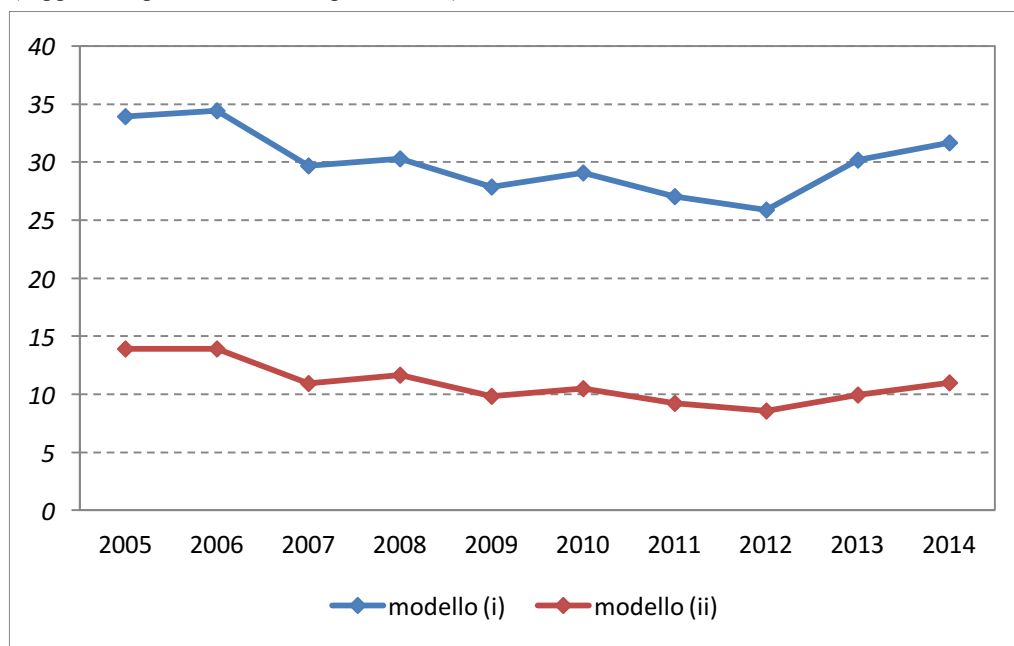
anno	Rimesse ufficiali	Rimesse informali $\phi(d)=1/d$	Rimesse informali $\phi(d)=1/d^2$	Flusso "totale" $\phi(d)=1/d$	Flusso "totale" $\phi(d)=1/d^2$	Quota di informale (i)	Quota di informale (ii)
2005	3901	2026	635	5927	4536	34,2	14,0
2006	4529	2404	736	6933	5265	34,7	14,0
2007	6044	2578	748	8622	6792	29,9	11,0
2008	6377	2801	845	9178	7222	30,5	11,7
2009	6748	2633	741	9381	7489	28,1	9,9
2010	6572	2725	777	9297	7349	29,3	10,6
2011	7394	2771	758	10165	8152	27,3	9,3
2012	6833	2420	647	9253	7480	26,2	8,6
2013	5546	2428	617	7974	6163	30,4	10,0
2014	5334	2510	665	7844	5999	32,0	11,1

Il secondo modello conduce a stime molto più contenute della componente informale; il motivo è nella forma funzionale attribuita a $\varphi(d)$: il coefficiente di espansione in questo caso decade in modo inversamente proporzionale al quadrato della distanza, convergendo più rapidamente al valore unitario. Questo modello sembra anche adattarsi meglio ai dati e consente di pervenire a stime significative per tutti i coefficienti (tav. 4). Secondo queste stime, le rimesse informali ammonterebbero a circa 700 milioni di euro all'anno e sarebbero dirette per il 75 per cento nei

quattro maggiori paesi per numero di immigrati e per vicinanza geografica all'Italia: Romania, Albania, Tunisia e Marocco. Il peso del canale informale sul totale dei deflussi sarebbe diminuito dal 14 all' 11 per cento circa tra il 2005 e il 2014. Entrambi i modelli concordano comunque nell'indicare una complessiva riduzione dei flussi informali tra il 2005 e il 2012 (ultime due colonne della tavola 5 e figura 3), con un possibile inversione del trend nell'ultimo biennio³⁰.

Figura 3. Rapporto tra rimesse informali e totale dei flussi in uscita, secondo il modello 1 e il modello 2.

(rapporto espresso in termini percentuali)



Fonte: elaborazioni degli autori.

La riduzione del peso del canale informale potrebbe essere in primo luogo collegata agli effetti delle politiche di contenimento dei costi del trasferimento di denaro tramite gli operatori ufficiali (promosse a seguito del summit di Guadalajara nel 2004 e poi rafforzate con il G8 dell'Aquila nel 2009) e potrebbe essere interpretata come una evidenza indiretta del successo di tali iniziative. In secondo luogo, essa è plausibilmente connessa al naturale processo di integrazione della comunità straniera residente in Italia; l'inclusione finanziaria dei lavoratori stranieri progredisce nel tempo e, a parità di altre condizioni, è ragionevole attendersi una graduale "emersione" dei flussi informali al crescere dell'età media delle comunità straniere presenti sul territorio.

Conclusioni

Le rimesse degli emigrati sono una fonte di finanziamento importante per un grande numero di paesi in via di sviluppo. Allo stesso tempo una corretta rilevazione dei flussi di rimesse in uscita è una priorità anche per i paesi avanzati, sia per una valutazione non distorta di interventi di policy sia per una corretta compilazione della bilancia dei pagamenti nazionale. I lavori che affrontano il tema della quantificazione dei flussi che transitano attraverso i canali informali che non sono rilevati dalle statistiche ufficiali sono relativamente pochi e sono sempre incentrati sulla dimensione della popolazione straniera residente. Partendo dalla constatazione dell'esistenza di una relazione empirica positiva tra rimessa media pro capite inviata dall'Italia e distanza geografica del paese

³⁰ A questo proposito occorre ricordare che i dati pre 2011 di fonte Istat utilizzati in questo studio non sono ricostruiti sulla base del censimento del 2011. Il salto di serie potrebbe influire sulla dinamica delle stime.

ricevente e sfruttando l'ampio dettaglio con cui la Banca d'Italia rende disponibili i dati sulle rimesse in uscita, questo lavoro sviluppa una metodologia nuova per pervenire a una stima dei flussi informali non osservati.

Il lavoro dapprima analizza i fattori che determinano le rimesse pro capite inviate dal nostro paese. Queste ultime risultano negativamente correlate con la ripartizione per genere all'interno della comunità del migrante (maggiore il bilanciamento tra i sessi, minori sono le rimesse, verosimilmente per la maggiore incidenza di famiglie complete all'interno della comunità) e con la quota di minori nella popolazione (anche questa grandezza è correlata alla presenza di nuclei familiari completi), mentre appaiono positivamente influenzate dal differenziale di reddito tra l'Italia e il paese ricevente e dall'indice di imprenditorialità della comunità straniera.

La parte di varianza non spiegata da questi fattori ma spiegata invece dalla distanza geografica viene utilizzata, in base alla metodologia proposta, per pervenire a una stima dei flussi di rimesse che transitano attraverso il canale informale; a seconda della specificazione del modello, tali flussi sono tra il 15 e il 45 per cento delle rimesse "visibili", ovvero tra il 10 e il 30 per cento di quelle complessive.

Secondo il modello più conservativo circa 700 milioni di euro all'anno sarebbero inviati all'estero dagli stranieri residenti in Italia attraverso canali informali; secondo lo stesso modello, il peso dei flussi invisibili risulterebbe diminuito di circa il 20 per cento nell'arco dell'ultimo decennio. Ciò è probabilmente dovuto da un lato alle politiche di abbattimento del costo dell'invio di denaro tramite intermediari ufficiali e, dall'altro, al naturale processo di integrazione dei migranti all'interno della comunità economica del paese ospitante, di cui l'inclusione finanziaria è uno degli aspetti principali.

Bibliografia

- Beck T. e M. S. Martinez Peria (2010): "What explains the cost of remittances? An examination across 119 country corridors", World Bank Working Paper.
- Bettin, G., A. Presbitero e N. Spatafora (2014): "Remittances and Vulnerability in Developing Countries", International Monetary Fund Working Paper.
- Brandolini A. e M. Bugamelli (2005): "Divari di reddito", *Equilibri*, anno IX n. 3.
- Docquier F. e H. Rapoport (2005): "The Economics of Migrants' Remittances", IZA Discussion Paper n. 1531.
- El Qorchi, 2002, Hawala, in *Finance & Development*, Vol. 39, n.4.
- European Commission (2004), "EU survey on workers' remittances from the EU to third countries – Summary Report", ECFIN/235/04-EN, Brussels 28 April 2004.
- Freund, C. e N. Spatafora (2005): "Remittances: Transaction Costs, Determinants, and Informal Flows", World Bank Policy Research Working Paper 3704, Washington D.C., 2005
- Kosse A. e R. Vermuelen (2014): "Migrants' choice of remittance channel: do general payment habits play a role?", ECB Working Paper Series.
- Le Goff M. e S. Salomone (2015): "Remittances and the Changing Composition of Migration", *The World Economy*.
- Mayer T. e S. Zignago (2011): "Notes on CEPII Distances Measures: The GeoDist Database", CEPII Working Paper n. 25-2011.
- Orozco, M. (2003): "Worker remittances: an international comparison", Working Paper commissioned by the Multilateral Investment Fund of the Inter- American Development Bank.
- Ratha D. e W. Shaw (2007): "South-South migration and remittances", World Bank Working Paper n. 102.
- Ruiz I. e C. Vargas-Silva (2009), "To send or not to send: that's the question. A review of the literature on workers' remittances". *Journal of Business Strategies*.
- Ruiz I. e C. Vargas-Silva (2010), "Another consequence of the economic crisis: a decrease in migrants' remittances". *Applied Financial Economics*.
- Sander C. (2004), "Capturing a market share? Migrant remittance and money transfer as a microfinance service in Sub-Saharan Africa". *Small Enterprise Development*.
- Schiopu I. e N. Siegfried (2006): "Determinants of workers' remittances: evidence from the European Neighboring Region", European Central Bank Working Paper n. 688.
- Tenés, "Workers Remittances in the Spanish Balance of Payments", in *Banco de Espana Economic Bulletin*, July 2006.

Appendice statistica

Tavola A1. Ripartizione geografica delle rimesse in uscita dall'Italia

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Europa Occidentale	5,3	4,7	4,2	3,7	3,6	3,6	3,0	2,8	3,1	3,3
Europa Orientale	28,9	28,6	22,0	22,2	20,9	23,1	21,2	20,9	26,7	28,4
Nord Africa e V.O.	8,7	9,2	8,4	7,9	6,4	6,3	5,6	4,9	6,1	6,6
Africa Sub-sahar.	7,7	8,1	7,4	7,3	6,5	6,6	6,2	6,0	8,0	8,9
Asia	33,4	33,0	45,9	46,3	49,5	47,3	51,9	53,8	41,9	38,7
America Centro-merid.	15,0	15,7	11,6	12,1	12,7	12,5	11,7	11,1	12,9	13,3
America Settentr.	0,9	0,6	0,4	0,4	0,4	0,4	0,3	0,4	0,5	0,6
Resto del Mondo	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,9	0,1
Totale	3901	4528	6039	6377	6748	6572	7394	6833	5546	5333

Fonte: Banca d'Italia. Totale in milioni di euro; ripartizioni geografiche in valori percentuali.

Tavola A2. Ripartizione territoriale delle rimesse in uscita dall'Italia

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Nord	44,0	45,6	42,3	42,2	40,4	43,2	42,5	41,4	46,7	48,2
Centro	41,2	37,4	43,1	43,8	44,0	40,3	40,7	40,9	33,1	32,8
Sud	13,1	14,9	12,8	12,9	14,1	15,3	15,8	16,8	18,2	17,7
Dati non rip.	1,6	2,1	1,8	1,1	1,5	1,2	1,0	0,9	2,0	1,3
Totale	3901	4528	6039	6377	6748	6572	7394	6833	5546	5333

Fonte: Banca d'Italia. Totale in milioni di euro; ripartizioni geografiche in valori percentuali.