

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Le rimesse dei lavoratori emigrati
e le crisi di conto corrente**

di M. Bugamelli e F. Paternò



Numero 573 - Gennaio 2006

La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all’interno della Banca d’Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l’Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.

*Comitato di redazione: GIORGIO GOBBI, MARCELLO BOFONDI, MICHELE CAIVANO, ANDREA AMORGESE, MARCELLO PERICOLI, MASSIMO SBRACIA, ALESSANDRO SECCHI, PIETRO TOMMASINO, FABRIZIO VENDITTI.
Segreteria: ROBERTO MARANO, ALESSANDRA PICCININI.*

LE RIMESSE DEI LAVORATORI EMIGRATI E LE CRISI DI CONTO CORRENTE

di Matteo Bugamelli e Francesco Paternò*

Sommario

Il lavoro, traendo spunto dalla letteratura relativa alle crisi finanziarie nelle economie emergenti e in via di sviluppo e da quella relativa agli effetti delle migrazioni internazionali, mira a verificare se i crescenti flussi di rimesse dei lavoratori emigrati possano contribuire a ridurre la probabilità di improvvise crisi del conto corrente della bilancia dei pagamenti (*current account reversal*). L'intuizione che sottende l'indagine empirica è fondata sulla maggiore stabilità e la minore ciclicità delle rimesse rispetto ad altri flussi di capitale privato: queste proprietà, unitamente al fatto che le rimesse rappresentano afflussi di valuta estera a basso costo, potrebbero ridurre la probabilità che gli investitori esteri rifuggano improvvisamente da economie emergenti o in via di sviluppo, inducendo in tal modo un *current account reversal*. L'analisi empirica conferma questa ipotesi: un livello elevato delle rimesse, in percentuale del PIL, rende meno stringente la relazione tra uno stock decrescente di riserve internazionali (misurate in rapporto al PIL) e una più elevata probabilità di *current account reversal*. Analogamente, anche se i risultati sono meno netti, le rimesse riducono la probabilità di un *current account reversal* associato a un aumento dello stock di debito estero (sempre misurato in rapporto al PIL). Dai risultati emerge anche la presenza di un effetto soglia: i meccanismi appena descritti sono, infatti, molto più forti quando il livello delle rimesse supera il 3 per cento del PIL.

Classificazione JEL: F32, F36, J61, O1.

Parole chiave: crisi finanziarie, *current account reversal*, rimesse dei lavoratori emigrati.

Abstract

This paper combines the literature on financial crises with that on international migrations by investigating whether the increasingly large flows of workers' remittances can help reduce the probability of current account reversals. The rationale for this stands in the great stability and low cyclicalities of remittances as compared to other private capital flows: these properties, combined with the fact that remittances are cheap inflows of foreign currencies, might reduce the probability that external financing gets restrained triggering a sharp current account adjustment. We find that remittances can indeed have such a beneficial effect. In particular, we show that a high level of remittances, as a ratio of GDP, makes the relationship between a decreasing stock of international reserves (over GDP) and a higher probability of current account reversals less stringent. The same occurs, though less neatly, for the positive relationship between an increasing stock of external debt (over GDP) and the probability of reversals. Our results point also to a threshold effect of remittances: the mechanism just described is, in fact, much stronger when remittances are above 3 percent of GDP.

* Banca d'Italia, Servizio Studi.

Indice

1. Introduzione	9
2. La letteratura	12
3. Dati ed evidenze descrittive	15
4. La specificazione empirica	21
5. <i>Current account reversal</i> : regressioni base	25
6. <i>Current account reversal</i> e rimesse dei lavoratori emigrati	26
6.1 Robustezza: variabili omesse	29
6.2 Robustezza: endogeneità delle rimesse	31
6.3 Robustezza: misura del <i>current account reversal</i>	33
7. Conclusioni	34
Tavole e figure	36
Riferimenti bibliografici	59

1. Introduzione¹

In linea con i recenti intensi flussi migratori dai paesi emergenti e in via di sviluppo a quelli avanzati, i trasferimenti di fondi da parte degli emigrati verso i paesi di origine hanno acquisito una rilevanza crescente. Secondo l’FMI (2005), questi trasferimenti si sono quintuplicati tra il 1980 e il 2003 raggiungendo un ammontare pari a 91 miliardi di dollari, equivalente all’1,6 per cento del PIL complessivo di questi paesi²: attualmente essi costituiscono per dimensione la seconda fonte di finanziamento esterno per i mercati emergenti e i paesi in via di sviluppo, dopo gli investimenti diretti esteri.

La crescente attenzione che gli economisti e i *policy-maker* stanno rivolgendo ai trasferimenti degli emigrati è da attribuire non solo alla loro dimensione, ma anche alle loro caratteristiche. In particolare, come messo nuovamente in evidenza dall’FMI (2005), essi sono molto più stabili e meno ciclici rispetto ad altri afflussi di capitale. Tali caratteristiche sono ragionevolmente imputabili al maggior peso che motivazioni altruistiche hanno nelle decisioni degli emigrati di inviare risorse nel paese di origine rispetto alle determinanti che solitamente guidano altri capitali privati. A ciò si aggiunga che i trasferimenti di fondi degli emigrati, tipicamente denominati in valuta estera, sono utilizzabili per il rimborso del debito estero, di cui tra l’altro non accrescono né la dimensione né il costo del servizio.

In virtù di queste proprietà, è ragionevole domandarsi se le rimesse dei lavoratori, di gran lunga la principale componente del complesso dei fondi trasferiti nei paesi di origine da coloro che sono emigrati, possano contribuire a ridurre la probabilità di crisi finanziarie nel paese che le riceve. Questo è il campo di indagine del presente lavoro, che, per quanto è a nostra conoscenza, non risulta ancora esplorato nella letteratura empirica, che ha finora

¹ Gli autori ringraziano Gianluca Benigno, Paola Caselli, Andrea Finicelli, Giorgio Gobbi, Maurice Schiff, Roberto Rinaldi per gli utili commenti. Siamo grati anche ai partecipanti ai seminari del X Meeting annuale della Latin American and Caribbean Economic Association (Parigi, 27-29 ottobre 2005) e del Third Workshop on Emerging Markets (Madrid, 24-25 novembre 2005). Si intende che gli autori rimangono gli unici responsabili di errori e inesattezze. Le opinioni espresse in questo lavoro riflettono soltanto quelle degli autori e non coinvolgono in alcun modo la Banca d’Italia. E-mail: matteo.bugamelli@bancaditalia.it; francesco.paterno@bancaditalia.it

² Queste cifre costituiscono verosimilmente una sottostima del fenomeno a causa dell’esistenza di flussi attuati tramite canali diversi dal sistema bancario e da altri intermediari ufficiali, che rappresentano spesso la sola fonte delle statistiche ufficiali.

rivolto principalmente l'attenzione alla potenziale influenza delle rimesse sulla crescita e sulla povertà.

La letteratura sulle crisi finanziarie è invece molto sviluppata. Come rilevato da Calvo, Izquierdo e Mejía (2004), le crisi finanziarie possono essere definite e identificate in vari modi. La gran parte della ricerca empirica si è dedicata alle crisi valutarie (Frankel e Rose, 1996; Kaminsky e Reinhart, 1999; Edwards, 2001; Arteta, 2003), cioè ampi deprezzamenti nominali delle valute. Più recentemente, l'attenzione si è spostata sui *current account reversal* (Edwards, 2004a e 2004b; Milesi-Ferretti e Razin, 1998 e 2000), ovvero sulle crisi del conto corrente della bilancia dei pagamenti. Sospinti dall'ondata delle recenti crisi finanziarie asiatiche, alcuni autori (Calvo, 2003; Calvo, Izquierdo e Talvi, 2003; Calvo, Izquierdo e Mejía, 2004; Frankel e Cavallo, 2004) hanno spostato l'attenzione sui casi di improvvise riduzioni (o perfino inversioni) degli afflussi netti di capitale privato estero (*sudden stops*).

Questo lavoro si concentra sui *current account reversal*, intesi come drastici aggiustamenti di un disavanzo del conto corrente della bilancia dei pagamenti, aggiungendo le rimesse dei lavoratori emigrati tra le variabili esplicative utilizzate nei lavori di Edwards, Milesi-Ferretti e Razin. L'analisi ci consente dapprima di confermare i risultati della letteratura precedente: la probabilità di un *current account reversal* in un dato anno è positivamente correlata con lo stock del debito estero e con il livello del disavanzo del conto corrente, ed è negativamente correlata con lo stock delle riserve ufficiali, tutte variabili relative all'anno precedente ed espresse in rapporto al PIL. Si noti che poiché le nostre specificazioni empiriche comprendono sempre effetti fissi di paese, l'interpretazione appropriata dei nostri risultati è che la probabilità di crisi di conto corrente aumenta al crescere dello stock di debito estero e del disavanzo del conto corrente, e al ridursi dello stock delle riserve ufficiali.

L'introduzione di effetti fissi di paese, necessari per tener conto di caratteristiche non osservabili e invariabili nel tempo, ha un'altra importante conseguenza sulla specificazione dell'equazione stimata. Infatti, poiché le rimesse dei lavoratori sono caratterizzate principalmente da una consistente variabilità tra paesi, una volta che si tenga conto di un fattore comune di crescita nel tempo, l'introduzione di effetti fissi non consente di verificare l'esistenza di un effetto diretto delle rimesse sulla probabilità di *current account reversal*.

Pertanto, abbiamo modificato la specificazione empirica à la Edwards interagendo le rimesse dei lavoratori emigrati separatamente con le riserve ufficiali e lo stock del debito estero, ossia con le uniche variabili che risultano significative nella specificazione di base.

La nostra analisi rileva che le rimesse dei lavoratori emigrati influiscono positivamente sulla stabilità finanziaria nei mercati emergenti e nelle economie in via di sviluppo, dando luogo a una riduzione della probabilità di *current account reversal*. Più precisamente, questo effetto si manifesta nel modo seguente: l'influenza positiva che una riduzione delle riserve valutarie o un incremento del debito estero esercitano sulla probabilità di *current account reversal* diminuisce all'aumentare del livello delle rimesse dei lavoratori. Questo risultato acquisisce ulteriore rilevanza alla luce della correlazione negativa tra *current account reversal* e crescita riscontrata da Razin e Rubinstein (2004).

Una razionalizzazione dei nostri risultati non appare difficile. Per esempio, un *current account reversal* in un dato paese potrebbe essere innescato da un'improvvisa interruzione degli afflussi di capitale dall'estero; tale interruzione potrebbe a sua volta scaturire da un calo di fiducia degli investitori esteri a fronte di un incremento dell'esposizione verso l'estero del paese (riserve ufficiali in declino, debito estero in aumento). In questo caso, un elevato livello di rimesse, stabili e acicliche, potrebbe rendere meno preoccupante agli occhi degli investitori esteri un dato peggioramento dei fondamentali.

Emerge poi che l'effetto delle rimesse dei lavoratori in termini di stabilità finanziaria diviene molto più forte ed evidente, quando esse si collocano al di sopra del 3-4 per cento del PIL. Si noti poi che i nostri risultati permangono anche qualora si utilizzino differenti definizioni di *current account reversal* e differenti misurazioni delle rimesse; sono inoltre robusti a differenti ipotesi sulla distribuzione dell'errore statistico. La potenziale endogenità delle rimesse, di cui teniamo conto, non condiziona i risultati.

Il lavoro è organizzato nel modo seguente. Il paragrafo successivo è dedicato a una revisione critica della letteratura sulle rimesse e sui *current account reversal*. Nel terzo paragrafo presentiamo i dati e una dettagliata analisi descrittiva delle rimesse dei lavoratori e dei *current account reversal*. Il quarto paragrafo introduce la nostra specificazione empirica, mentre i risultati di base sono illustrati nel quinto. Il legame tra le rimesse dei lavoratori e la probabilità di *current account reversal* viene analizzato nel sesto paragrafo che presenta

anche un'ampia serie di esercizi di robustezza. Considerazioni conclusive e potenziali sviluppi della ricerca sono presentati nell'ultimo paragrafo.

2. La letteratura

Non ci risulta che l'eventuale esistenza di un legame tra rimesse dei lavoratori emigrati e *current account reversal* sia stata oggetto di precedenti analisi.

Mentre in letteratura si è sviluppata un'ampia analisi teorica sulle conseguenze economiche delle rimesse per i paesi beneficiari³, gli studi empirici si trovano tuttora in una fase iniziale e si sono principalmente concentrati su crescita, ineguaglianza e povertà, tralasciando, in larga misura, l'esame della stabilità macroeconomica.

Facendo assegnamento sull'idea che le rimesse potrebbero consentire un allentamento dei vincoli finanziari e favorire gli investimenti, alcuni studiosi hanno elaborato regressioni di crescita *cross-country*. I risultati sono ambigui: Faini (2002, 2004) riscontra una relazione positiva, ma non molto robusta, tra crescita e rimesse, mentre Chami, Fullenkamp e Jahjah (2003) rilevano una relazione negativa; utilizzando variabili strumentali per tener conto della potenziale endogeneità delle rimesse, l'FMI (2005) non rileva alcuna relazione statisticamente significativa. Il meccanismo tramite cui le rimesse possono influire positivamente sulla crescita può esser meglio delineato in studi micro-econometrici fondati sui dati delle singole famiglie. Facendo uso di dati disaggregati a livello di famiglie, recenti e accurati lavori empirici – vedi Lopez Cordova e Olmedo (2005a) per un'esauriente rassegna – concludono in favore di un effetto positivo delle rimesse sull'istruzione e sull'attitudine imprenditoriale⁴.

Le rimesse potrebbero altresì finanziare i consumi primari. A questo proposito, Adams e Page (2003), Adams (2004), Esquivel e Huerta-Pineda (2005), Lopez Cordova (2005) e

³ Docquier e Rapoport (2005) offrono una chiara ed esauriente rassegna di questi studi.

⁴ McCormick e Wahba (2001) sull'imprenditorialità in Egitto; Dustmann e Kirchkamp (2002) sull'imprenditorialità in Turchia; Cox Edwards e Ureta (2003) sull'istruzione in El Salvador; Hanson e Woodruff (2003) sull'istruzione in Messico; Woodruff e Zenteno (2004) sull'imprenditorialità in Messico; Adams (2005) individua un effetto positivo sull'istruzione e sugli investimenti immobiliari in Guatemala; Yang (2005) sull'istruzione e sull'imprenditorialità nelle Filippine.

FMI (2005) mostrano che le rimesse contribuiscono in effetti a ridurre la povertà. Le rimesse possono inoltre contribuire a migliorare le condizioni di salute (Amuedo-Dorantes e Pozo, 2004a; Hildebrandt e McKenzie, 2004; Dureya et al., 2005; Lopez Cordova, 2005).

Il primo tentativo volto a stabilire un legame tra rimesse e volatilità appare nello studio dell’FMI (2005), dove si rileva una minore volatilità del prodotto, del consumo e degli investimenti nei paesi con più elevati afflussi di rimesse. Amuedo-Dorantes e Pozo (2004b) documentano che le rimesse possono indurre un apprezzamento del tasso di cambio in termini reali; in seguito a questa perdita di competitività, le esportazioni potrebbero diminuire (Lopez Cordova e Olmedo, 2005b).

Nella letteratura sui *current account reversal*, i principali studi sono quelli di Edwards (2004a, 2004b) e Milesi-Ferretti e Razin (1998, 2000; MFR, d’ora innanzi) che esaminano i fattori, differenziati per paese, che influiscono sulla probabilità di *current account reversal*. Per quanto riguarda l’analisi econometrica, Edwards e MFR si differenziano nella definizione del *current account reversal* e nella scelta delle variabili esplicative, mentre li accomuna l’utilizzo di un modello probit multivariato applicato a un campione di mercati emergenti ed economie in via di sviluppo.

Secondo MFR (2000), “[...] *the definition of reversal events ... want[s] to capture large and persistent improvements in the current account balance, that go beyond short-run current account fluctuations as a result of consumption smoothing*”. Pertanto MFR fissano tre requisiti: i) la riduzione media del deficit del conto corrente nel corso del triennio successivo al *current account reversal* rispetto al triennio che lo precede deve essere almeno pari al 3 o al 5 per cento del PIL; ii) il più ampio dei disavanzi registrati dopo il *current account reversal* deve non eccedere il più contenuto dei disavanzi rilevati nel corso dei tre anni che lo precedono; iii) la riduzione del livello medio del disavanzo del conto corrente deve essere pari ad almeno un terzo. I criteri (i) e (ii) sono volti a escludere correzioni temporanee, mentre il criterio (iii) consente di escludere aggiustamenti proporzionalmente limitati, come spesso accade in presenza di disavanzi iniziali molto ampi (ad esempio, una riduzione del disavanzo dal 25 al 20 per cento del PIL).

Edwards (2004a) utilizza due definizioni di *current account reversal*. La prima è una riduzione del disavanzo del conto corrente pari ad almeno il 4 per cento del PIL nel corso di

un anno; la seconda innalza l'entità dell'aggiustamento al 6 per cento del PIL e amplia il periodo di aggiustamento da uno a tre anni. Edwards (2004b) focalizza l'analisi sulla prima definizione.

MFR (1998, 2000)⁵ condizionano la probabilità di *current account reversal* su un ampio insieme di variabili – alcune ritardate di un periodo, in quanto potenzialmente endogene, altre esogene e contemporanee – che dovrebbe rispecchiare il grado di sostenibilità di un dato disavanzo corrente. Le variabili ritardate sono: il rapporto tra il deficit del conto corrente e il PIL, il tasso di crescita dell'economia, il tasso di investimento, il livello del PIL pro capite, il tasso di cambio effettivo reale, il grado di apertura al commercio internazionale, il rapporto tra le riserve ufficiali e le importazioni, il rapporto fra i trasferimenti ufficiali e il PIL, il rapporto tra il debito estero e il PIL, il rapporto tra il debito agevolato e il debito complessivo, il rapporto tra il debito pubblico e il debito complessivo, il rapporto tra il credito e il PIL – che dovrebbe fornire informazioni sul grado di sviluppo finanziario –, il rapporto tra gli afflussi netti di investimenti diretti dall'estero e il PIL, il rapporto fra il debito a breve termine e il debito complessivo⁶. MFR includono tra le variabili esplicative anche il tasso d'interesse reale contemporaneo e ritardato negli Stati Uniti – che dovrebbe fornire informazioni sul livello del tasso d'interesse mondiale –, il tasso di crescita contemporaneo e ritardato nei paesi dell'OCSE, il livello delle ragioni di scambio e la loro variazione, rispettivamente, nel periodo precedente e in quello in cui avviene il *current account reversal*.

Sulla base di probit multivariati privi di effetti fissi di paese e di dummy temporali⁷, MFR trovano che la probabilità di un *current account reversal* è positivamente correlata con il disavanzo del conto corrente, negativamente con il rapporto tra le riserve ufficiali e le importazioni, il rapporto tra il debito agevolato e il debito complessivo e il rapporto tra i trasferimenti ufficiali e il PIL. Tra le variabili macroeconomiche, MFR rilevano che elevati

⁵ Nel lavoro del 1998, MFR utilizzano un campione di 86 paesi con reddito basso e medio per il periodo 1971-92. Nel lavoro successivo (2000) estendono il campione a 105 paesi con reddito basso e medio e allungano il periodo fino al 1994.

⁶ Il deficit fiscale non è stato incluso per la limitata disponibilità di dati.

⁷ Gli autori includono variabili dummy per i continenti e, sulla base di un test F, valutano di poter escludere variabili dummy temporali.

tassi d'interesse reali negli Stati Uniti accrescono la probabilità di *current account reversal*, innalzando il costo del finanziamento nei mercati meno sviluppati e riducendo gli afflussi di capitale verso gli stessi mercati.

Edwards (2004a, 2004b)⁸ adotta un approccio più parsimonioso e regredisce la probabilità di *current account reversal* sulle seguenti variabili ritardate: il rapporto tra il deficit del conto corrente e il PIL, il rapporto tra il debito estero e il PIL, il rapporto tra le riserve ufficiali e il PIL, il rapporto tra il debito estero a breve termine e il debito estero complessivo, il tasso di crescita del credito interno⁹. Dalle regressioni, che includono sempre effetti fissi di paese e dummy annuali, emerge un robusto effetto positivo del debito estero e del disavanzo corrente e un robusto effetto negativo delle riserve ufficiali.

3. Dati ed evidenze descrittive

In questo paragrafo presentiamo dettagliatamente i nostri dati relativi a rimesse e a *current account reversal*, fornendo nel contempo un'ampia gamma di evidenze descrittive. Le altre variabili utilizzate nell'analisi econometrica sono elencate e descritte nella tavola A1; l'esame delle evidenze statistiche sulla relazione tra alcune di queste variabili e i *current account reversal* è rinviato al paragrafo 4.

Prima di passare all'esame dei dati, è necessaria una premessa. La nostra analisi descrittiva è parallela a quella dell'FMI (2005), ma non costituisce un'inutile ripetizione per due motivi. In primo luogo, riteniamo che le nostre modalità di analisi dei dati possano offrire un utile contributo aggiuntivo: in particolare nel valutare l'evoluzione dei trasferimenti di fondi degli emigrati nel corso degli ultimi decenni, prestiamo particolare attenzione, a differenza dell'FMI, all'evoluzione, lungo lo stesso orizzonte temporale, della dimensione e della composizione del campione di paesi per cui si dispone di dati. In secondo

⁸ L'analisi descrittiva di Edwards si basa su un campione di paesi molto ampio (157) per il periodo 1970-2001. L'analisi econometrica è limitata alle economie emergenti e ai paesi con una popolazione superiore alle 500.000 unità e un reddito pro-capite superiore ai 500 dollari USA in PPA del 1985.

⁹ Edwards (2004a) include anche il rapporto tra il servizio del debito estero e le esportazioni, che risulta non significativo. Edwards (2004b) include una misura del grado di apertura finanziaria (la stima del relativo coefficiente è non significativa), una variabile dummy per l'incidenza dei *current account reversal* nella regione (la stima del relativo coefficiente è significativamente positiva), il logaritmo del livello iniziale del PIL pro-capite (la stima del relativo coefficiente è significativamente negativa).

luogo, poiché la nostra analisi econometrica si concentra sulle rimesse dei lavoratori emigrati, riteniamo opportuno verificare che le proprietà che, secondo l’FMI (2005), caratterizzano il complesso dei fondi trasferiti dagli emigrati riguardino anche la sola componente delle rimesse.

In conformità con quanto previsto dalla quinta edizione del *Balance of Payments Manual* elaborato dall’FMI (BPM5, 1993), gli afflussi di fondi che possono essere interpretati come trasferimenti messi in atto dagli emigrati possono ricadere in tre voci della bilancia dei pagamenti: i) le rimesse dei lavoratori emigrati, incluse tra i trasferimenti correnti nel conto corrente; ii) i redditi da lavoro, che costituiscono una componente dei redditi inclusa nel conto corrente; iii) i trasferimenti per espatrio o rimpatrio definitivo di emigranti, componente che rientra invece nell’ambito dei trasferimenti in conto capitale¹⁰. Il nostro campione, interamente estratto dalla base dati Balance of Payments Statistics dell’FMI, include tutti i dati disponibili per i singoli paesi per le tre voci suddette e altre variabili (la Tavola A1 riporta la fonte e la descrizione di tutte le variabili) nel periodo compreso tra il 1976 e il 2003¹¹. Escludendo i paesi avanzati e i paesi che nel 2002 avevano una popolazione inferiore alle 200.000 unità¹², il numero dei paesi emergenti e in via di sviluppo in esame si riduce a 95¹³.

¹⁰ Le rimesse dei lavoratori emigrati sono definite come trasferimenti correnti degli emigrati (termine con cui si fa riferimento a coloro che fanno il loro ingresso in un’economia dove permangono per un periodo effettivo, o atteso, pari almeno ad un anno) che sono occupati in nuove economie e lì considerati residenti. Le persone che lavorano e permangono in nuove economie per meno di un anno sono considerate non residenti e le loro transazioni sono invece classificate tra i redditi da lavoro. I trasferimenti per espatrio o rimpatrio definitivo di emigranti non sono transazioni tra due parti ma contropartite di flussi di beni e variazioni delle voci finanziarie che derivano dalla migrazione per espatrio o rimpatrio (FMI, BPM5).

¹¹ Abbiamo scelto di tralasciare le osservazioni relative agli anni che precedono il 1976 a causa della scarsa disponibilità di dati.

¹² Questa è una tipica procedura di selezione del campione nelle analisi *cross-country* volta a evitare che la dinamica, particolarmente volatile, delle variabili economiche nei piccoli paesi possa condizionare i risultati.

¹³ Albania, Algeria, Argentina, Armenia, Azerbaijan, Bangladesh, Barbados, Belarus, Belize, Benin, Bolivia, Bosnia-Herzegovina, Botswana, Brazil, Burkina Faso, Cambodia, Cameroon, Cape Verde, Chad, China, Colombia, Comoros, Republic of Congo, Costa Rica, Côte d’Ivoire, Croatia, Djibouti, Dominican Republic, Ecuador, Egypt, El Salvador, Estonia, Ethiopia, Gabon, Georgia, Ghana, Guatemala, Guinea, Guyana, Haiti, Honduras, Hungary, India, Indonesia, Jamaica, Jordan, Kazakhstan, Kyrgyz Republic, Latvia, Lesotho, Lithuania, Macedonia, Madagascar, Malawi, Maldives, Mali, Mauritania, Mexico, Moldova, Mongolia, Morocco, Mozambique, Namibia, Nepal, Nicaragua, Niger, Nigeria, Oman, Pakistan, Panama, Paraguay, Peru, Philippines, Poland, Romania, Russia, Rwanda, Senegal, Sierra Leone, Slovak Republic, Slovenia, Somalia, Sri Lanka, Sudan, Suriname, Thailand, Togo, Trinidad and Tobago, Tunisia, Turkey, Uganda, Ukraine, Vanuatu, Republic of Yemen, Zimbabwe.

Come messo in rilievo nell'introduzione, l'evidenza descrittiva deve concentrarsi su tre caratteristiche principali dei trasferimenti degli emigrati: le dimensioni elevate e crescenti, la volatilità ridotta e il basso grado di correlazione con il ciclo economico nel paese ricevente. Nell'analisi che segue, ci occupiamo soprattutto delle rimesse dei lavoratori emigrati, che rappresentano non soltanto la componente più consistente fra le tre, ma anche quella con la più ampia disponibilità di dati. Per una migliore valutazione delle suddette caratteristiche, compariamo le rimesse con gli afflussi di capitali dall'estero per investimenti diretti che, se si escludono le rimesse stesse, hanno sempre rappresentato per i paesi emergenti la voce più consistente e meno volatile tra i capitali privati (Lipsey, 1999).

Nel nostro campione, nel 2003 le rimesse dei lavoratori emigrati ammontavano a 65,2 miliardi di dollari, i redditi da lavoro a 18,3 miliardi e i trasferimenti per espatrio o rimpatrio definitivo di emigranti a 1,3 miliardi. Nel loro complesso, i trasferimenti di fondi verso i paesi di origine messi in atto dagli emigrati ammontavano a circa 85 miliardi di dollari¹⁴. Nello stesso anno, l'afflusso di investimenti diretti esteri verso lo stesso insieme di paesi per i quali sono disponibili i dati relativi alle rimesse dei lavoratori ammontava a 111,9 miliardi di dollari.

Negli ultimi 30 anni le rimesse dei lavoratori hanno registrato un continuo incremento, a partire da 3,6 miliardi di dollari nel 1976 (fig.1). Questo aumento riflette in parte un ampliamento dell'insieme dei paesi per i quali i dati relativi alle rimesse sono disponibili: 23 nel 1976, 47 alla fine degli anni ottanta, e 77 all'inizio del decennio in corso. Comunque, esso riflette anche un diffuso incremento dei flussi verso la maggior parte dei paesi per i quali sono disponibili lunghe serie temporali. Restringendo il campione a quei 33 paesi per cui nel periodo 1976-2003 sono disponibili almeno 20 osservazioni, il valore mediano delle rimesse, dopo avere oscillato attorno al 2,0 per cento del PIL sino ai primi anni novanta, ha da allora registrato un netto incremento raggiungendo il 4 per cento circa del PIL nel 2003.

Da un confronto tra l'evoluzione temporale delle rimesse dei lavoratori emigrati e quella degli afflussi netti di investimenti diretti dall'estero, operato dopo aver nuovamente

¹⁴ Questo dato deve essere messo a confronto con la stima di 91 miliardi di dollari riportata dall'FMI (2005), che ha compiuto uno speciale sforzo al fine di colmare le lacune nella base dati, facendo ricorso ad una raccolta straordinaria di informazioni presso i *country desk* e le autorità nazionali.

ristretto il campione alle osservazioni per cui sono disponibili entrambi i dati, emerge che l'ammontare delle rimesse risultava superiore a quello degli investimenti diretti fino al 1992 (fig. 2). Da allora, questi ultimi hanno acquisito una maggiore rilevanza, anche se il consistente divario emerso alla fine degli anni novanta si è ridotto all'inizio del decennio corrente. Si noti come per numerosi paesi (37 su 73 nel 2002), l'ammontare delle rimesse ecceda tuttora quello degli afflussi netti di investimenti diretti dall'estero.

I redditi da lavoro hanno registrato una dinamica analoga (fig. 3), aumentando da 0,3 miliardi di dollari nel 1976 (con una disponibilità di dati estesa a 21 paesi) a 4,6 miliardi nel 1990 (dati disponibili per 40 paesi), e ancora a 18,3 miliardi nel 2003 (dati disponibili per 56 paesi). I trasferimenti per espatrio o rimpatrio definitivo hanno sempre avuto un ruolo molto più limitato (fig. 4) e le relative rilevazioni riguardano tuttora un ristretto insieme di paesi emergenti (24 nel 2003)¹⁵.

Per quanto riguarda la volatilità, calcoliamo per ciascun paese il rapporto tra lo scarto quadratico medio e la media delle rimesse (misurate in percentuale del PIL); la misura sintetica di volatilità è data dalla media non ponderata di questi rapporti. La stessa procedura è applicata agli afflussi netti di investimenti diretti dall'estero, utilizzando per ciascun paese il valore assoluto della media. Le cifre riportate nella tavola 1a confermano che la volatilità delle rimesse è piuttosto bassa e, soprattutto, molto più bassa di quella degli investimenti diretti dall'estero. Essa registra un contenuto incremento se vengono esclusi i paesi con campioni più limitati. Per gli afflussi netti di investimenti diretti dall'estero, la stessa media non ponderata, calcolata con riferimento a un campione di 108 paesi emergenti, è pari a 2,08; dopo un restringimento del campione ai 91 paesi per i quali sono disponibili i dati relativi alle rimesse dei lavoratori, la stima della volatilità si riduce (1,87) ma rimane molto al di sopra del corrispondente valore per le rimesse (0,65).

La ciclicità è stata valutata calcolando la correlazione tra le rimesse dei lavoratori emigrati – misurate in rapporto al PIL – e la crescita del PIL pro-capite nel paese

¹⁵ La peculiare dinamica rilevata a partire dal 1994 riflette quasi interamente il dato relativo alla Russia.

destinatario¹⁶. Il livello della correlazione è pressoché nullo (0,03) e inferiore alla statistica corrispondente relativa agli investimenti diretti dall'estero (0,12).

Ci avviciniamo ora alla parte centrale della nostra analisi empirica analizzando il legame tra le rimesse dei lavoratori e i *current account reversal*. La base dati *Balance of Payments Statistics* dell'FMI è anche in questo caso la fonte dei dati sul conto corrente; il saldo del conto corrente è valutato in rapporto al PIL, a sua volta misurato in dollari correnti come riportato nella base dati *World Development Indicator* elaborata dalla Banca Mondiale.

La nostra definizione preferita di *current account reversal* al tempo t si basa sui tre seguenti requisiti: a) il saldo del conto corrente al tempo $t-1$ deve essere negativo; b) il saldo del conto corrente deve registrare un miglioramento pari ad almeno il 5 per cento del PIL tra $t-1$ e t ; c) la dimensione del miglioramento deve essere di entità superiore alla metà del saldo del conto corrente al tempo $t-1$. Per ciascun paese e in ciascun anno, costruiamo una variabile dummy, indicata da BP5, pari a 1 quando si registra un *current account reversal*, a 0 nel caso contrario.

Alcune osservazioni su BP5 sono necessarie. In primo luogo, vi è uno stretto legame tra BP5 e alcuni degli indicatori introdotti da MFR e Edwards: i criteri (a) e (b) riguardano tutte gli indicatori, mentre il criterio (c) riprende l'ultimo requisito di MFR rendendolo ancora più selettivo. Abbiamo scelto di non imporre il requisito secondo cui il miglioramento del conto corrente si realizzi su più anni - differenziandoci così dalla seconda misura di Edwards (2004a) e da quella di MFR -, poiché vogliamo identificare episodi di vere crisi di conto corrente, piuttosto che aggiustamenti progressivi¹⁷. Detto questo, riteniamo cruciale mantenere una stretta analogia con gli indicatori utilizzati da MFR e Edwards poiché l'obiettivo di questo lavoro non è di proporre criteri innovativi per la definizione di *current account reversal*, ma piuttosto di documentare un legame tra rimesse e

¹⁶ La ciclicità non può essere valutata a livello aggregato, misurando la correlazione tra le rimesse verso tutti i paesi emergenti e il prodotto complessivo di questi, poiché l'evoluzione dell'ammontare complessivo delle rimesse è fortemente influenzata dal variare della dimensione e della composizione del campione.

¹⁷ Un'altra importante caratteristica di BP5 è che non richiede alcuna persistenza nel processo di aggiustamento del conto corrente; in altri termini, qualsiasi aggiustamento del conto corrente potrebbe essere invertito negli anni immediatamente successivi. Inoltre, BP5 potrebbe condurci a scomporre un aggiustamento del conto corrente, realizzato nel corso di un paio d'anni, in due *current account reversal*. Nel paragrafo 6.3 terremo conto di questi aspetti apportando lievi modifiche alla definizione di BP5.

current account reversal, ricorrendo per l'identificazione di questi a criteri accettati dalla letteratura. In questa ottica mostreremo che i nostri risultati sono validi anche imponendo il rispetto dei soli criteri (i) e (ii), nel complesso meno difforni da quelli stabiliti da Edwards per una delle sue definizioni di *current account reversal*; in particolare, utilizzeremo due versioni di questa misura: ED4 indica un miglioramento del deficit del conto corrente pari ad almeno 4 punti percentuali del PIL, proprio come in Edwards (2004b), mentre ED5 innalza la dimensione dell'aggiustamento richiesto al 5 per cento. La tavola sinottica A2 riporta una descrizione dettagliata dei *current account reversal* secondo le tre definizioni utilizzate nell'analisi econometrica.

Come illustrato nella tavola 1b, le rimesse dei lavoratori sono sostanzialmente stabili o leggermente crescenti intorno agli episodi di *current account reversal*. La media delle rimesse sale dal 3,1 per cento del PIL nell'anno che precede il *current account reversal* al 3,5 nell'anno del *current account reversal*, per poi scendere di nuovo al 3,3 per cento nell'anno successivo. Al contrario, la media degli afflussi netti di investimenti diretti dall'estero diminuisce da un livello corrispondente al 2,4 per cento del PIL, all'1,6 per cento e poi ancora all'1,4 per cento. Il quadro non muta quando vengono utilizzati la mediana o il settantacinquesimo percentile della distribuzione.

La tavola 2 riporta alcune statistiche descrittive relative alle variabili usate nell'analisi empirica. La frequenza dei *current account reversal* dipende dai criteri di selezione adottati: è più elevata (circa il 14 per cento) con ED4, la definizione meno selettiva tra quelle utilizzate in questo studio, diminuisce all'11 per cento con ED5 e ancora al 9 per cento con BP5. Adottando questa ultima definizione ed escludendo gli episodi che non rientreranno nella nostra analisi a causa della non disponibilità dei dati relativi alle rimesse, riscontriamo circa 100 *current account reversal* nel nostro campione (tavola A3).

4. La specificazione empirica

Prendendo a riferimento i lavori di Edwards, Milesi-Ferretti e Razin, la nostra specificazione di base è la seguente:

$$\text{Prob}(\text{current account reversal}_{i,t}) = \Phi(X'_{i,t-1} \beta + \mu_i + \delta_t)$$

dove l'indice i si riferisce al paese e t all'anno, Φ indica la funzione di ripartizione della distribuzione normale. $X'_{i,t-1}$ definisce per il paese i nell'anno $t-1$ le seguenti variabili: il saldo del conto corrente in percentuale del PIL (indicato dalla sigla CA), il livello delle riserve ufficiali in rapporto al PIL (RES), il rapporto tra debito estero e PIL (EXTD), la frazione di debito estero a breve termine (SHORTD), il tasso di crescita del credito interno (CREGRO), il PIL pro capite (PPPGBP), il grado di apertura al commercio internazionale (OPEN), il rapporto tra trasferimenti ufficiali netti e PIL (OT), il rapporto tra debito agevolato e debito estero complessivo (CONCD).

Nelle regressioni includiamo sempre dummy annuali (δ_t) e effetti fissi di paese (μ_i); questi ultimi intendono catturare le caratteristiche specifiche dei singoli paesi, invarianti nel tempo e non osservabili, che potrebbero influire sulla probabilità di un *current account reversal*; le dummy annuali controllano invece per la presenza di trend comuni tra paesi nei processi di aggiustamento del conto corrente e nell'evoluzione delle variabili esplicative. A causa della presenza di effetti fissi di paese, possiamo identificare, tra le cause di *current account reversal*, soltanto fattori variabili nel tempo, ma anche escludere relazioni spurie dovute a caratteristiche fondamentali dei paesi. Stimiamo sia un modello probit sia un modello di probabilità lineare.

La stima di un modello non lineare di tipo probit à la Edwards con effetti fissi presenta problemi di consistenza delle stime a causa dell'*incidental parameter problem* (Heckman, 1981) a cui si aggiunge una significativa *small sample bias* quando la dimensione temporale, T , è ridotta. Secondo le simulazioni Montecarlo condotte da Heckman (1981), la rilevanza dei due problemi è decisamente ridotta quando T è sufficiente grande, tipicamente maggiore di 8 come nel nostro caso. Greene (2002) contesta tuttavia le conclusioni di Heckman mostrando che la distorsione nelle stime, pur decrescente in T , rimane significativa anche per $T=20$. Nonostante questo risultato, Greene conclude che per T sufficiente grande un modello

probit a effetti fissi sembra preferibile a uno a effetti *random*, che, oltre a fornire a sua volta stime inconsistenti, impone l'ortogonalità tra gli effetti di paese e gli altri regressori, o ancor di più a uno *pooled*, che ignora per costruzione l'eterogeneità tra paesi.

Riteniamo che una risposta convincente all'*incidental parameter problem* sia di mostrare in parallelo anche le stime che emergono da un modello di probabilità lineare. Quest'ultimo, che consente tra l'altro di verificare la robustezza dei risultati a differenti ipotesi sulla distribuzione degli errori, risulta poi utile quando aggiungiamo le rimesse dei lavoratori emigrati alla nostra specificazione di base. Prima di chiarire questo punto, è necessaria tuttavia una breve digressione logica.

In mancanza di un modello teorico che leghi le rimesse ai *current account reversal* ci affidiamo a una serie di considerazioni euristiche.

Un *current account reversal* in un dato paese è spesso causato da un improvviso arresto degli afflussi di capitale privato provocato da un calo nel livello di fiducia degli investitori stranieri riguardo alle capacità del paese di rimborsare le passività accumulate. Questo calo di fiducia è solitamente, anche se non sempre, indotto da un peggioramento dei fondamentali: una diminuzione del livello delle riserve ufficiali al di sotto di una certa soglia e/o un incremento del debito estero possono essere considerati come eventi in grado di provocare un calo di fiducia e quindi di forzare una drastica riduzione del disavanzo di conto corrente. In questo contesto si può supporre che un elevato livello delle rimesse dei lavoratori emigrati, le cui determinanti, principalmente altruistiche, si riflettono nelle proprietà statistiche (bassa volatilità e aciclicità) descritte nel paragrafo 3, sia in grado di migliorare la percezione dell'andamento dei fondamentali riducendo in tal modo la probabilità di una crisi finanziaria¹⁸.

Le proprietà di stabilità e di aciclicità delle rimesse hanno anche un'importante implicazione empirica: un loro effetto sulla probabilità di *current account reversal* può essere identificato solo tramite la varianza nel livello delle rimesse tra paesi piuttosto che tramite quella nel tempo all'interno di un dato paese. Ciò implica per noi l'impossibilità di

¹⁸ Incidentalmente, l'FMI nel World Economic Outlook dell'aprile del 2005 (secondo capitolo) scrive: "[...] *remittances display a significant, positive association with credit ratings for sovereign debt*".

identificare un effetto diretto delle rimesse sulla probabilità di *current account reversal* nella nostra specificazione empirica con effetti fissi di paese. Le figure 5 e 6 chiariscono questo punto. Nella figura 5 riportiamo la stima non parametrica della distribuzione del rapporto tra rimesse e PIL per due anni distanti (1988 e 1996). Nella distribuzione dei dati grezzi (riquadro A), rileviamo una certa eterogeneità tra i paesi, in particolare nell'intervallo compreso tra lo 0 e il 5 per cento. Tuttavia quando teniamo conto degli effetti fissi e delle dummy annuali, l'eterogeneità scompare quasi del tutto (riquadro B): in entrambi gli anni i paesi sono allineati intorno allo zero. In sintesi, il forte aumento nel tempo delle rimesse, testimoniato nell'introduzione, si è caratterizzato per un fattore comune che ha lasciato sostanzialmente invariata la distribuzione tra paesi.

Una prova più diretta è illustrata nella figura 6. Qui mostriamo le stime non parametriche della distribuzione delle rimesse, in percentuale del PIL, dopo aver classificato le osservazioni in due classi: da un lato quelle relative a quei paesi che registreranno un *current account reversal* nell'anno successivo, dall'altro quelle relative a quei paesi che non registreranno un *current account reversal* nell'anno successivo. Di nuovo, l'eterogeneità tra i paesi che caratterizza i dati grezzi (riquadro A) scompare del tutto quando controlliamo per gli effetti fissi di paese, le dummy annuali e il saldo del conto corrente¹⁹. Per una migliore valutazione della figura 6, è utile ripetere l'esercizio illustrando la distribuzione di quelle variabili che, secondo quanto rilevato da Edwards, hanno invece un impatto significativo sulla probabilità di *current account reversal* anche in una regressione con dummy annuali e effetti fissi di paese. A titolo di esempio, nella figura 7, la densità di kernel è riprodotta per il rapporto tra il debito estero e il PIL: ora la differenza tra le due distribuzioni è significativamente diversa da zero anche nel riquadro B.

Combinando l'ipotesi di una relazione inversa tra *current account reversal* e rimesse e i vincoli derivanti dall'identificazione empirica, testiamo la presenza di un effetto indiretto delle rimesse mettendole in relazione con quelle variabili che hanno invece un effetto diretto significativo. Più precisamente, sottoponiamo a verifica empirica l'ipotesi che un basso ammontare di riserve ufficiali abbia una minor probabilità di dar luogo a una crisi in

¹⁹ Data la robusta evidenza sulla rilevanza del saldo del conto corrente, è indispensabile che una valutazione del potere esplicativo delle rimesse (e di altre variabili) tenga conto anche di tale variabile.

presenza di un più elevato livello delle rimesse dei lavoratori emigrati. Parimenti, un elevato ammontare di rimesse potrebbe indebolire la relazione positiva tra il livello del debito estero e la probabilità di *current account reversal*.

Per l'individuazione e l'interpretazione dei coefficienti dei termini di interazione, il modello di probabilità lineare risulta, rispetto a un *probit*, più maneggevole e più facilmente interpretabile (Ai e Norton, 2003). Ovviamente avremo cura di passare a un modello lineare solo dopo aver provato che i risultati non differiscono da quelli ottenuti nella specificazione *probit* standard.

Nella specificazione lineare, l'equazione che pertanto stimiamo è la seguente:

$$\text{Reversal}_{i,t} = X'_{i,t-1} \beta + \gamma * (\text{RES}_{i,t-1} * \text{DREM}_{i,t-1}) + \vartheta * (\text{EXTD}_{i,t-1} * \text{DREM}_{i,t-1}) + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$

dove *Reversal* è una variabile dicreta che identifica il verificarsi di un *current account reversal* sulla base dei nostri criteri alternativi (ED4, ED5, BP5) e il vettore X ora include anche il rapporto tra rimesse e PIL (identificato da REM). È importante sottolineare che nella nostra specificazione l'interazione delle rimesse, rispettivamente, con le riserve e il debito estero, è misurata ricorrendo per le rimesse a una variabile dummy (DREM) che assume un valore pari a 1 quando il rapporto tra rimesse e PIL è al di sopra di una certa soglia²⁰; le soglie utilizzate sono tre: la mediana, la media e il settantacinquesimo percentile della distribuzione annuale del rapporto tra le rimesse dei lavoratori e il PIL (REM). Con un chiaro trend temporale ascendente, nel 2000 le tre soglie corrispondevano approssimativamente all'1,9, al 3,5 e al 4,1 per cento, rispettivamente. Anche per la variabile dummy DREM valgono le considerazioni tratte dalle figure 5 e 6. Come nel caso della distribuzione complessiva delle osservazioni (fig. 5), anche i tre valori soglia si differenziano significativamente mostrando anche un'accentuata dinamica nel corso del tempo²¹ qualora essi siano definiti con riferimento alla distribuzione dei dati grezzi, mentre

²⁰ Usando la variabile continua nelle interazioni si ottiene una conferma sostanziale dei risultati anche se con evidenti problemi di significatività dei coefficienti: soltanto l'interazione con le riserve infatti risulta significativa al 10 per cento. A posteriori questa debole significatività è in linea con la presenza di un effetto soglia.

²¹ La crescita nel tempo dei valori soglia non è in alcun modo imputabile all'aumento del numero dei paesi che riportano dati sulle rimesse: si registrano infatti gli stessi andamenti anche qualora si restringa il campione ai paesi per cui siano disponibili almeno 20 anni di dati.

tendono a fluttuare intorno a valori prossimi allo zero qualora si controlli per effetti fissi di paese e di anno.

5. *Current account reversal*: regressioni base

La Tavola 3 riporta i risultati delle regressioni di base. Nelle prime 4 colonne la nostra misura di *current account reversal* (BP5) è regredita su un insieme di variabili esplicative, utilizzando un modello *probit* multivariato. Tutte le variabili esplicative, di cui la Tavola A1 riporta una descrizione dettagliata, sono ritardate di un periodo.

Quando omettiamo effetti fissi di paese e dummy annuali (colonna [1]), i soli coefficienti significativi sono quelli relativi al saldo del conto corrente con il segno negativo atteso e al PIL pro capite – misurato in PPP – che risulta essere positivamente correlato con la probabilità di *current account reversal*²². Quando aggiungiamo gli effetti fissi di paese (colonna [2]), il quadro cambia lievemente: il rapporto tra riserve ufficiali e PIL diviene fortemente significativo e assume il segno atteso. Ciò indica che non è tanto il livello a dare l'avvio a una crisi ma il suo peggioramento, ossia una riduzione dello stock delle riserve ufficiali di un paese. Le dummy annuali non modificano i risultati (colonna [3]). Nella colonna [4] aggiungiamo altri regressori, in particolare quelli che MFR trovano significativi: il grado di apertura al commercio internazionale, il rapporto tra i trasferimenti ufficiali e il PIL, il rapporto tra il debito agevolato e il debito complessivo. Nel nostro caso nessuna di queste variabili risulta significativa, il risultato precedente sulle riserve è invariato²³.

Nella restante parte della tavola testiamo la robustezza dei risultati rispetto a un modello lineare. Le specificazioni prive di termini non lineari (colonna [5]) e comprendenti le riserve internazionali, misurate in rapporto al PIL, elevate al quadrato (colonna [6]) confermano pienamente i risultati del *probit*. Quando aggiungiamo il debito estero/PIL

²² Per MFR la spiegazione di questo risultato è legata alla difficoltà dei paesi estremamente poveri di invertire i loro squilibri esterni. Edwards (2004b) stima invece un coefficiente negativo e significativo. Noi non tentiamo alcuna interpretazione in questa fase, soprattutto a causa della debolezza del risultato che emergerà dal confronto con altre specificazioni.

²³ Non riportiamo i risultati di specificazioni che includono tra le variabili esplicative le ragioni di scambio e i saldi di bilancio (misurati in rapporto al PIL). I relativi coefficienti non sono significativamente diversi da zero e, a causa della limitata disponibilità dei dati, riducono la dimensione del campione in misura considerevole.

elevato al quadrato (colonna [7]), anche il relativo termine lineare diviene significativo con il segno positivo atteso.

Nella Tavola 4a replichiamo i risultati di Edwards, utilizzando come variabile dipendente la sua prima misura di *current account reversal* (ED4). Con questa misura meno restrittiva, la significatività delle riserve ufficiali e del debito estero emerge in tutte le specificazioni. Nella Tavola 4b lo stesso insieme di regressioni è ripetuto con riferimento alla misura ED5: i risultati sono meno chiari con il solo debito estero significativo in 4 specificazioni su 7.

In sintesi, i nostri risultati confermano pienamente quelli di Edwards: il rapporto tra le riserve internazionali e il PIL e quello tra il debito estero e il PIL, nonché quello tra il saldo iniziale del conto corrente e il PIL, sono i più importanti e robusti fattori alla base delle crisi di conto corrente.

6. *Current account reversal* e rimesse dei lavoratori emigrati

In questo paragrafo introduciamo le rimesse dei lavoratori emigrati. Come spiegato precedentemente, le rimesse entrano nella nostra specificazione attraverso l'interazione della variabile dummy (DREM) con le riserve ufficiali e il debito estero, oltre che linearmente attraverso la variabile continua (REM). Dedicheremo la nostra attenzione soltanto a due misure di *current account reversal*: BP5 e ED4. Essendo quest'ultima esattamente una delle misure usate da Edwards (2004a, 2004b), i nostri risultati possono essere collocati senza particolari *caveats* nell'ambito della letteratura su *current account reversal*. In entrambi i casi procediamo con il modello lineare (anziché con il *probit* multivariato) utilizzando la specificazione che include anche i termini quadratici relativi alle riserve e al debito estero, in rapporto al PIL.

La Tavola 5 riporta i risultati di un set di regressioni che combina le due definizioni di *current account reversal* (ED4 e BP5) con le tre diverse definizioni di DREM, corrispondenti alle diverse soglie prescelte (mediana, media e settantacinquesimo percentile). Dalle regressioni relative a ED4 (colonne [1] - [3]) emerge che un livello sufficientemente elevato del rapporto tra le rimesse dei lavoratori e il PIL attenua l'impatto (di variazioni) del debito estero e delle riserve ufficiali sulla probabilità di *current account*

reversal. E' interessante osservare che questo effetto indiretto delle rimesse dei lavoratori emigrati è caratterizzato da un effetto soglia. Quando utilizziamo il valore mediano della distribuzione di REM come linea di ripartizione del campione, non rileviamo alcun effetto indiretto; quando questa linea viene innalzata alla media e al settantacinquesimo percentile, le interazioni divengono entrambe significative al 10 e al 5 per cento, rispettivamente.

Con il ricorso a BP5 (colonne [4] – [6]), i risultati sono ancora più netti e robusti. Già al di sopra del livello mediano, le rimesse riducono l'impatto negativo delle riserve internazionali con un coefficiente significativo al 5 per cento. Permane invece un effetto soglia nel caso del debito estero: il coefficiente relativo all'interazione con le rimesse diviene significativo al 5 per cento solo quando il livello delle rimesse supera il valore corrispondente al settantacinquesimo percentile. In una specificazione lineare che non include i termini quadratici, i risultati relativi alle riserve sono confermati, mentre il debito estero cessa di influenzare la probabilità di *current account reversal* sia attraverso il termine lineare sia attraverso il termine di interazione²⁴.

L'attenuazione dell'impatto della dinamica del debito estero e delle riserve ufficiali sulla probabilità di *current account reversal* imputabile alle rimesse può essere quantificata osservando come dalle stime riportate nella colonna [3] emerge che: i) una flessione del rapporto tra riserve e PIL pari a un punto percentuale che occorra al tempo t-1 induce un incremento della probabilità di *current account reversal* (ED4) al tempo t più elevato di 0,6 punti percentuali in un paese caratterizzato da un basso livello di rimesse rispetto a un paese caratterizzato da un elevato livello di rimesse; ii) un incremento del rapporto tra debito estero e PIL pari a 10 punti percentuali che occorra al tempo t-1 genera un aumento della probabilità di *current account reversal* al tempo t più elevato di circa 1 punto percentuale in un paese caratterizzato da un basso livello di rimesse rispetto a un paese caratterizzato da un elevato livello di rimesse. Analogamente, dalle stime riportate nella colonna [6] emerge che le stesse ipotetiche variazioni del rapporto tra riserve e PIL e di quello tra debito estero e PIL generano rispettivamente un incremento della probabilità di *current account reversal* (BP5)

²⁴ Diversamente, se il *current account reversal* è definito da ED4 l'esclusione dei "quadrati" non condiziona la significatività delle variabili di interesse.

al tempo t più elevato di 0,8 e 0,9 punti percentuali in un paese caratterizzato da un basso livello di rimesse rispetto a un paese caratterizzato da un elevato livello di rimesse.

I risultati della tavola 5 sono pienamente confermati anche restringendo il periodo campionario agli anni successivi al 1990, quando le rimesse, come mostrato nella figura 1, hanno cominciato a mostrare una dinamica sostenuta.

Fatto importante, i risultati non cambiano anche utilizzando una differente misura delle rimesse degli emigrati che includa, qualora disponibili, anche i redditi da lavoro, sempre che l’FMI non dia esplicite indicazioni contrarie nel Balance of Payments Statistics Yearbook²⁵ (tav. 6).

Pur riconoscendo che i dati ufficiali sulle rimesse dei lavoratori emigrati tendono a sottostimare il fenomeno nel suo complesso, riteniamo che l’errore di misura che ne discende non incida seriamente sui nostri risultati per almeno due motivi. Il primo è che tale errore si manifesta attraverso una distorsione del coefficiente stimato verso lo zero (*attenuation bias*), a dire che l’effetto delle rimesse sulla probabilità di crisi sarebbe, in caso di una corretta misurazione dei flussi di rimesse, ancora più forte di quanto da noi stimato. Inoltre, in assenza di valide ragioni a priori per sostenere che la sottostima dei flussi di rimesse modifichi la variabilità tra paesi significativamente e nel senso di determinare i nostri risultati, l’esercizio presentato nella tavola 6 di ristimare il modello con una differente misura di rimesse va interpretato anche come un test di robustezza rispetto a errori di misurazione.

Un problema differente concerne la validità dei risultati per l’intera distribuzione delle osservazioni: purtroppo, come può essere desunto combinando i coefficienti dei termini lineari, quadratici e di interazione, l’effetto negativo (positivo) di un incremento delle riserve (del debito estero) sulla probabilità di *current account reversal* può divenire, meno intuitivamente, positivo (negativo) per valori del rapporto tra le riserve (il debito estero) e il PIL che si collochino al di sopra di determinati valori soglia.

²⁵ Come rilevato dall’FMI (2005), i redditi da lavoro non devono essere inclusi per i seguenti paesi: Argentina, Azerbaigian, Barbados, Belize, Benin, Brasile, Cambogia, Capo Verde, Cina, Costa d’Avorio, Repubblica Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guyana, Panama, Ruanda, Senegal, Seychelle, Turchia e Venezuela.

Riteniamo, tuttavia, che ciò non abbia conseguenze negative sulla tenuta dei nostri risultati per almeno due motivi. Da un lato, un modello lineare non può per costruzione riuscire a rappresentare appropriatamente le forti non linearità che di solito si verificano nelle code; in particolare, l'apparente inversione potrebbe riflettere la convergenza della probabilità di *current account reversal* verso un valore unitario. Dall'altro lato, i valori delle riserve e del debito estero, in rapporto al PIL, al di sopra dei quali si registra l'inversione di segno si collocano nelle code estreme delle relative distribuzioni²⁶.

Come ulteriore verifica, abbiamo escluso le osservazioni relative alla riserve internazionali e al debito estero al di sotto del primo e al di sopra del novantanovesimo percentile delle relative distribuzioni, ottenendo risultati (non riportati) qualitativamente invariati²⁷.

6.1 Robustezza: variabili omesse

L'effetto indiretto negativo delle rimesse sulla probabilità di crisi del conto corrente potrebbe riflettere una correlazione spuria dovuta all'omissione nella nostra specificazione di variabili che incidono sulla probabilità di *current account reversal* e che risultano, contemporaneamente ma indipendentemente, correlate con le rimesse.

Il grado di sviluppo dei mercati finanziari potrebbe favorire le rimesse dei lavoratori emigrati – specialmente quelle che giungono a destinazione tramite il sistema bancario e che quindi sono effettivamente rilevate nelle statistiche ufficiali di bilancia dei pagamenti – e, nello stesso tempo, ridurre la probabilità di crisi finanziarie. Effetti analoghi potrebbero scaturire da una più elevata flessibilità del tasso di cambio e da una maggiore libertà di movimento dei capitali. Una relazione spuria potrebbe emergere anche dall'omissione, tra le

²⁶ Per esempio, nella colonna [7] della Tavola 3, le riserve devono collocarsi al di sopra dell'89 per cento del PIL, un valore che nel nostro campione è maggiore del novantanovesimo percentile della distribuzione della variabile riserve/PIL. Allo stesso modo, il debito estero deve raggiungere il 216 per cento del PIL al fine di invertire la relazione, un valore di nuovo intorno al novantanovesimo percentile. E' tuttavia vero che le soglie per l'inversione di segno si abbassano nel caso delle stime riportate nella tavola 5.

²⁷ In particolare, l'inversione di segno scompare per il debito, si sposta su valori ancora più elevati nel caso delle riserve.

variabili esplicative, di indici di instabilità politica, che presumibilmente attenua la propensione degli emigrati all'invio di denaro verso i paesi di provenienza e, nello stesso tempo, è positivamente correlata all'instabilità finanziaria. Analogamente, se esiste una qualche relazione tra il livello di istruzione degli emigrati e la loro propensione a rimettere denaro²⁸, potrebbe emergere una correlazione spuria se l'istruzione²⁹, tramite i suoi effetti positivi sulla crescita potenziale, riduce la probabilità di crisi finanziarie.

A queste obiezioni rispondiamo modificando la specificazione empirica attraverso l'aggiunta delle interazioni tra riserve internazionali e debito estero da un lato, e vari indicatori di sviluppo finanziario, di regime di cambio, di instabilità politica, di tasso di alfabetizzazione dei residenti in età lavorativa e di dimensione del paese, dall'altro. Aggiungendo anche interazioni con variabili dummy per i paesi africani e asiatici, cercheremo di verificare che i nostri risultati non siano attribuibili o limitati a una particolare area geografica. Nelle specificazioni utilizzate in questa analisi di robustezza, mentre continuiamo a utilizzare entrambe le definizioni di *current account reversal* (BP5 ed ED4), scegliamo di limitare l'analisi a DREM definito secondo la soglia del settantacinquesimo percentile.

La nostra misura di sviluppo finanziario è data dal rapporto tra il credito privato e il PIL: anche in questo caso preferiamo operare facendo ricorso a una variabile dummy (FD) che assume un valore pari a 1 se questo rapporto è più elevato del suo valore mediano annuo. Come mostrato nelle colonne [1] e [3] della Tav. 7, l'aggiunta di questa interazione non modifica in alcun modo i risultati sulle rimesse.

Per quanto riguarda il regime di cambio, ricorriamo alla misura elaborata da Reinhart e Rogoff (2002) che offre un'alternativa alla classificazione standard pubblicata nell'*Annual Report on Exchange Rate Arrangements and Exchange Restrictions* dell'FMI. Più precisamente, partiamo dalla classificazione di Reinhart e Rogoff che raggruppa i paesi in 5

²⁸ A quanto ci risulta, solo Faini (2002) trova empiricamente una relazione negativa tra il grado di istruzione degli emigrati e la propensione a rimettere denaro.

²⁹ Dalle stime di Docquier e Marfouk (2005) sullo stock di emigrati per grado di distribuzione emerge, a livello di paese, una forte correlazione positiva tra il livello di istruzione degli emigrati e quello della popolazione residente.

categorie e procediamo a un'ulteriore ri-classificazione in 3 categorie³⁰. Anche in questo caso (colonne [2] e [4]), l'introduzione dell'interazione tra la dummy relativa al regime di cambio (ARR), da un lato, e le riserve internazionali e il debito estero, dall'altro, non influisce sui risultati relativi alle rimesse.

La Tavola 8 propone altri tre esercizi di robustezza. Il primo riguarda la dimensione del paese: qui introduciamo una variabile dummy (SMALL), che è pari a 1 per i paesi con meno di 500.000 abitanti nel 2002. Il secondo ripartisce i paesi in base al loro grado di alfabetizzazione, inferiore o superiore al valore mediano (LIT). Il terzo punta a identificare separatamente gli effetti delle guerre civili sull'instabilità finanziaria. A questo scopo, utilizziamo l'Armed Conflict Dataset, una nuova ampia base dati sulle guerre civili sviluppata dall'International Peace Research Institute di Oslo (Norvegia) e dall'Università di Uppsala (Svezia)³¹. La base dati, che ha per oggetto i soli casi di violenza con motivazioni politiche, ci permette di definire una variabile dummy WAR che è pari a 1 se un paese, in un dato anno, è stato esposto a un conflitto che ha causato più di 1.000 vittime. Tutte le suddivisioni della Tavola 8 sembrano non influire sui nostri risultati relativi alle rimesse dei lavoratori emigrati e ai *current account reversal*. Tale robustezza è confermata anche quando aggiungiamo interazioni con dummy per continente. In particolare, come illustrato nella Tavola 9, gli effetti positivi delle rimesse sulla stabilità finanziaria non sono limitati alle economie africane o ai paesi asiatici in via di sviluppo.

6.2 Robustezza: endogeneità delle rimesse

Che dire dell'endogeneità delle rimesse? È possibile che gli emigrati aumentino le rimesse in prossimità di una crisi di conto corrente?

³⁰ La nostra prima categoria comprende i regimi più restrittivi: da “*no separate legal tender*” a “*pre announced crawling band that is wider than or equal to +/- 2%*”. La seconda categoria comprende i regimi intermedi: “*de facto crawling band that is narrower than or equal to +/- 5%*”, “*moving band that is narrower than or equal to +/- 2%*”, “*managed floating*” e “*freely floating*”. Attenendoci ai suggerimenti di Reinhart e Rogoff, la terza categoria comprende esclusivamente “*freely falling*”.

³¹ Miguel, Satyanath e Sergenti (2004) utilizzano questi dati per la stima degli effetti delle condizioni economiche sulla probabilità di guerre civili. Per dettagli sulla metodologia e sull'insieme dei paesi interessati da guerre civili rimandiamo a Strand, Wilhelmsen e Gleditsch (2004).

Nella nostra specificazione, in cui la probabilità di crisi del conto corrente è condizionata dalle rimesse (interagite) ritardate di un periodo l'endogeneità emergerebbe qualora emigrati *forward looking* reagissero a un incremento nella probabilità *ex-ante* di *current account reversal*. Si avrebbero allora due scenari. Nel primo, l'incremento delle rimesse non sarebbe in grado di evitare la crisi così che l'endogeneità distorcerebbe in favore di un effetto indiretto positivo delle rimesse sulla probabilità di *current account reversal*, di segno opposto a quello da noi riscontrato. Nel secondo scenario l'incremento delle rimesse avrebbe invece successo nell'evitare la crisi; in questo caso l'endogeneità favorirebbe l'emergere di un effetto negativo indiretto quale quello che appare nelle tavole precedenti.

Oltre a ricordare la bassa volatilità delle rimesse, la nostra miglior risposta al problema dell'endogeneità consiste nel mostrare che la dinamica delle rimesse nel tempo all'interno del singolo paese non ha un ruolo cruciale per l'identificazione del loro effetto di stabilizzazione. A questo scopo, mostriamo due esercizi. Il primo consiste nel calcolare la frequenza dei cambiamenti di valore della variabile discreta DREM: dato che nella nostra strategia di identificazione l'endogeneità delle rimesse emerge soltanto se determina un cambiamento di valore di DREM, se dovessimo osservare una bassa quota di *switch*, potremmo concludere che l'endogeneità non costituisce un serio problema.

Considerando tutte le osservazioni incluse nel nostro campione, osserviamo che la percentuale di casi in cui DREM cambia valore passando da 0 a 1 – ovvero in cui il livello delle rimesse passa al di sopra del settantacinquesimo percentile – è pari al 12,8 per cento. Inoltre nell'anno immediatamente precedente un *current account reversal* – definito secondo BP5 – DREM cambia valore, assumendo valore pari a 1, nel 17 per cento dei casi. Nel sottoinsieme di osservazioni complementare, definito imponendo che nell'anno immediatamente successivo non si registri un *current account reversal*, la quota di *switch*, di nuovo da sotto a sopra la soglia, è pari all'11,6 per cento. Ammettiamo che queste cifre, in particolare la differenza tra 17 e 11,6 per cento, non ci permettono di concludere che tali *switch* non rivestano alcuna importanza nel processo di identificazione.

Passiamo pertanto al secondo esercizio in cui replichiamo le regressioni principali e utilizziamo solo la variabilità tra paesi nel rapporto tra rimesse e PIL. A questo fine, introduciamo la dummy DREMAve costruita adottando le stesse soglie utilizzate per la definizione di DREM ma derivandole dalla distribuzione delle medie per paese del rapporto

tra rimesse e PIL. I risultati, riportati nella tavola 10, consentono di escludere che l'endogeneità sia un fattore distorsivo delle stime rilevante³².

A nostro avviso, i risultati della tavola 10 conferma ulteriormente, se necessario, che errori di misurazione nella variabile rimesse non sono rilevanti per le nostre stime. Inoltre il fatto che l'impatto indiretto delle rimesse non dipende dalla loro variazione nel tempo consente anche di escludere la correlazione spuria che emergerebbe via il tasso di cambio. Da un lato si potrebbe infatti sostenere che un deprezzamento della valuta del paese ricevente le rimesse nell'anno $t-1$ potrebbe indurre un aggiustamento del conto corrente l'anno successivo e, al tempo stesso, determinare, attraverso un effetto ricchezza per gli emigrati, un incremento dei flussi di rimesse.

6.3 Robustezza: misura del *current account reversal*

Indubbiamente, la generalità dei nostri risultati è soggetta a un limite, rappresentato dalla misura di *current account reversal* utilizzata. Nell'impossibilità di inseguire tutti i possibili criteri con i quali costruire misure di *current account reversal*, la nostra miglior strategia è di dimostrare che i risultati sono confermati per misure ragionevoli e ampiamente accettate in letteratura.

Dapprima modifichiamo la nostra misura BP5 imponendo che il *current account reversal* sia associato a una contemporanea diminuzione del PIL pro capite reale. Questa misura, che noi denominiamo "*contractionary current account reversal*", è volta a escludere un aggiustamento del conto corrente determinato da shock positivi quali un forte miglioramento delle ragioni di scambio. Pur non rientrando tra i suoi criteri di definizione, l'adozione di questa definizione ci consente anche di eliminare *current account reversal* consecutivi.

Applicando questo ulteriore requisito a BP5, la quota di *current account reversal* sul totale delle osservazioni si riduce al 3 per cento, rendendo ardua l'identificazione di un

³² Come ulteriore controllo di robustezza, abbiamo stimato nuovamente le regressioni della Tavola 5 utilizzando nella costruzione di DREM valori ancora più ritardati, in particolare di 2 o 3 anni invece che di 1, o addirittura medie quinquennali (da $t-5$ a $t-1$). In tutti i casi, i risultati sono confermati, anche se la validità di questo esercizio è indebolita dal fatto che BP5 non esclude aggiustamenti successivi del conto corrente.

effetto sulla probabilità di *current account reversal*. Scegliamo pertanto di mostrare i risultati relativi a *contractionary current account reversal* nel caso di aggiustamenti non inferiori a 4 punti percentuali del PIL (BP4c, cfr. tavola A.2), il che consente di alzare la quota di *current account reversal* al 5 per cento delle osservazioni.

Le regressioni di base, illustrate nelle colonne [1] – [3] della tavola 11, confermano l'evidenza riscontrata nella precedente analisi econometrica: sia nel *probit* con più variabili (colonna [1]) che nel modello lineare più generale (colonna [3]), una diminuzione delle riserve internazionali determina una crisi di conto corrente; nel modello lineare si conferma anche l'effetto del debito estero.

Aggiungendo le rimesse dei lavoratori emigrati nella specificazione lineare (colonne [4] – [6]), emerge il solito effetto indiretto positivo sulla stabilità finanziaria: in particolare, la variabile DREM definita in corrispondenza di una soglia pari al settantacinquesimo percentile riduce la probabilità di un *contractionary current account reversal* causato da una diminuzione delle riserve internazionali e da un aumento del debito estero³³.

Nell'ambito di un secondo esercizio di robustezza, abbiamo modificato la nostra definizione BP5 imponendo che il disavanzo del conto corrente al tempo (t-1) sia pari ad almeno 2 o 5 punti percentuali di PIL. Anche in questo caso i risultati (non riportati) sono qualitativamente invariati.

7. Conclusioni

Nel secondo capitolo del World Economic Outlook dell'aprile del 2005 dedicato alle rimesse degli emigrati, l'FMI scrive: “[...] *the relatively stable nature of remittances suggests that countries with access to significant remittance inflows may be less prone to damaging fluctuations, whether in output, consumption or investment. In extreme cases, remittances might reduce the probability of financial crises. Such considerations are*

³³ Riportando al 5 per cento la dimensione del miglioramento del conto corrente, i coefficienti delle due interazioni sono di nuovo significativamente diversi da zero ma in modo meno marcato: il coefficiente relativo alle riserve è positivo e significativo al 10 per cento, mentre il coefficiente relativo al debito estero è negativo e significativo al 5 per cento.

strengthened by the fact that remittances, unlike capital inflows, are unrequited transfers which do not create future debt-servicing or other obligations”.

In questo lavoro abbiamo dimostrato la validità di questa intuizione: le rimesse dei lavoratori emigrati concorrono effettivamente alla riduzione della probabilità di crisi di conto corrente. Secondo le nostre stime, un livello sufficientemente elevato delle rimesse, in rapporto al PIL, riduce la probabilità che un incremento del debito estero o un calo dello stock delle riserve internazionali causi un *current account reversal*. Come Calvo, Izquierdo e Mejía (2004) sottolineano, le crisi finanziarie possono essere identificate ricorrendo a diverse definizioni: *current account reversal*, *sudden stops*, crisi valutarie. Un’analisi empirica della potenziale relazione esistente tra rimesse e *sudden stops* conferirebbe una maggiore generalità all’evidenza qui mostrata contribuendo anche a meglio identificare i meccanismi sottostanti.

Sulla base di questi risultati, gli sforzi volti a ridurre il costo e il rischio delle operazioni di trasferimento di fondi da parte degli emigrati dovrebbero rientrare nell’agenda politica sia a livello internazionale che a livello nazionale.

Figure e tavole

Fig. 1

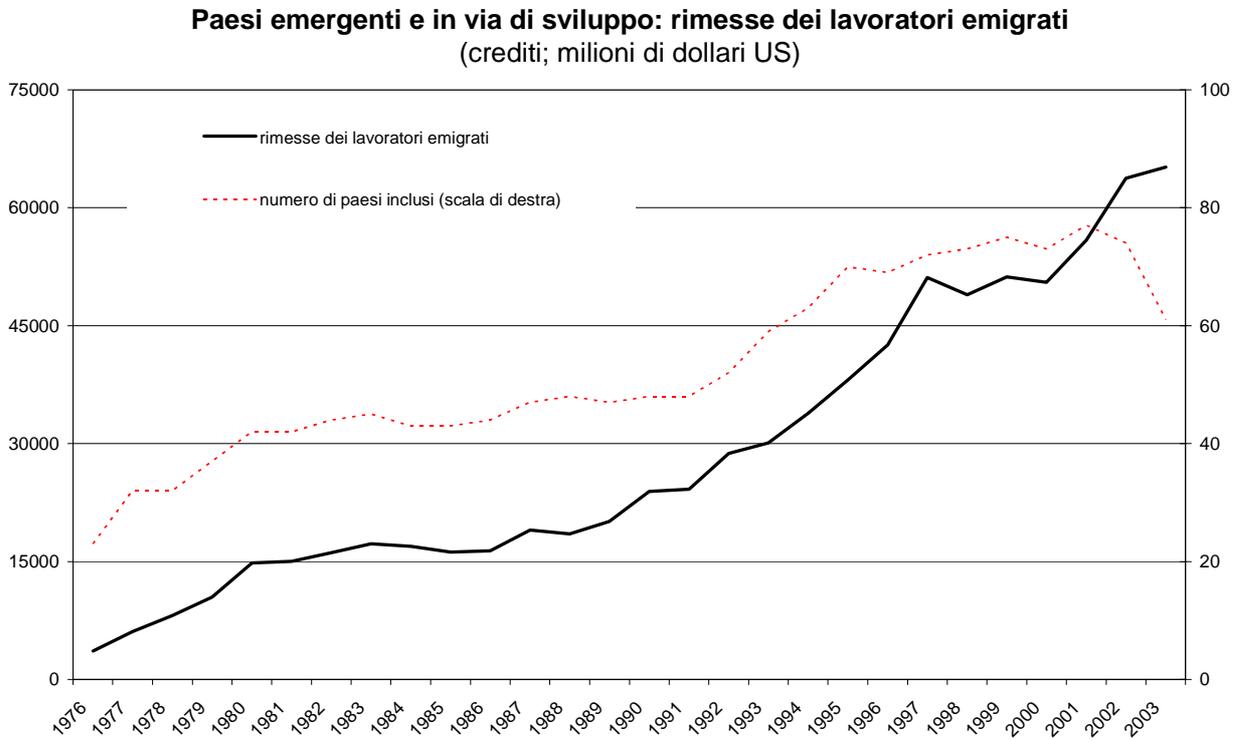


Fig. 2

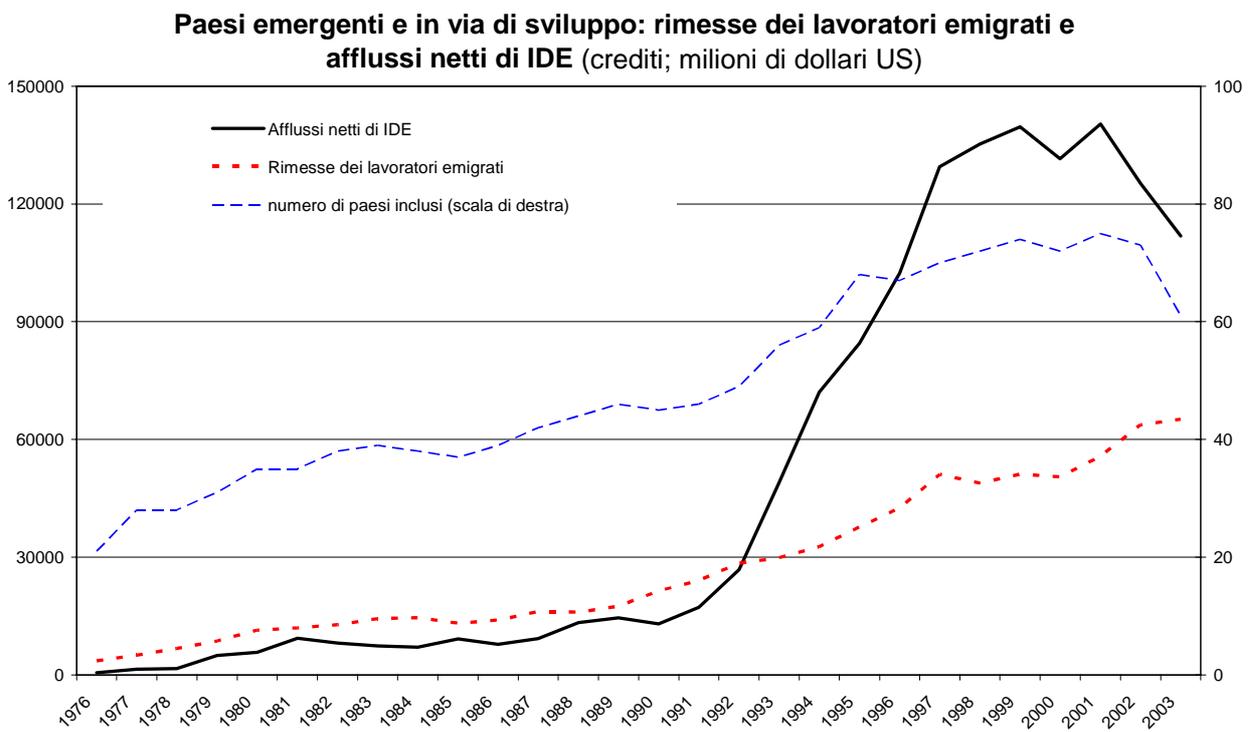


Fig. 3

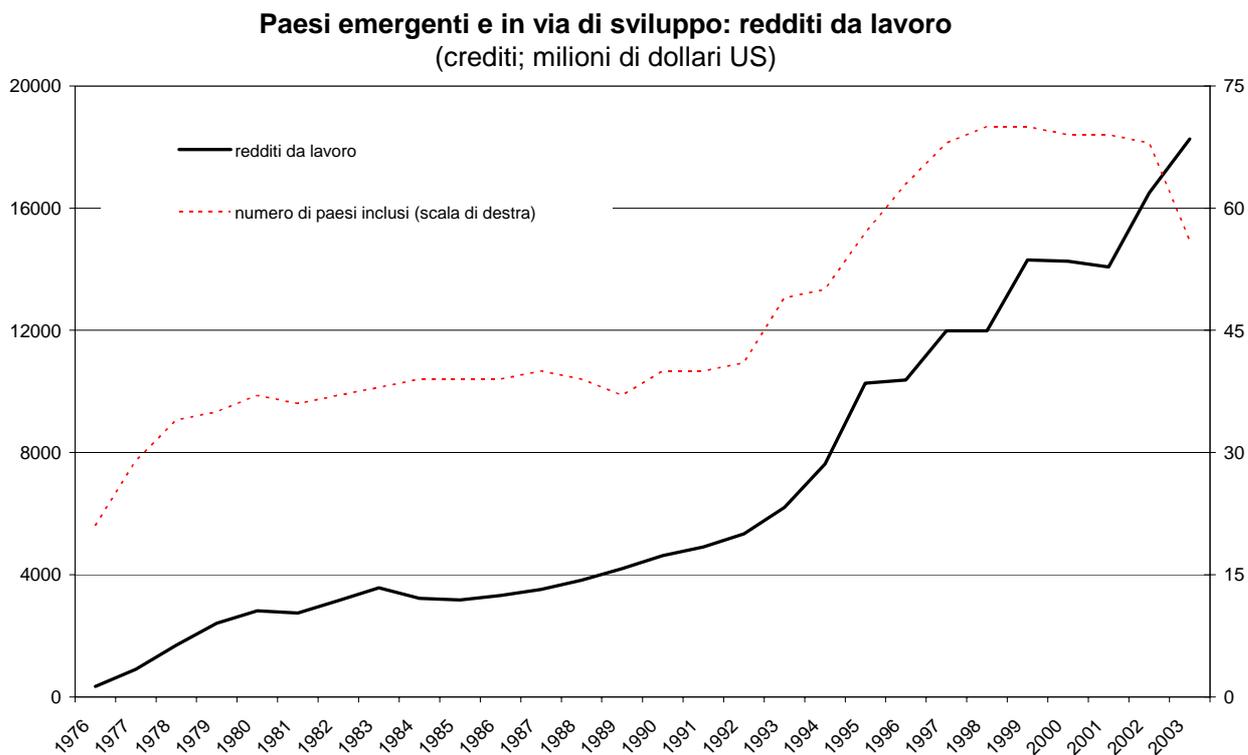


Fig. 4

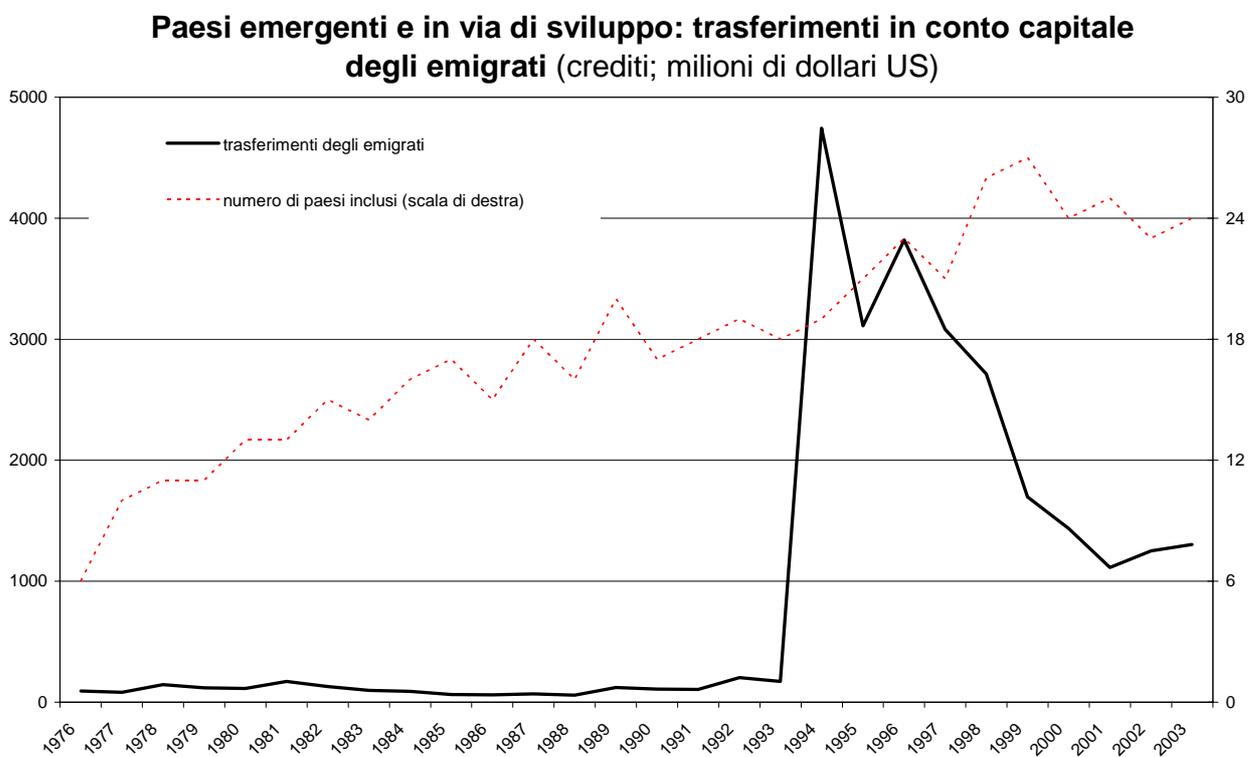
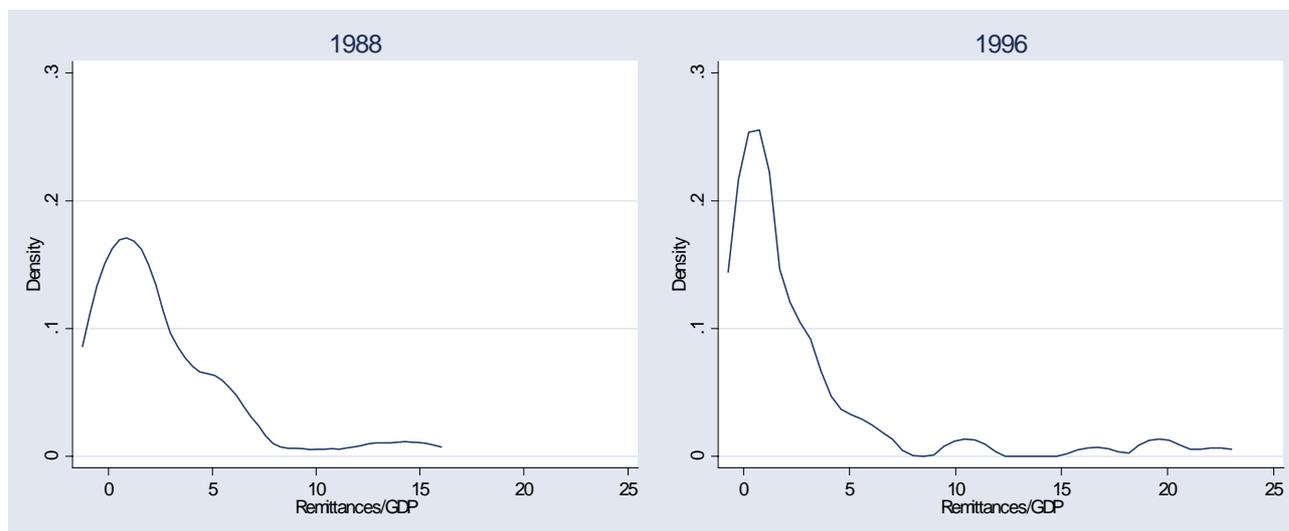


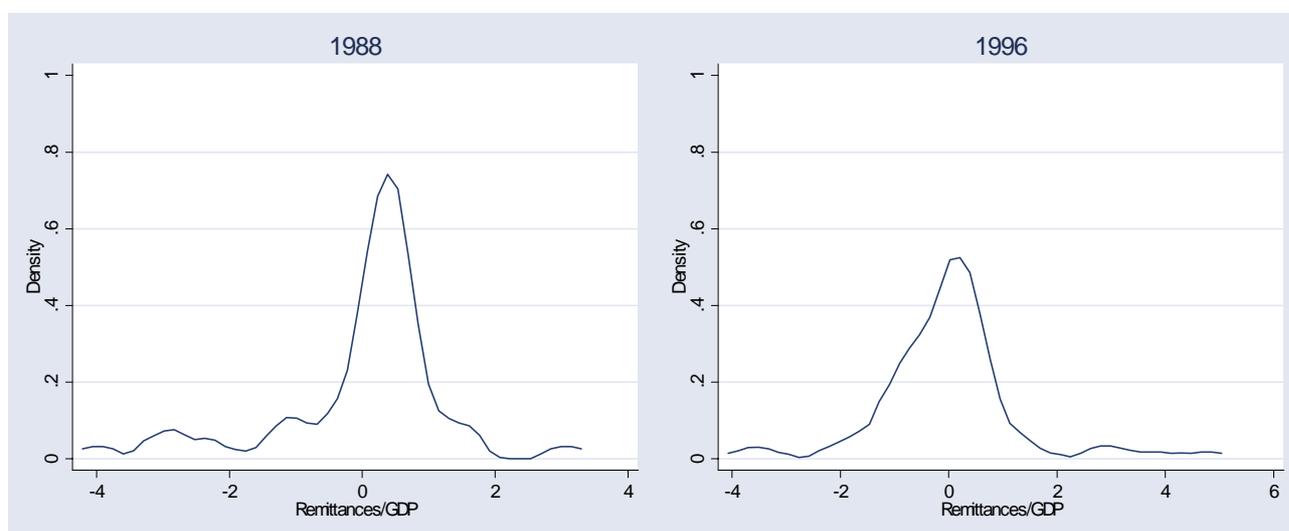
Fig. 5

Densità di Kernel del rapporto tra rimesse e PIL

Riquadro A: dati grezzi



Riquadro B: al netto di effetti fissi di paese e dummy annuali

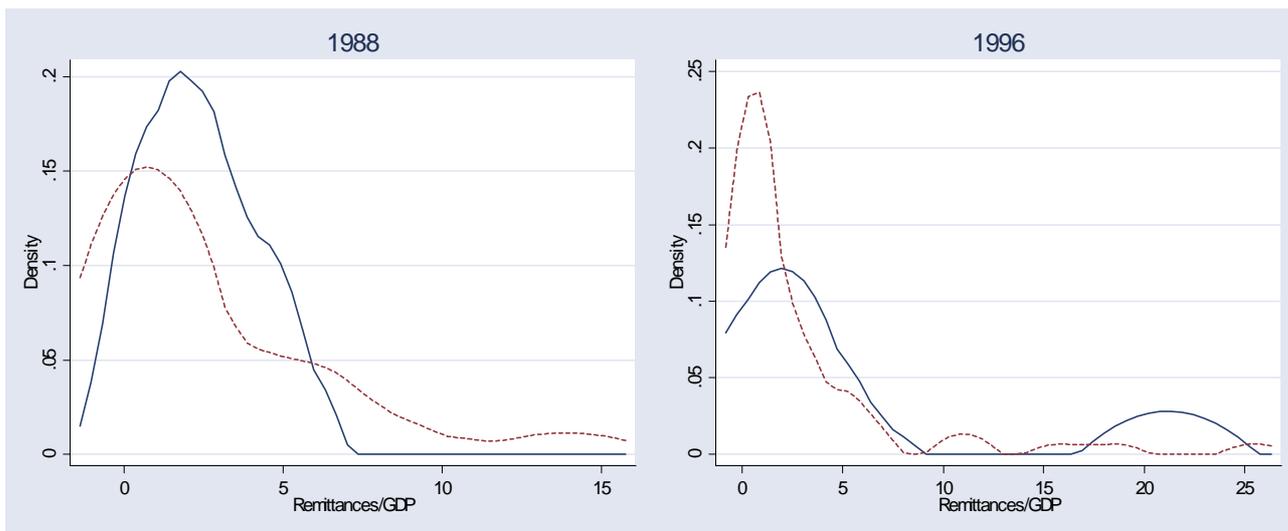


Note: i grafici sono prodotti usando la l'opzione di default del comando *kdensity* in STATA8 (la funzione è di Epanechnikov, l'ampiezza della banda è quella ottimale).

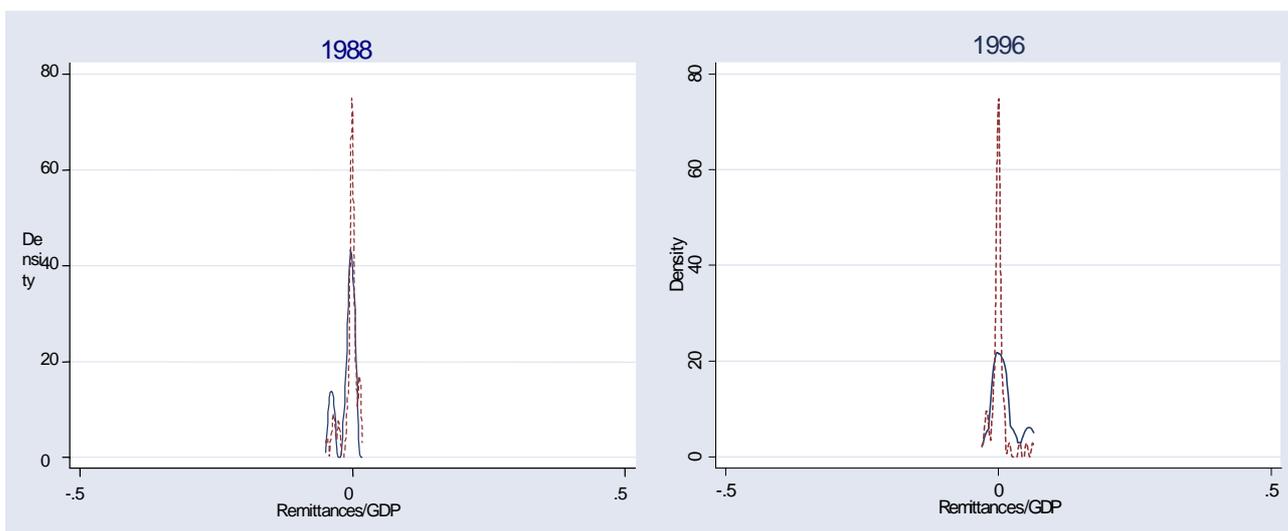
Fig. 6

Densità di Kernel del rapporto (ritardato di un periodo) tra le rimesse e il PIL a seconda del verificarsi di un *current account reversal*

Riquadro A: dati grezzi



Riquadro B: al netto del saldo del conto corrente, di effetti fissi di paese e di dummy annuali



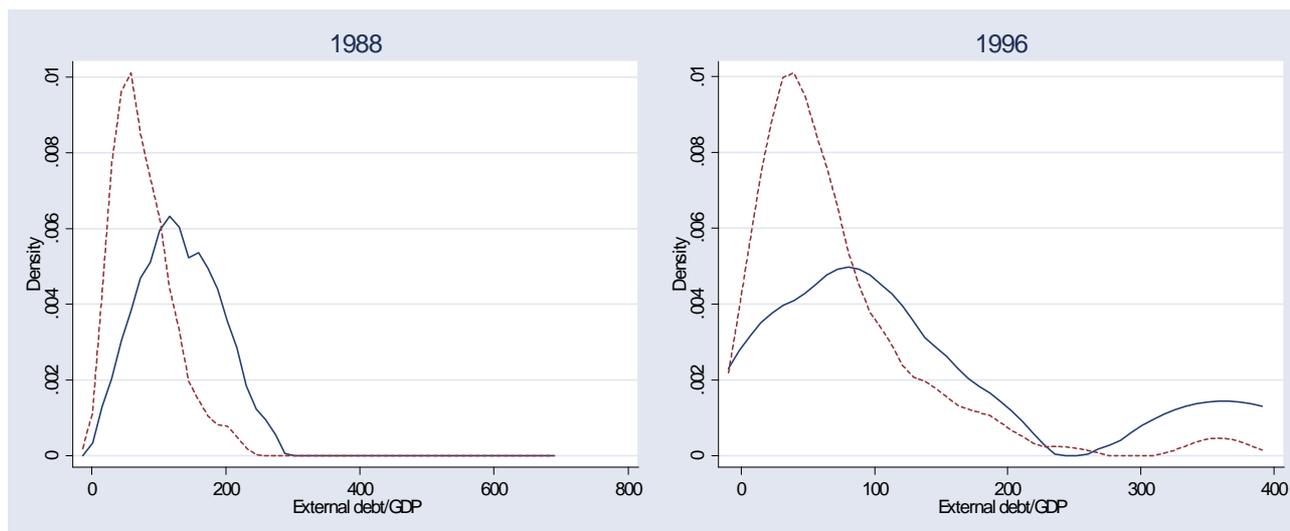
linea continua: reversals linea tratteggiata: no reversals

Note: vedi nota a Fig. 5

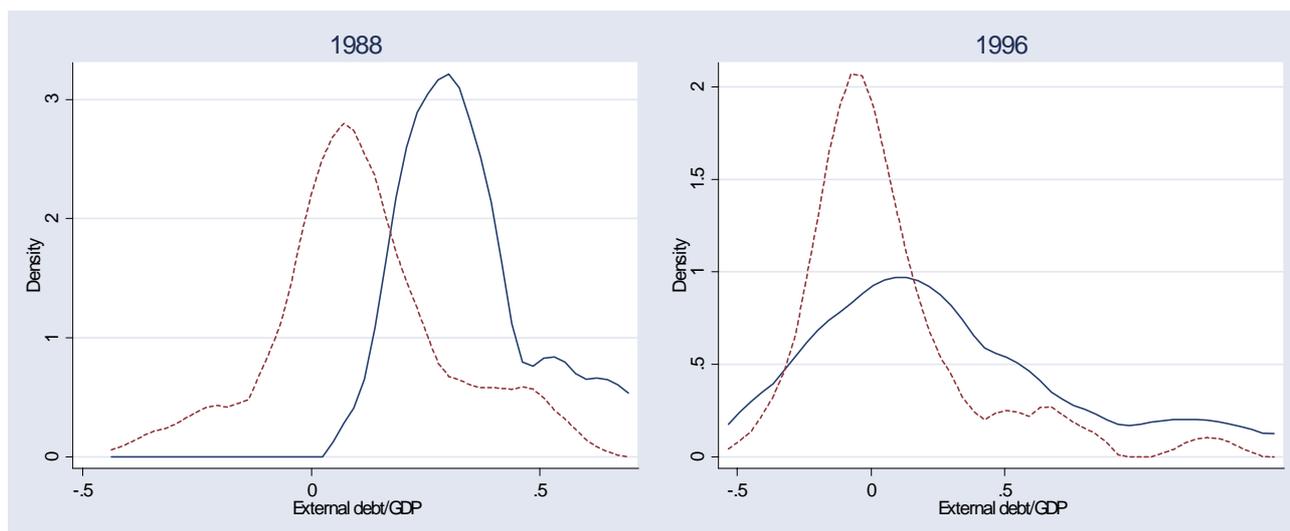
Fig. 7

Densità di Kernel del rapporto (ritardato di un periodo) tra il debito estero e il PIL a seconda del verificarsi di un current account reversal

Riquadro A: dati grezzi



Riquadro B: al netto del saldo del conto corrente, di effetti fissi di paese e di dummy annuali



linea continua: reversals linea tratteggiata: no reversals

Note: vedi nota a Fig. 5

Volatilità: rimesse dei lavoratori e investimenti diretti esteri netti

	Rimesse dei lavoratori (credito)	IDE netti
Campione completo (108 paesi)	-	2,08
a esclusione delle osservazioni paese-anno prive di dati sulle rimesse (93 paesi per le rimesse e 91 per gli IDE)	0,65	1,87
- non comprensivo dei paesi con meno di 5 osservazioni (83 paesi per le rimesse e 81 per gli IDE)	0,68	2,07
- non comprensivo dei paesi con meno di 10 osservazioni (60 paesi per le rimesse e 58 per gli IDE)	0,68	2,45

Note: l'indice di volatilità è pari alla media non ponderata del rapporto tra la deviazione standard e la media dei singoli paesi.

**Rimesse dei lavoratori e investimenti diretti esteri netti
durante i *current account reversal*
(in percentuale rispetto al PIL)**

	t-1	t	t+1
Rimesse dei lavoratori emigrati (media)	3,1	3,5	3,3
IDE netti (media)	2,4	1,6	1,4
Rimesse dei lavoratori emigrati (mediana)	1,4	1,4	1,7
IDE netti (mediana)	1,4	1,1	0,9
Rimesse dei lavoratori emigrati (75 ^{mo} percentile)	4,5	5,1	4,9
IDE netti (75 ^{mo} percentile)	3,2	3,1	2,8

Note: un *current account reversal* al tempo *t* corrisponde a una riduzione di un deficit del conto corrente di entità non inferiore al 5 per cento del PIL e alla metà del deficit del conto corrente del tempo (t-1).

Statistiche descrittive
(*medie campionarie*)

	Tutti gli anni	1990	2000
Saldo di conto corrente/PIL	-0,047	-0,021	-0,036
Riserve ufficiali/PIL	0,105	0,088	0,149
Debito estero/PIL	0,703	0,884	0,746
Quota di debito a breve sul totale del debito estero	0,128	0,126	0,107
Tasso di crescita annuale del credito interno	56,1%	396,5%	-10,4%
PIL pro capite (PPP 1995 \$)	3.336	3585	3.822
Grado di apertura commerciale	0,528	0,460	0,635
Trasferimenti ufficiali netti/PIL	0,054	0,076	0,034
Quota di debito agevolato sul complesso del debito estero	0,400	0,418	0,430
Rimesse dei lavoratori emigrati /PIL (mediana)	0,013	0,014	0,019
Rimesse dei lavoratori emigrati /PIL (media)	0,031	0,032	0,035
Rimesse dei lavoratori emigrati/PIL (75 ^{mo} percentile)	0,039	0,045	0,041
<i>Current account reversals</i> , ED4	0,145	0,130	0,190
<i>Current account reversals</i> , ED5	0,112	0,072	0,119
<i>Current account reversals</i> , BP5	0,090	0,058	0,086
<i>Current account reversals</i> , BP4c	0,050	0,047	0,013

Note: vedi Tavola A1 per le fonti dei dati e la descrizione delle variabili.

Regressione base
(misura di current account reversal: BP5)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	probit	probit	probit	probit	lineare	lineare	lineare
CA	-5,301 [0,641]***	-7,188 [0,848]***	-7,417 [0,911]***	-7,385 [0,893]***	-1,206 [0,138]***	-1,214 [0,137]***	-1,233 [0,138]***
RES	-0,216 [0,527]	-1,946 [0,918]**	-1,942 [0,906]**	-2,005 [0,957]**	-0,311 [0,132]**	-0,494 [0,211]**	-0,468 [0,211]**
EXTD	-0,027 [0,082]	0,162 [0,134]	0,087 [0,145]	-0,001 [0,153]	0,007 [0,027]	0,006 [0,027]	0,095 [0,041]**
SHORTD	0,117 [0,449]	0,052 [0,604]	0,337 [0,644]	0,478 [0,670]	0,007 [0,088]	0,007 [0,088]	0,007 [0,088]
CREGRO	0,003 [0,016]	0,001 [0,019]	0,005 [0,019]	0,003 [0,019]	0,001 [0,003]	0,001 [0,003]	0,001 [0,003]
PPPGDP	0,053 [0,019]***	0,202 [0,089]**	0,170 [0,100]*	0,123 [0,111]	0,018 [0,017]	0,016 [0,017]	0,018 [0,017]
OPEN				0,600 [0,455]	0,090 [0,064]	0,106 [0,067]	0,107 [0,067]
OT				1,039 [1,415]	0,127 [0,266]	0,135 [0,265]	0,066 [0,268]
CONCD				-0,298 [0,667]	-0,027 [0,080]	-0,021 [0,079]	-0,001 [0,079]
RES^2						0,257 [0,264]	0,263 [0,266]
EXTD^2							-0,022 [0,007]***
Effetti fissi di paese	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Dummy annuali	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Osservazioni	1874	1874	1874	1861	1861	1861	1861
R ²	0,08	0,16	0,20	0,21	0,17	0,17	0,17

Note: la variabile dipendente (BP5) è pari a 1 se al tempo t si verifica una riduzione di un deficit del conto corrente di dimensione pari ad almeno il 5 per cento del PIL e alla metà del deficit del conto corrente iniziale, e a 0 nel caso contrario. Standard error corretti per l'eteroschedasticità tra parentesi. Tutte le variabili esplicative sono descritte nella Tabella A1 e sono ritardate di un periodo. Per i modelli probit riportiamo la statistica pseudo - R².

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%.

Regressione base
(misura di current account reversal: ED4)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	probit	probit	probit	probit	lineare	lineare	lineare
CA	-9,034 [0,755]***	-12,494 [1,040]***	-12,743 [1,110]***	-12,760 [1,113]***	-2,343 [0,155]***	-2,356 [0,154]***	-2,363 [0,156]***
RES	0,095 [0,475]	-1,586 [0,905]*	-1,567 [0,921]*	-1,633 [0,979]*	-0,157 [0,136]	-0,466 [0,223]**	-0,455 [0,223]**
EXTD	-0,038 [0,079]	0,375 [0,131]***	0,350 [0,145]**	0,322 [0,159]**	0,080 [0,031]***	0,078 [0,031]**	0,109 [0,049]**
SHORTD	0,225 [0,411]	0,280 [0,602]	0,466 [0,635]	0,469 [0,665]	-0,003 [0,124]	-0,003 [0,123]	-0,002 [0,124]
CREGRO	-0,005 [0,017]	0,001 [0,017]	0,002 [0,018]	0,001 [0,018]	0,000 [0,003]	0,000 [0,003]	0,000 [0,003]
PPPGDP	0,037 [0,018]**	0,168 [0,084]**	0,160 [0,094]*	0,122 [0,104]	0,013 [0,017]	0,009 [0,017]	0,010 [0,017]
OPEN				0,347 [0,443]	0,097 [0,072]	0,126 [0,075]*	0,126 [0,075]*
OT				-0,514 [1,455]	-0,114 [0,296]	-0,099 [0,293]	-0,123 [0,296]
CONCD				-0,292 [0,593]	-0,084 [0,095]	-0,076 [0,094]	-0,069 [0,095]
RES^2						0,418 [0,252]*	0,419 [0,253]*
EXTD^2							-0,008 [0,009]
Effetti fissi di paese	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Dummy annuali	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Osservazioni	1904	1904	1904	1890	1890	1890	1890
R ²	0,17	0,26	0,29	0,29	0,26	0,26	0,26

Note: la variabile dipendente (ED4) è pari a 1 se al tempo t si verifica una riduzione di un deficit del conto corrente di dimensione pari ad almeno il 4 per cento del PIL, e a 0 nel caso contrario. Standard error corretti per l'eteroschedasticità tra parentesi. Tutte le variabili esplicative sono descritte nella Tavola A1 e sono ritardate di un periodo. Per i modelli probit riportiamo la statistica pseudo - R².

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%.

Regressione base
(misura di current account reversal: ED5)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	probit	probit	probit	probit	lineare	lineare	lineare
CA	-8,910 [0,773]***	-11,592 [1,040]***	-11,621 [1,095]***	-11,594 [1,074]***	-2,028 [0,147]***	-2,034 [0,147]***	-2,036 [0,149]***
RES	0,304 [0,486]	-1,107 [0,872]	-0,947 [0,844]	-1,014 [0,893]	-0,074 [0,130]	-0,219 [0,208]	-0,216 [0,208]
EXTD	-0,028 [0,083]	0,303 [0,135]**	0,291 [0,150]*	0,228 [0,162]	0,056 [0,028]*	0,055 [0,028]*	0,063 [0,044]
SHORTD	-0,095 [0,446]	0,108 [0,631]	0,321 [0,669]	0,427 [0,703]	-0,055 [0,090]	-0,054 [0,090]	-0,054 [0,090]
CREGRO	0,006 [0,016]	0,010 [0,016]	0,014 [0,017]	0,013 [0,018]	0,002 [0,003]	0,002 [0,003]	0,002 [0,003]
PPPGDP	0,056 [0,019]***	0,158 [0,091]*	0,151 [0,104]	0,113 [0,114]	0,011 [0,016]	0,009 [0,016]	0,010 [0,016]
OPEN				0,513 [0,467]	0,102 [0,067]	0,116 [0,070]*	0,116 [0,070]*
OT				0,431 [1,406]	0,019 [0,276]	0,026 [0,275]	0,020 [0,277]
CONCD				-0,165 [0,662]	-0,045 [0,082]	-0,041 [0,082]	-0,039 [0,082]
RES^2						0,196 [0,235]	0,196 [0,235]
EXTD^2							-0,002 [0,009]
Effetti fissi di paese	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Dummy annuali	NO	NO	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Osservazioni	1904	1904	1904	1890	1890	1890	1890
R ²	0,19	0,26	0,29	0,29	0,26	0,26	0,26

Note: la variabile dipendente (ED5) è pari a 1 se al tempo t si verifica una riduzione di un deficit del conto corrente di dimensione pari ad almeno il 5 per cento del PIL, e a 0 nel caso contrario. Standard error corretti per l'eteroschedasticità tra parentesi. Tutte le variabili esplicative sono descritte nella Tabella A1 e sono ritardate di un periodo. Per i modelli probit riportiamo la statistica pseudo - R².

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%.

Current account reversal e rimesse

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ED4	ED4	ED4	BP5	BP5	BP5
	mediana	media	75 th pct	mediana	media	75 th pct
CA	-2,790 [0,229]***	-2,805 [0,228]***	-2,799 [0,227]***	-1,762 [0,213]***	-1,769 [0,213]***	-1,772 [0,212]***
REM	-0,018 [0,490]	0,189 [0,502]	0,080 [0,522]	0,053 [0,420]	0,111 [0,427]	0,070 [0,433]
RES	-1,053 [0,452]**	-0,980 [0,404]**	-0,974 [0,391]**	-1,363 [0,495]***	-1,210 [0,450]***	-1,177 [0,435]***
EXTD	0,162 [0,084]*	0,201 [0,084]**	0,199 [0,085]**	0,151 [0,066]**	0,173 [0,072]**	0,180 [0,072]**
SHORTD	-0,031 [0,144]	-0,017 [0,144]	-0,012 [0,145]	-0,029 [0,107]	-0,020 [0,108]	-0,013 [0,108]
CREGRO	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,001]	-0,001 [0,001]	-0,001 [0,001]
PPPGDP	-0,018 [0,025]	-0,018 [0,025]	-0,018 [0,025]	-0,007 [0,025]	-0,008 [0,025]	-0,009 [0,025]
OPEN	0,188 [0,106]*	0,206 [0,106]*	0,203 [0,105]*	0,220 [0,095]**	0,234 [0,095]**	0,234 [0,095]**
OT	-0,692 [0,346]**	-0,733 [0,347]**	-0,740 [0,340]**	-0,476 [0,302]	-0,490 [0,304]	-0,513 [0,294]*
CONCD	-0,013 [0,113]	-0,012 [0,113]	-0,012 [0,113]	0,026 [0,102]	0,014 [0,102]	0,023 [0,102]
RES^2	1,631 [0,832]*	1,540 [0,812]*	1,478 [0,795]*	2,185 [1,031]**	2,079 [1,018]**	1,987 [0,996]**
EXTD^2	-0,027 [0,024]	-0,038 [0,021]*	-0,038 [0,021]*	-0,036 [0,015]**	-0,044 [0,016]***	-0,046 [0,016]***
RES*DREM	0,470 [0,316]	0,532 [0,312]*	0,630 [0,315]**	0,694 [0,303]**	0,683 [0,300]**	0,759 [0,303]**
EXTD*DREM	-0,038 [0,049]	-0,096 [0,050]*	-0,097 [0,051]*	-0,041 [0,040]	-0,071 [0,045]	-0,087 [0,041]**
Osservazioni	1214	1214	1214	1191	1191	1191
R ²	0,30	0,31	0,31	0,22	0,22	0,22

Note: Stima con modello di probabilità lineare. Standard error corretti per l'eteroschedasticità tra parentesi. Tutte le regressioni includono effetti fissi di paese e dummy annuali. La variabile dipendente ED4 è pari a 1 nel caso di riduzione del deficit del conto corrente al tempo t di dimensioni almeno pari al 4 per cento del PIL, e a 0 nel caso opposto. La variabile dipendente BP5 è pari a 1 nel caso di una riduzione del deficit del conto corrente al tempo t di dimensioni almeno pari al 5 per cento del PIL e almeno pari alla metà del livello iniziale del deficit del conto corrente, e a 0 nel caso opposto. DREM è una variabile dummy, pari a 1 se in un dato anno il livello del rapporto tra le rimesse dei lavoratori e il PIL di un paese è più elevato di quello della mediana o della media o del 75.mo percentile (come indicato nella parte superiore di ciascuna colonna) della distribuzione (cross-country) di quell'anno. Tutte le altre variabili esplicative sono descritte nella Tavola A1 e sono ritardate di un periodo.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%

Analisi di robustezza: misura delle rimesse

	(1) ED4 mediana	(2) ED4 media	(3) ED4 75.mo percentile	(4) BP5 mediana	(5) BP5 media	(6) BP5 75.mo percentile
CA	-2,798 [0,229]***	-2,797 [0,227]***	-2,785 [0,226]***	-1,772 [0,214]***	-1,765 [0,213]***	-1,763 [0,213]***
REM	-0,181 [0,535]	-0,326 [0,570]	-0,620 [0,607]	0,076 [0,389]	-0,097 [0,396]	-0,311 [0,414]
RES	-0,966 [0,434]**	-1,053 [0,395]***	-0,971 [0,382]**	-1,242 [0,486]**	-1,216 [0,442]***	-1,155 [0,426]***
EXTD	0,166 [0,085]*	0,199 [0,085]**	0,151 [0,090]*	0,164 [0,069]**	0,181 [0,072]**	0,154 [0,073]**
SHORTD	-0,024 [0,144]	-0,001 [0,145]	-0,009 [0,144]	-0,021 [0,106]	-0,001 [0,108]	-0,003 [0,108]
CREGRO	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,001]	-0,001 [0,001]
PPPGDP	-0,020 [0,026]	-0,016 [0,026]	-0,017 [0,026]	-0,008 [0,025]	-0,005 [0,026]	-0,006 [0,026]
OPEN	0,192 [0,107]*	0,204 [0,108]*	0,185 [0,107]*	0,216 [0,096]**	0,222 [0,097]**	0,212 [0,096]**
OT	-0,686 [0,349]**	-0,719 [0,342]**	-0,698 [0,348]**	-0,463 [0,303]	-0,483 [0,298]	-0,488 [0,302]
CONCD	-0,011 [0,112]	-0,003 [0,113]	-0,010 [0,112]	0,026 [0,102]	0,034 [0,102]	0,032 [0,102]
RES^2	1,586 [0,826]*	1,534 [0,796]*	1,490 [0,796]*	2,132 [1,043]**	2,036 [1,015]**	1,951 [1,004]*
EXTD^2	-0,027 [0,024]	-0,038 [0,022]*	-0,029 [0,025]	-0,036 [0,015]**	-0,046 [0,016]***	-0,041 [0,017]**
RES*DREM	0,380 [0,317]	0,692 [0,316]**	0,605 [0,308]*	0,576 [0,305]*	0,731 [0,291]**	0,736 [0,293]**
EXTD*DREM	-0,053 [0,048]	-0,077 [0,049]	-0,001 [0,058]	-0,072 [0,039]*	-0,072 [0,041]*	-0,029 [0,049]
Osservazioni	1214	1214	1214	1191	1191	1191
R ²	0,30	0,31	0,30	0,22	0,22	0,22

Note: cfr. note a Tav. 5. Qui le rimesse corrispondono alla somma tra le rimesse dei lavoratori emigrati e i redditi da lavoro per tutti i paesi a eccezione di: Argentina, Azerbaigian, Barbados, Belize, Benin, Brasile, Cambogia, Capo Verde, Cina, Costa d'Avorio, Ecuador, El Salvador, Guyana, Panama, Repubblica Dominicana, Ruanda, Senegal, Seychelles, Turchia e Venezuela. Tutte le variabili esplicative sono descritte nella Tavola A1 e sono ritardate di un periodo.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%

Analisi di robustezza: sviluppo finanziario e regimi di cambio
(dummy rimesse: 75mo percentile)

	(1) ED4 sviluppo finanziario	(2) ED4 regimi di cambio	(3) BP5 sviluppo finanziario	(4) BP5 regimi di cambio
CA	-2,852 [0,230]***	-2,807 [0,225]***	-1,791 [0,216]***	-1,792 [0,213]***
REM	0,743 [0,606]	0,091 [0,516]	0,530 [0,501]	0,110 [0,437]
RES	-0,570 [0,468]	-0,763 [0,395]*	-1,264 [0,466]***	-1,052 [0,442]**
EXTD	0,162 [0,083]**	0,213 [0,092]**	0,163 [0,073]**	0,199 [0,082]**
SHORTD	-0,044 [0,150]	-0,056 [0,146]	-0,029 [0,111]	-0,047 [0,108]
CREGRO	0,000 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,000 [0,001]	-0,002 [0,002]
PPPGDP	-0,016 [0,026]	-0,015 [0,025]	-0,011 [0,026]	-0,006 [0,025]
OPEN	0,183 [0,106]*	0,219 [0,107]**	0,204 [0,096]**	0,245 [0,097]**
OT	-0,631 [0,345]*	-0,733 [0,345]**	-0,449 [0,298]	-0,518 [0,297]*
CONCD	0,016 [0,117]	-0,032 [0,113]	0,034 [0,106]	0,015 [0,102]
RES^2	1,564 [0,852]*	1,211 [0,766]	1,997 [0,997]**	1,820 [0,990]*
EXTD^2	-0,044 [0,021]**	-0,035 [0,022]	-0,050 [0,017]***	-0,045 [0,018]**
RES*DREM	0,572 [0,333]*	0,604 [0,317]*	0,794 [0,320]**	0,759 [0,307]**
EXTD*DREM	-0,111 [0,052]**	-0,089 [0,051]*	-0,097 [0,043]**	-0,085 [0,042]**
RES*FD	-0,539 [0,354]		0,140 [0,274]	
EXTD*FD	0,117 [0,069]*		0,080 [0,064]	
FD	-0,015 [0,062]		-0,061 [0,057]	
RES*ARR		-0,533 [0,352]		-0,218 [0,327]
EXTD*ARR		-0,049 [0,047]		-0,056 [0,041]
ARR		0,119 [0,043]***		0,096 [0,040]**
Osservazioni	1180	1214	1157	1191
R ²	0,31	0,31	0,23	0,23

Note: cfr. note a Tav. 5

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%

Analisi di robustezza: caratteristiche di paese
(dummy delle rimesse: 75mo percentile)

	(1) ED4 dimensione	(2) ED4 alfabetizzazione	(3) ED4 guerre civili	(4) BP5 dimensione	(5) BP5 alfabetizzazione	(6) BP5 guerre civili
CA	-2,880 [0,227]***	-2,880 [0,256]***	-2,805 [0,226]***	-1,816 [0,215]***	-1,687 [0,245]***	-1,774 [0,212]***
REM	0,051 [0,520]	-0,122 [0,622]	0,142 [0,531]	0,068 [0,433]	0,002 [0,513]	0,059 [0,438]
RES	-0,976 [0,397]**	-0,995 [0,468]**	-0,990 [0,410]**	-1,193 [0,444]***	-1,180 [0,464]**	-1,253 [0,462]***
EXTD	0,241 [0,085]***	0,173 [0,105]*	0,187 [0,086]**	0,203 [0,073]***	0,195 [0,092]**	0,170 [0,073]**
SHORTD	-0,002 [0,144]	-0,034 [0,153]	-0,006 [0,145]	-0,008 [0,108]	0,011 [0,112]	-0,015 [0,108]
CREGRO	-0,001 [0,002]	-0,000 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,001]	-0,001 [0,002]
PPPGDP	-0,014 [0,026]	-0,004 [0,030]	-0,016 [0,025]	-0,006 [0,026]	0,011 [0,028]	-0,008 [0,025]
OPEN	0,176 [0,104]*	0,159 [0,119]	0,187 [0,105]*	0,220 [0,095]**	0,186 [0,105]*	0,226 [0,096]**
OT	-0,690 [0,343]**	-0,837 [0,369]**	-0,707 [0,341]**	-0,488 [0,296]*	-0,443 [0,313]	-0,489 [0,294]*
CONCD	-0,022 [0,113]	0,002 [0,125]	-0,002 [0,114]	0,021 [0,104]	0,049 [0,112]	0,033 [0,103]
RES^2	1,528 [0,808]*	1,649 [0,899]*	1,553 [0,822]*	2,042 [1,013]**	1,938 [1,032]*	2,121 [1,043]**
EXTD^2	-0,046 [0,021]**	-0,033 [0,023]	-0,021 [0,027]	-0,050 [0,016]***	-0,044 [0,020]**	-0,039 [0,022]*
RES*DREM	0,609 [0,323]*	0,738 [0,392]*	0,602 [0,314]*	0,731 [0,317]**	0,884 [0,362]**	0,737 [0,303]**
EXDT*DREM	-0,102 [0,051]**	-0,094 [0,053]*	-0,093 [0,052]*	-0,089 [0,041]**	-0,080 [0,043]*	-0,082 [0,041]**
RES*SMALL	0,126 [0,723]			0,208 [0,643]		
EXTD*SMALL	-1,140 [0,354]***			-0,593 [0,322]*		
SMALL	0,500 [0,291]*			0,654 [0,361]*		
RES*LIT		-0,135 [0,452]			-0,143 [0,424]	
EXTD *LIT		0,023 [0,082]			-0,027 [0,075]	
LIT		0,088 [0,078]			0,072 [0,066]	
RES*WAR			0,098 [0,473]			0,379 [0,498]
EXTD *WAR			-0,101 [0,096]			-0,028 [0,087]
WAR			-0,439 [0,217]**			-0,419 [0,212]**
Osservazioni	1214	1071	1214	1191	1065	1191
R ²	0,31	0,29	0,31	0,23	0,21	0,22

Nota: cfr. note a Tav. 5. * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%

Analisi di robustezza: geografia
(dummy delle rimesse: 75mo percentile)

	(1) ED4 Africa	(2) ED4 Asia	(3) BP5 Africa	(4) BP5 Asia
CA	-2,800 [0,227]***	-2,790 [0,226]***	-1,771 [0,213]***	-1,765 [0,212]***
REM	0,098 [0,522]	0,097 [0,523]	0,037 [0,436]	0,081 [0,435]
RES	-0,993 [0,433]**	-0,942 [0,406]**	-1,176 [0,481]**	-1,227 [0,463]**
EXTD	0,215 [0,102]**	0,203 [0,085]**	0,147 [0,090]	0,192 [0,073]***
SHORTD	-0,010 [0,146]	-0,019 [0,146]	-0,017 [0,110]	-0,004 [0,110]
CREGRO	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,001]	-0,001 [0,001]
PPPGDP	-0,018 [0,025]	-0,017 [0,025]	-0,007 [0,025]	-0,007 [0,025]
OPEN	0,201 [0,108]*	0,208 [0,106]*	0,241 [0,098]**	0,231 [0,097]**
OT	-0,735 [0,344]**	-0,735 [0,341]**	-0,529 [0,297]*	-0,501 [0,294]*
CONCD	-0,005 [0,115]	-0,014 [0,113]	0,012 [0,105]	0,020 [0,102]
RES^2	1,510 [0,807]*	1,445 [0,803]*	1,943 [1,008]*	2,088 [1,042]**
EXTD^2	-0,039 [0,021]*	-0,038 [0,021]*	-0,043 [0,017]**	-0,048 [0,016]***
RES*DREM	0,638 [0,317]**	0,615 [0,319]*	0,742 [0,304]**	0,772 [0,307]**
EXTD *DREM	-0,100 [0,052]*	-0,098 [0,051]*	-0,083 [0,042]*	-0,089 [0,041]**
RES*AFRICA	0,025 [0,384]		0,033 [0,377]	
EXTD *AFRICA	-0,023 [0,078]		0,047 [0,071]	
AFRICA	0,006 [0,176]		-0,417 [0,190]**	
RES*ASIA		-0,173 [0,583]		0,423 [0,414]
EXTD *ASIA		-0,073 [0,145]		-0,227 [0,118]*
ASIA		-0,190 [0,174]		-0,100 [0,191]
Osservazioni	1214	1214	1191	1191
R ²	0,31	0,31	0,22	0,22

Nota: cfr. note a Tav. 5.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%

Analisi di robustezza: endogeneità

	(1) ED4 mediana	(2) ED4 media	(3) ED4 75.mo	(4) BP5 mediana	(5) BP5 media	(6) BP5 75.mo
CA	-2,806 [0,228]***	-2,801 [0,231]***	-2,799 [0,227]***	-1,774 [0,213]***	-1,760 [0,214]***	-1,771 [0,212]***
REM	0,047 [0,485]	0,152 [0,497]	0,111 [0,513]	0,087 [0,416]	0,106 [0,428]	0,122 [0,429]
RES	-1,021 [0,456]**	-0,853 [0,415]**	-0,983 [0,399]**	-1,382 [0,495]***	-1,178 [0,463]**	-1,210 [0,441]***
EXTD	0,179 [0,086]**	0,155 [0,084]*	0,195 [0,085]**	0,171 [0,067]**	0,143 [0,066]**	0,182 [0,072]**
SHORTD	-0,022 [0,144]	-0,029 [0,144]	-0,013 [0,146]	-0,016 [0,107]	-0,030 [0,108]	-0,013 [0,109]
CREGRO	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,002]	-0,001 [0,001]	-0,001 [0,001]
PPPGDP	-0,019 [0,025]	-0,021 [0,025]	-0,018 [0,025]	-0,007 [0,025]	-0,009 [0,025]	-0,009 [0,025]
OPEN	0,200 [0,106]*	0,190 [0,106]*	0,203 [0,106]*	0,231 [0,096]**	0,224 [0,095]**	0,236 [0,095]**
OT	-0,709 [0,348]**	-0,707 [0,358]**	-0,723 [0,344]**	-0,498 [0,302]*	-0,461 [0,309]	-0,498 [0,299]*
CONCD	-0,008 [0,113]	-0,015 [0,114]	-0,018 [0,113]	0,035 [0,102]	0,007 [0,103]	0,013 [0,102]
RES^2	1,640 [0,836]*	1,519 [0,830]*	1,527 [0,806]*	2,228 [1,036]**	2,099 [1,036]**	2,040 [1,003]**
EXTD^2	-0,026 [0,025]	-0,024 [0,024]	-0,036 [0,021]*	-0,036 [0,015]**	-0,034 [0,015]**	-0,046 [0,017]***
RES*DREMAve	0,441 [0,335]	0,267 [0,323]	0,570 [0,312]*	0,727 [0,321]**	0,563 [0,299]*	0,744 [0,299]**
EXTD*DREMAve	-0,075 [0,045]*	-0,055 [0,050]	-0,085 [0,051]*	-0,074 [0,039]*	-0,046 [0,044]	-0,083 [0,046]*
Osservazioni	1214	1214	1214	1191	1191	1191
R ²	0,30	0,30	0,30	0,22	0,22	0,22

Note: Stima con modello di probabilità lineare. Standard error corretti per l'eteroschedasticità tra parentesi. Tutte le regressioni includono effetti fissi di paese e dummy annuali. La variabile dipendente ED4 è pari a 1 nel caso di riduzione del deficit del conto corrente al tempo t di dimensioni almeno pari al 4 per cento del PIL, e a 0 nel caso opposto. La variabile dipendente BP5 è pari a 1 nel caso di una riduzione del deficit del conto corrente al tempo t di dimensioni almeno pari al 5 per cento del PIL e almeno pari alla metà del livello iniziale del deficit del conto corrente, e a 0 nel caso opposto. DREMAve è una variabile dummy pari a 1 se il valore medio per paese del rapporto tra le rimesse dei lavoratori e il PIL è più elevato di quello della mediana o della media o del 75.mo percentile (come indicato nella parte superiore di ciascuna colonna) della distribuzione delle medie dei paesi. Tutte le altre variabili esplicative sono descritte nella Tavola A1 e sono ritardate di un periodo.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%

Analisi di robustezza: contractionary current account reversals

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	probit	Regressione base lineare		Con le rimesse: modello di probabilità lineare		
			lineare	mediana	media	75.mo
CA	-8,651 [1,138]***	-0,641 [0,107]***	-0,669 [0,108]***	-0,827 [0,181]***	-0,835 [0,180]***	-0,851 [0,180]***
REM				-0,327 [0,321]	-0,356 [0,331]	-0,077 [0,314]
RES	-3,995 [1,948]**	-0,209 [0,078]***	-0,506 [0,150]***	-1,020 [0,351]***	-0,843 [0,323]***	-0,810 [0,309]***
EXTD	0,401 [0,248]	0,030 [0,021]	0,095 [0,034]***	0,104 [0,053]*	0,109 [0,059]*	0,149 [0,061]**
SHORTD	1,549 [0,746]**	0,145 [0,100]	0,145 [0,100]	0,068 [0,104]	0,068 [0,106]	0,084 [0,106]
CREGRO	-0,070 [0,061]	-0,001 [0,001]	-0,001 [0,001]	0,001 [0,001]	0,000 [0,001]	0,000 [0,001]
PPPGDP	0,555 [0,243]**	0,042 [0,014]***	0,040 [0,015]***	0,022 [0,024]	0,021 [0,024]	0,019 [0,024]
OPEN	0,705 [0,738]	0,020 [0,045]	0,050 [0,049]	0,063 [0,077]	0,067 [0,076]	0,079 [0,076]
OT	-5,507 [2,001]***	-0,152 [0,100]	-0,191 [0,102]*	-0,358 [0,176]**	-0,345 [0,184]*	-0,403 [0,173]**
CONCD	-0,219 [0,893]	-0,000 [0,069]	0,025 [0,069]	0,015 [0,077]	0,001 [0,077]	0,016 [0,078]
RES^2			0,450 [0,155]***	1,396 [0,613]**	1,338 [0,611]**	1,227 [0,585]**
EXTD^2			-0,017 [0,006]***	-0,024 [0,011]**	-0,023 [0,012]*	-0,031 [0,012]**
RES*DREM				0,458 [0,213]**	0,332 [0,204]	0,399 [0,194]**
EXTD*DREM				0,017 [0,031]	0,001 [0,038]	-0,072 [0,030]**
Osservazioni	1860	1860	1860	1190	1190	1190
R ²	0,26	0,13	0,13	0,16	0,15	0,16

Notes: Stima con modello di probabilità lineare. Standard error corretti per l'eteroschedasticità tra parentesi. Tutte le regressioni includono effetti fissi di paese e dummy annuali. La variabile dipendente BP5 è pari a 1 nel caso di una riduzione del deficit del conto corrente al tempo t di dimensioni almeno pari al 5 per cento del PIL e almeno pari alla metà del livello iniziale del deficit del conto corrente in presenza di una riduzione del PIL pro capite reale, e a 0 nel caso opposto. DREM è una variabile dummy, pari a 1 se in un dato anno il livello del rapporto tra le rimesse dei lavoratori e il PIL di un paese è più elevato di quello della mediana o della media o del 75.mo percentile (come indicato nella parte superiore di ciascuna colonna) della distribuzione (cross-country) di quell'anno. Tutte le altre variabili esplicative sono descritte nella Tavola A1 e sono ritardate di un periodo.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%.

Elenco delle variabili, acronimi e fonti dei dati

Variable	Acronimo	Fonte dei dati
Saldo del conto corrente, dollari USA		FMI, Balance of Payments Statistics
PIL, dollari USA		Banca Mondiale, World Development Indicators
Saldo del conto corrente (% del PIL)	CA	
Rimesse dei lavoratori emigrati (crediti), dollari USA		FMI, Balance of Payments Statistics
Rimesse dei lavoratori emigrati (% del PIL)	REM	
Rimesse dei lavoratori emigrati: dummy pari a 1 se il livello del rapporto tra le rimesse dei lavoratori e il PIL del paese è maggiore del livello della mediana o della media o del 75mo percentile della distribuzione annuale	DREM	
Rimesse dei lavoratori emigrati: dummy pari a 1 se il valore medio per paese del rapporto tra le rimesse dei lavoratori e il PIL del paese è maggiore del livello della mediana o della media o del 75mo percentile della distribuzione delle medie dei paesi	DREMave	
Riserve ufficiali, dollari USA		Banca Mondiale, Global Development Finance
Riserve ufficiali (% del PIL)	RES	
Debito estero (% del RNL)	EXTD	Banca Mondiale, Global Development Finance
Debito a breve termine (% del debito estero)	SHORTD	Banca Mondiale, Global Development Finance
Credito interno (Monetary Survey)		FMI, International Financial Statistics
Tasso annuo di crescita del credito interno	CREGRO	
PIL pro capite, in dollari USA 1995 PPP	PPPGDP	Banca Mondiale, World Development Indicators
Commercio di beni (in percentuale rispetto al PIL)	OPEN	Banca Mondiale, World Development Indicators
Trasferimenti ufficiali netti, dollari USA	OT	Banca Mondiale, Global Development Finance
Debito agevolato (% del debito estero)	CONCD	Banca Mondiale, Global Development Finance
Dummy pari a 1 se il rapporto tra il credito privato e il PIL è maggiore del valore mediano	FD	Banca Mondiale, Global Development Finance
Dummy per gli accordi sui tassi di cambio	ARR	Rogoff e Reinhart (2002)
Dummy pari a 1 se la popolazione è inferiore alle 500.000 unità	SMALL	Banca Mondiale, World Development Indicators
Dummy pari a 1 se il grado di alfabetizzazione è maggiore della mediana	LIT	Banca Mondiale, World Development Indicators
Dummy pari a 1 nel caso di paese-anno con un conflitto civile con più di 1000 vittime	WAR	Armed Conflict Database, International Peace Research Institute di Oslo (Norvegia) e università di Uppsala
Dummy pari a 1 se il paese è in Africa	AFRICA	
Dummy pari a 1 se il paese è in Asia	ASIA	

Tassonomia dei *current account reversal* al tempo t

	ED4	ED5	BP5	BP4c
Richiede un disavanzo di conto corrente nell'anno t-1?	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Dimensione minima del miglioramento del saldo del conto corrente nell'anno t	4 per cento del PIL	5 per cento del PIL	5 per cento del PIL	4 per cento del PIL
Richiede che il miglioramento del saldo di conto corrente sia superiore a una frazione minima del diavanzo dell'anno t-1? Quale frazione?	NO	NO	SÍ, 50 per cento	SÍ, 50 per cento
Richiede che il prodotto pro capite si riduca nell'anno t?	NO	NO	NO	SÍ
Richiede che il miglioramento del saldo del conto corrente non sia annullato negli anni immediatamente successivi all'anno t?	NO	NO	NO	NO

*Current account reversals**

Paese (anno)	Saldo del conto corrente (in percentuale rispetto al PIL) dell'anno t-1	Saldo del conto corrente (in percentuale rispetto al PIL) dell'anno t
Albania (1993)	-7,1	1,2
Albania (1995)	-7,9	-0,5
Albania (1998)	-12,6	-2,4
Algeria (1979)	-13,4	-4,9
Algeria (1980)	-4,9	0,6
Argentina (2002)	-1,4	9,0
Azerbaijan (2000)	-13,1	-3,2
Barbados (1992)	-1,4	9,0
Bielorussia (1999)	-6,7	-1,6
Belize (1985)	-2,5	4,3
Belize (1990)	-5,2	3,8
Benin (1979)	-9,7	-4,4
Benin (1983)	-29,8	-12,3
Benin (1984)	-12,3	5,4
Benin (1989)	-6,5	-0,9
Benin (1992)	-11,5	-4,5
Benin (1996)	-8,0	-1,9
Bolivia (1982)	-16,2	-5,8
Bolivia (1994)	-8,8	-1,5
Burkina Faso (1989)	-1,7	3,7
Colombia (1986)	-5,2	1,1
Colombia (1999)	-4,9	0,8
Comore (1985)	-30,4	-12,5
Comore (1988)	-10,9	3,1
Comore (1989)	-3,1	2,7
Comore (1993)	-5,1	3,4
Croazia (1998)	-14,1	-6,8

Paese (anno)	Saldo del conto corrente (in percentuale rispetto al PIL) dell'anno t-1	Saldo del conto corrente (in percentuale rispetto al PIL) dell'anno t
Ecuador (1992)	-6,2	-1,0
Ecuador (1999)	-9,0	5,5
Egitto (1980)	-8,3	-1,9
Egitto (1983)	-7,2	-1,2
Egitto (1990)	-3,3	5,4
El Salvador (1979)	-8,9	0,9
Etiopia (2000)	-7,2	0,2
Filippine (1998)	-5,3	2,4
Gabon (1987)	-31,1	-13,7
Gabon (1989)	-16,1	-4,6
Gabon (1999)	-12,9	9,0
Ghana (1982)	-9,9	-2,7
Ghana (2002)	-6,1	-0,5
Giamaica (1977)	-8,9	-0,4
Giamaica (1986)	-12,9	-0,6
Giamaica (1988)	-3,8	1,2
Giamaica (1992)	-5,8	0,8
Giamaica (1994)	-4,1	1,8
Gibuti (1993)	-18,6	-7,3
Giordania (1979)	-11,3	-0,2
Giordania (1980)	-0,2	9,4
Giordania (1989)	-4,9	9,3
Indonesia (1984)	-7,4	-2,1
Indonesia (1998)	-2,3	4,3
Kirgizistan (1997)	-23,2	-7,8
Kirgizistan (2000)	-14,8	-5,8
Macedonia (1999)	-7,6	-0,9
Malawi (1995)	-15,3	-5,5
Malawi (1998)	-10,9	-0,3

Paese (anno)	Saldo del conto corrente (in percentuale rispetto al PIL) dell'anno t-1	Saldo del conto corrente (in percentuale rispetto al PIL) dell'anno t
Maldive (1984)	-41,8	-14,9
Maldive (1985)	-14,9	-4,3
Mali (1977)	-4,5	0,5
Mali (2002)	-11,8	-4,4
Marocco (1986)	-6,9	-1,2
Marocco (2001)	-1,4	4,8
Mauritania (1989)	-10,0	-1,9
Mauritania (1994)	-18,4	-6,8
Mauritania (1995)	-6,8	2,1
Messico (1983)	-3,4	3,9
Messico (1995)	-7,0	-0,6
Moldavia (1999)	-19,7	-5,8
Nepal (1998)	-7,9	-1,4
Nepal (2002)	-3,0	3,9
Nicaragua (2000)	-42,0	-20,0
Niger (1983)	-11,5	-3,4
Nigeria (1979)	-10,3	3,5
Nigeria (1984)	-12,4	0,4
Nigeria (1989)	-1,3	4,6
Nigeria (1996)	-9,2	9,9
Nigeria (1999)	-13,2	1,4
Oman (1979)	-1,8	4,7
Oman (1987)	-14,2	10,0
Oman (1989)	-4,1	3,6
Oman (1996)	-6,6	1,6
Panama (1982)	-12,4	-4,1
Panama (1983)	-4,1	4,1
Panama (1987)	-1,8	9,7
Paraguay (2002)	-3,9	1,3

Paese (anno)	Saldo del conto corrente (in percentuale rispetto al PIL) dell'anno t-1	Saldo del conto corrente (in percentuale rispetto al PIL) dell'anno t
Repubblica Democratica del Congo (1997)	-25,6	-6,7
Repubblica Democratica del Congo (2000)	-9,8	20,1
Repubblica Dominicana (1981)	-10,9	-5,4
Repubblica Dominicana (1988)	-6,2	-0,4
Ruanda (1979)	-5,5	4,8
Sierra Leone (1997)	-16,0	-6,5
Sri Lanka (1984)	-9,0	0,0
Sri Lanka (2001)	-6,4	-1,4
Sudan (1993)	-7,9	-2,6
Suriname (1978)	-0,4	6,3
Suriname (2000)	-3,3	3,6
Togo (1980)	-23,9	-8,4
Togo (1984)	-5,7	3,6
Trinidad e Tobago (1980)	-0,4	5,7
Trinidad e Tobago (1985)	-6,5	-0,6
Trinidad e Tobago (1990)	-0,9	9,1
Trinidad e Tobago (1999)	-10,5	0,4
Tunisia (1987)	-6,7	-0,6
Tunisia (1994)	-9,1	-3,4
Turchia (1994)	-3,6	2,0
Turchia (2001)	-4,9	2,3
Yemen (1994)	-25,5	6,6
Yemen (1999)	-5,0	7,4

* Questo elenco non comprende le osservazioni paese-anno escluse dalla nostra analisi econometrica a causa della non disponibilità di dati pregressi sulle rimesse dei lavoratori.

Riferimenti bibliografici

- Adams, R. (2004), "Remittances and Poverty in Guatemala", *Policy Research Working Paper*, no. 3418, Research Program on International Migration and Development, International Trade Unit, Development Economics Research Group, World Bank.
- Adams, R. (2005), "Remittances, Household Expenditure and Investment in Guatemala", *Policy Research Working Paper*, no. 3532, Research Program on International Migration and Development, International Trade Unit, Development Economics Research Group, World Bank.
- Adams, R. e J. Page (2003), "International Migration, Remittances and Poverty in Developing Countries", *Policy Research Working Paper*, no. 3179, Research Program on International Migration and Development, International Trade Unit, Development Economics Research Group, World Bank.
- Ai, C. e E. C. Norton (2003), "Interaction Terms in Logit and Probit Models", *Economic Letters*, vol. 80, pp. 123-129.
- Amuedo-Dorantes C. e S. Pozo (2004a), "Remittances and Healthcare Access of Populations in Origin Communities: Evidence from Mexico", mimeo.
- Amuedo-Dorantes C. e S. Pozo (2004b), "Workers' Remittances and the Real Exchange rate: a Paradox of Gifts", *World Development*, vol. 32, pp. 1407-17.
- Arteta, C. Ó. (2003), "Are Financially Dollarized Countries More Prone to Costly Crises?", *International Finance Discussion Paper*, no. 763, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Calvo, G. A. (2003), "Explaining Sudden Stops, Growth Collapse and BoP Crises: the Case of Distortionary Output Taxes", *NBER Working Paper* no. 9864.
- Calvo, G. A., A. Izquierdo e E. Talvi (2003), "Sudden Stops, the real Exchange rate, and Fiscal Sustainability: Argentina's Lessons", *NBER Working Paper* no. 9828.
- Calvo, G. A., A. Izquierdo e L.-F. Mejia (2004), "On the Empirics of Sudden Stops: the Relevance of Balance-Sheet Effects", *NBER Working Paper*, no. 10520.
- Chami, R., C. Fullenkamp e S. Jahjah (2003), "Are Immigrant Remittance Flows a Source of Capital for Development?", *IMF Working Paper*, no. 189.
- Cox Edwards, A. e M. Ureta (2003), "International Migration, Remittances, and Schooling: Evidence from El Salvador", *Journal of Development Economics*, vol. 72 (2), pp. 429-61.
- Docquier, F. e H. Rapoport (2005), "The Economics of Migrants' Remittances", *IZA Discussion Paper*, no. 1531.
- Docquier, F. e A. Marfouk (2005), "International Migration by Educational Attainment (1990 – 2000) – Release 1.1", CADRE, University of Lille. Early version (August, 2004), entitled "Measuring the International Mobility of Skilled Workers (1990 – 2000): Release 1.0", *Policy Research Working Paper*, no. 3381, Research Program

on International Migration and Development, International Trade Unit, Development Economics Research Group, World Bank.

- Dureya, S., E. Lopez Cordova e A. Olmedo (2005), “Migrant Remittances and Infant Mortality: Evidence from Mexico”, mimeo, IADB.
- Dustmann, C. e O. Kirchkamp (2002), “The Optimal Duration Migration and Activity Choice after Remigration”, *Journal of Development Economics*, vol. 67 (2), pp. 351-72.
- Edwards, S. (2001), “Does the Current Account Matter?”, *NBER Working Paper*, no. 8275.
- Edwards, S. (2004a), “Thirty Years of Current Account Imbalances, Current Account Reversals, and Sudden Stops”, *IMF Staff Papers*, vol. 51 (special issue).
- Edwards, S. (2004b), “Financial Openness, Sudden Stops and Current Account Reversals”, *NBER Working Paper*, no. 10277.
- Esquivel, G. e A. Huerta – Pineda (2005), “Remittances and Poverty in Mexico”, mimeo.
- Faini, R. (2002), “Development, Trade and Migration”, *Revue d’Economie et du Developpement*, 1-2, pp. 85-116.
- Faini, R. (2004), “Does the Brain Drain Boost Growth?”, mimeo.
- Frankel, J. A. e E. A. Cavallo (2004), “Does openness to trade make countries more vulnerable to sudden stops, or less? Using gravity to establish causality”, *NBER Working Paper*, no. 10957.
- Frankel, J. A. e A. Rose (1996), “Currency Crashes in Emerging Markets: an Empirical Treatment”, *Journal of International Economics*, vol. 41, pp. 351-66.
- Greene, W. (2002), “The Bias of the Fixed Effects Estimator in Nonlinear Models”, mimeo, New York University
- Hanson, G. e C. Woodruff (2003), “Emigration and Educational Attainment in Mexico”, mimeo.
- Heckman, J. (1981), “The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time - Discrete Data Stochastic Process”, in Charles Manski and Daniel McFadden (eds), *The Structural Analysis of Discrete Data*, Cambridge: MIT Press.
- Hildebrandt, N. e D. McKenzie (2004), “The Effects of Migration on Child Health in Mexico”, mimeo.
- International Monetary Fund (1993), *Balance of Payments Manual Fifth Edition*, IMF.
- International Monetary Fund (2005), *World Economic Outlook* (April), Chapter II.
- Kaminsky, G. L. e C. M. Reinhart (1999), “The Twin Crises: the Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems”, *American Economic Review*, vol. 89, pp. 473-500.
- Lipsey, R. E. (1999), “The role of Foreign Direct Investment in International Capital Flows”, *NBER Working Paper*, no. 7094.

- Lopez Cordova E. (2005), "Globalization, Migration, and Development: the Role of Mexican Remittances", mimeo, IADB.
- Lopez Cordova E. e A. Olmedo (2005a), "International Remittances and Development: Existing Evidence, Policies and Recommendations", paper prepared for the G-20 Workshop on "*Demographic Challenges and Migration*" held in Sydney on 27-28 August 2005.
- Lopez Cordova E. e A. Olmedo (2005b), "Migrant Remittances, the Transfer Problem and Export Competitiveness", mimeo, IADB.
- McCormick, B. e J. Wahba (2001), "Overseas Work Experience, Savings, and Entrepreneurship Amongst Return Migrants to LDCs", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 48 (2), pp. 164-78.
- Miguel, E., S. Satyanath e E. Sergenti (2004), "Economic Shocks and Civil Conflict: an Instrumental Variables Approach", *Journal of Political Economy*, vol. 112 (4), pp. 725-753.
- Milesi-Ferretti, G. M. e A. Razin (1998), "Sharp Reductions in Current Account Deficits: an Empirical Analysis", *European Economic Review*, vol. 42, pp. 897-908.
- Milesi-Ferretti, G. M. e A. Razin (2000), "Current Account Reversals and Currency Crises: Empirical Regularities", in P. Krugman (ed.), *Currency Crises*, Chicago: University of Chicago Press.
- Razin, A. e Y. Rubinstein (2004), "Growth Effects of the Exchange Rate Regime and the Capital Account Openness in a Crisis-Prone World Market: a Nuanced View", *NBER Working Paper*, no. 10555.
- Reinhart, C. M. e K. Rogoff (2002), "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: a Reintepretation", *NBER Working Paper*, no. 8963.
- Strand, H., L. Wilhelmsen e N. P. Gleditsch (2004), "Armed Conflict Dataset Codebook (version 3.0)", mimeo.
- Woodruff, C. e R. Zenteno (2004), "Remittances and Microenterprises in Mexico", *Graduate School of International Relations and Pacific Studies Working Paper* (University of San Diego).
- Yang, D. (2005), "International Migration, Human Capital, and Entrepreneurship: Evidence form Philippine Migrants' Exchange Rate Shocks", *Policy Research Working Paper*, no. 3578, Research Program on International Migration and Development, International Trade Unit, Development Economics Research Group, World Bank.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (*)

- N. 548 – *The Basel Committee approach to risk weights and external ratings: what do we learn from bond spreads?*, di A. RESTI e A. SIRONI (febbraio 2005).
- N. 549 – *Firm size distribution: do financial constraints explain it all? Evidence from survey data*, di P. ANGELINI e A. GENERALE (giugno 2005).
- N. 550 – *Proprietà, controllo e trasferimenti nelle imprese italiane. Cosa è cambiato nel decennio 1993-2003?* di S. GIACOMELLI e S. TRENTO (giugno 2005).
- N. 551 – *Quota dei Profitti e redditività del capitale in Italia: un tentativo di interpretazione*, di R. TORRINI (giugno 2005).
- N. 552 – *Hiring incentives and labour force participation in Italy*, di P. CIPOLLONE, C. DI MARIA e A. GUELFU (giugno 2005).
- N. 553 – *Trade credit as collateral*, di M. OMICCIOLI (giugno 2005).
- N. 554 – *Where do human capital externalities end up?*, di A. DALMAZZO e G. DE BLASIO (giugno 2005).
- N. 555 – *Do capital gains affect consumption? Estimates of wealth effects from italian households' behavior*, di L. GUIISO, M. PAIELLA e I. VISCO (giugno 2005).
- N. 556 – *Consumer price setting in Italy*, di S. FABIANI, A. GATTULLI, R. SABBATINI e G. VERONESE (giugno 2005).
- N. 557 – *Distance, bank heterogeneity and entry in local banking markets*, di R. FELICI e M. PAGNINI (giugno 2005).
- N. 558 – *International specialization models in Latin America: the case of Argentina*, di P. CASELLI e A. ZAGHINI (giugno 2005).
- N. 559 – *Caratteristiche e mutamenti della specializzazione delle esportazioni italiane*, di P. MONTI (giugno 2005).
- N. 560 – *Regulation, formal and informal enforcement and the development of the household loan market. Lessons from Italy*, di L. CASOLARO, L. GAMBACORTA e L. GUIISO (settembre 2005).
- N. 561 – *Testing the “Home market effect” in a multi-country world: a theory-based approach*, di K. BEHRENS, A. R. LAMORGESE, G. I. P. OTTAVIANO e T. TABUCHI (settembre 2005).
- N. 562 – *Banks' participation in the eurosystem auctions and money market integration*, di G. BRUNO, M. ORDINE e A. SCALIA (settembre 2005).
- N. 563 – *Le strategie di prezzo delle imprese esportatrici italiane*, di M. BUGAMELLI e R. TEDESCHI (novembre 2005).
- N. 564 – *Technology transfer and economic growth in developing countries: an economic analysis*, di V. CRISPOLTI e D. MARCONI (novembre 2005).
- N. 565 – *La ricchezza finanziaria nei conti finanziari e nell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane*, di R. BONCI, G. MARCHESE e A. NERI (novembre 2005).
- N. 566 – *Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks?*, di L. GAMBACORTA e S. IANNOTTI (novembre 2005).
- N. 567 – *Un'analisi quantitativa dei meccanismi di riequilibrio del disavanzo esterno degli Stati Uniti*, di F. PATERNÒ (novembre 2005).
- N. 568 – *Evolution of trade patterns in the new EU member States*, di A. ZAGHINI (novembre 2005).
- N. 569 – *The private and social return to schooling in Italy*, di A. CICCONE, F. CINGANO e P. CIPOLLONE (gennaio 2006).
- N. 570 – *Is there an urban wage premium in Italy?*, di S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI (gennaio 2006).
- N. 571 – *Production or consumption? Disentangling the skill-agglomeration Connection*, di GUIDO DE BLASIO (gennaio 2006).
- N. 572 – *Incentives in universal banks*, di UGO ALBERTAZZI (gennaio 2006).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d'Italia – Servizio Studi – Divisione Biblioteca e pubblicazioni – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.

PUBBLICAZIONE ESTERNA DI LAVORI APPARSI NEI "TEMI"

1999

- L. GUISO e G. PARIGI, *Investment and demand uncertainty*, Quarterly Journal of Economics, Vol. 114 (1), pp. 185-228, **TD No. 289 (novembre 1996)**.
- A. F. POZZOLO, *Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero*, Rivista di Politica Economica, Vol. 89 (3), pp. 45-76, **TD No. 296 (febbraio 1997)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Central bank independence, centralization of wage bargaining, inflation and unemployment: theory and evidence*, European Economic Review, Vol. 43 (7), pp. 1395-1434, **TD No. 332 (aprile 1998)**.
- P. CASELLI e R. RINALDI, *La politica fiscale nei paesi dell'Unione europea negli anni novanta*, Studi e note di economia, (1), pp. 71-109, **TD No. 334 (luglio 1998)**.
- A. BRANDOLINI, *The distribution of personal income in post-war Italy: Source description, data quality, and the time pattern of income inequality*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 58 (2), pp. 183-239, **TD No. 350 (aprile 1999)**.
- L. GUISO, A. K. KASHYAP, F. PANETTA e D. TERLIZZESE, *Will a common European monetary policy have asymmetric effects?*, Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 23 (4), pp. 56-75, **TD No. 384 (ottobre 2000)**.

2000

- P. ANGELINI, *Are banks risk-averse? Timing of the operations in the interbank market*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32 (1), pp. 54-73, **TD No. 266 (aprile 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Default Risk and optimal debt management*, Journal of Banking and Finance, Vol. 24 (6), pp. 861-892, **TD No. 278 (settembre 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Wage indexation, employment and inflation*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 102 (4), pp. 645-668, **TD No. 292 (dicembre 1996)**.
- F. DRUDI e A. PRATI, *Signaling fiscal regime sustainability*, European Economic Review, Vol. 44 (10), pp. 1897-1930, **TD No. 335 (settembre 1998)**.
- F. FORNARI e R. VIOLI, *The probability density function of interest rates implied in the price of options*, in: R. Violi, (ed.), *Mercati dei derivati, controllo monetario e stabilità finanziaria*, Il Mulino, Bologna, **TD No. 339 (ottobre 1998)**.
- D. J. MARCHETTI e G. PARIGI, *Energy consumption, survey data and the prediction of industrial production in Italy*, Journal of Forecasting, Vol. 19 (5), pp. 419-440, **TD No. 342 (dicembre 1998)**.
- A. BAFFIGI, M. PAGNINI e F. QUINTILIANI, *Localismo bancario e distretti industriali: assetto dei mercati del credito e finanziamento degli investimenti*, in: L.F. Signorini (ed.), *Lo sviluppo locale: un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, Donzelli, **TD No. 347 (marzo 1999)**.
- A. SCALIA e V. VACCA, *Does market transparency matter? A case study*, in: *Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications*, Basel, Bank for International Settlements, **TD No. 359 (ottobre 1999)**.
- F. SCHIVARDI, *Rigidità nel mercato del lavoro, disoccupazione e crescita*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 59 (1), pp. 117-143, **TD No. 364 (dicembre 1999)**.
- G. BODO, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Forecasting industrial production in the euro area*, Empirical Economics, Vol. 25 (4), pp. 541-561, **TD No. 370 (marzo 2000)**.
- F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO, *The Italian business cycle: Coincident and leading indicators and some stylized facts*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 60 (2), pp. 147-220, **TD No. 377 (ottobre 2000)**.
- C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI, *(Fractional) Beta convergence*, Journal of Monetary Economics, Vol. 45, pp. 129-153, **TD No. 383 (ottobre 2000)**.
- R. DE BONIS e A. FERRANDO, *The Italian banking structure in the nineties: testing the multimarket contact hypothesis*, Economic Notes, Vol. 29 (2), pp. 215-241, **TD No. 387 (ottobre 2000)**.

2001

- M. CARUSO, *Stock prices and money velocity: A multi-country analysis*, Empirical Economics, Vol. 26 (4), pp. 651-72, **TD No. 264 (febbraio 1996)**.
- P. CIPOLLONE e D. J. MARCHETTI, *Bottlenecks and limits to growth: A multisectoral analysis of Italian industry*, Journal of Policy Modeling, Vol. 23 (6), pp. 601-620, **TD No. 314 (agosto 1997)**.
- P. CASELLI, *Fiscal consolidations under fixed exchange rates*, European Economic Review, Vol. 45 (3), pp. 425-450, **TD No. 336 (ottobre 1998)**.
- F. ALTISSIMO e G. L. VIOLANTE, *Nonlinear VAR: Some theory and an application to US GNP and unemployment*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16 (4), pp. 461-486, **TD No. 338 (ottobre 1998)**.
- F. NUCCI e A. F. POZZOLO, *Investment and the exchange rate*, European Economic Review, Vol. 45 (2), pp. 259-283, **TD No. 344 (dicembre 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *On the institutional design of the European monetary union: Conservatism, stability pact and economic shocks*, Economic Notes, Vol. 30 (1), pp. 109-143, **TD No. 356 (giugno 1999)**.
- P. FINALDI RUSSO e P. ROSSI, *Credit constraints in Italian industrial districts*, Applied Economics, Vol. 33 (11), pp. 1469-1477, **TD No. 360 (dicembre 1999)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Labor markets and monetary union: A strategic analysis*, Economic Journal, Vol. 111 (473), pp. 541-565, **TD No. 365 (febbraio 2000)**.
- G. PARIGI e S. SIVIERO, *An investment-function-based measure of capacity utilisation, potential output and utilised capacity in the Bank of Italy's quarterly model*, Economic Modelling, Vol. 18 (4), pp. 525-550, **TD No. 367 (febbraio 2000)**.
- F. BALASSONE e D. MONACELLI, *Emu fiscal rules: Is there a gap?*, in: M. Bordignon e D. Da Empoli (eds.), *Politica fiscale, flessibilità dei mercati e crescita*, Milano, Franco Angeli, **TD No. 375 (luglio 2000)**.
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *Promise and pitfalls in the use of "secondary" data-sets: Income inequality in OECD countries*, Journal of Economic Literature, Vol. 39 (3), pp. 771-799, **TD No. 379 (ottobre 2000)**.
- D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO, *The determinants of cross-border bank shareholdings: An analysis with bank-level data from OECD countries*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2305-2337, **TD No. 381 (ottobre 2000)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *Expectations and information in second generation currency crises models*, Economic Modelling, Vol. 18 (2), pp. 203-222, **TD No. 391 (dicembre 2000)**.
- F. FORNARI e A. MELE, *Recovering the probability density function of asset prices using GARCH as diffusion approximations*, Journal of Empirical Finance, Vol. 8 (1), pp. 83-110, **TD No. 396 (febbraio 2001)**.
- P. CIPOLLONE, *La convergenza dei salari manifatturieri in Europa*, Politica economica, Vol. 17 (1), pp. 97-125, **TD No. 398 (febbraio 2001)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. GOBBI, *The changing structure of local credit markets: Are small businesses special?*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2209-2237, **TD No. 404 (giugno 2001)**.
- CORSETTI G., PERICOLI M., SBRACIA M., *Some contagion, some interdependence: more pitfalls in tests of financial contagion*, Journal of International Money and Finance, 24, 1177-1199, **TD No. 408 (giugno 2001)**.
- G. MESSINA, *Decentramento fiscale e perequazione regionale. Efficienza e redistribuzione nel nuovo sistema di finanziamento delle regioni a statuto ordinario*, Studi economici, Vol. 56 (73), pp. 131-148, **TD No. 416 (agosto 2001)**.

2002

- R. CESARI e F. PANETTA, *Style, fees and performance of Italian equity funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (1), **TD No. 325 (gennaio 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *Asymmetric bank lending channels and ECB monetary policy*, Economic Modelling, Vol. 20 (1), pp. 25-46, **TD No. 340 (ottobre 1998)**.
- C. GIANNINI, *“Enemy of none but a common friend of all”? An international perspective on the lender-of-last-resort function*, Essay in International Finance, Vol. 214, Princeton, N. J., Princeton University Press, **TD No. 341 (dicembre 1998)**.
- A. ZAGHINI, *Fiscal adjustments and economic performing: A comparative study*, Applied Economics, Vol. 33 (5), pp. 613-624, **TD No. 355 (giugno 1999)**.
- F. ALTISSIMO, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *How deep are the deep parameters?*, Annales d’Economie et de Statistique, (67/68), pp. 207-226, **TD No. 354 (giugno 1999)**.
- F. FORNARI, C. MONTICELLI, M. PERICOLI e M. TIVEGNA, *The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates*, Economic Modelling, Vol. 19 (4), pp. 611-639, **TD No. 358 (ottobre 1999)**.
- D. FOCARELLI, F. PANETTA e C. SALLES, *Why do banks merge?*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34 (4), pp. 1047-1066, **TD No. 361 (dicembre 1999)**.
- D. J. MARCHETTI, *Markup and the business cycle: Evidence from Italian manufacturing branches*, Open Economies Review, Vol. 13 (1), pp. 87-103, **TD No. 362 (dicembre 1999)**.
- F. BUSETTI, *Testing for stochastic trends in series with structural breaks*, Journal of Forecasting, Vol. 21 (2), pp. 81-105, **TD No. 385 (dicembre 2000)**.
- F. LIPPI, *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, European Economic Review, Vol. 46 (3), pp. 601-612, **TD No. 386 (dicembre 2000)**.
- F. PANETTA, *The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces*, Economic Notes, Vol. 31 (3), **TD No. 393 (febbraio 2001)**.
- G. GRANDE e L. VENTURA, *Labor income and risky assets under market incompleteness: Evidence from Italian data*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (2-3), pp. 597-620, **TD No. 399 (marzo 2001)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e P. SESTITO, *Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy, 1977-1998*, in D. Cohen, T. Piketty and G. Saint-Paul (eds.), *The Economics of Rising Inequalities*, pp. 225-264, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 427 (novembre 2001)**.
- L. CANNARI e G. D’ALESSIO, *La distribuzione del reddito e della ricchezza nelle regioni italiane*, Rivista Economica del Mezzogiorno (Trimestrale della SVIMEZ), Vol. XVI (4), pp. 809-847, **TD No. 482 (giugno 2003)**.

2003

- F. SCHIVARDI, *Reallocation and learning over the business cycle*, European Economic Review, , Vol. 47 (1), pp. 95-111, **TD No. 345 (dicembre 1998)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Uncertainty and slowdown of capital accumulation in Europe*, Applied Economics, Vol. 35 (1), pp. 79-89, **TD No. 372 (marzo 2000)**.
- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *The effect of regulatory reform on competition in the banking industry*, Federal Reserve Bank of Chicago, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, pp. 663-684, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e G. FERRAGUTO, *Endogenous growth with intertemporally dependent preferences*, Contribution to Macroeconomics, Vol. 3 (1), pp. 1-38, **TD No. 382 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Firm size distribution and growth*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 105 (2), pp. 255-274, **TD No. 394 (febbraio 2001)**.
- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *A Primer on Financial Contagion*, Journal of Economic Surveys, Vol. 17 (4), pp. 571-608, **TD No. 407 (giugno 2001)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *The role of the banking system in the international transmission of shocks*, World Economy, Vol. 26 (5), pp. 727-754, **TD No. 409 (giugno 2001)**.

- E. GAIOTTI e A. GENERALE, *Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, Vol. 61 (1), pp. 29-59, **TD No. 429 (dicembre 2001)**.
- L. GAMBACORTA, *The Italian banking system and monetary policy transmission: evidence from bank level data*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 430 (dicembre 2001)**.
- M. EHRMANN, L. GAMBACORTA, J. MARTÍNEZ PAGÉS, P. SEVESTRE e A. WORMS, *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 432 (dicembre 2001)**.
- F. SPADAFORA, *Financial crises, moral hazard and the speciality of the international market: further evidence from the pricing of syndicated bank loans to emerging markets*, *Emerging Markets Review*, Vol. 4 (2), pp. 167-198, **TD No. 438 (marzo 2002)**.
- D. FOCARELLI e F. PANETTA, *Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits*, *American Economic Review*, Vol. 93 (4), pp. 1152-1172, **TD No. 448 (luglio 2002)**.
- E. VIVIANO, *Un'analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione in Italia*, *Politica Economica*, Vol. 19 (1), pp. 161-190, **TD No. 450 (luglio 2002)**.
- M. PAGNINI, *Misura e Determinanti dell'Agglomerazione Spaziale nei Comparti Industriali in Italia*, *Rivista di Politica Economica*, Vol. 3 (4), pp. 149-196, **TD No. 452 (ottobre 2002)**.
- F. BUSETTI e A. M. ROBERT TAYLOR, *Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots*, *Journal of Econometrics*, Vol. 117 (1), pp. 21-53, **TD No. 470 (febbraio 2003)**.

2004

- F. LIPPI, *Strategic monetary policy with non-atomistic wage-setters*, *Review of Economic Studies*, Vol. 70 (4), pp. 909-919, **TD No. 374 (giugno 2000)**.
- P. CHIADES e L. GAMBACORTA, *The Bernanke and Blinder model in an open economy: The Italian case*, *German Economic Review*, Vol. 5 (1), pp. 1-34, **TD No. 388 (dicembre 2000)**.
- M. BUGAMELLI e P. PAGANO, *Barriers to Investment in ICT*, *Applied Economics*, Vol. 36 (20), pp. 2275-2286, **TD No. 420 (ottobre 2001)**.
- A. BAFFIGI, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Bridge models to forecast the euro area GDP*, *International Journal of Forecasting*, Vol. 20 (3), pp. 447-460, **TD No. 456 (dicembre 2002)**.
- D. AMEL, C. BARNES, F. PANETTA e C. SALLEO, *Consolidation and Efficiency in the Financial Sector: A Review of the International Evidence*, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28 (10), pp. 2493-2519, **TD No. 464 (dicembre 2002)**.
- M. PAIELLA, *Heterogeneity in financial market participation: appraising its implications for the C-CAPM*, *Review of Finance*, Vol. 8, pp. 1-36, **TD No. 473 (giugno 2003)**.
- E. BARUCCI, C. IMPENNA e R. RENÒ, *Monetary integration, markets and regulation*, *Research in Banking and Finance*, (4), pp. 319-360, **TD No. 475 (giugno 2003)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. DELL'ARICCIA, *Bank competition and firm creation*, *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 36 (2), pp. 225-251, **TD No. 481 (giugno 2003)**.
- R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Consumer sentiment and economic activity: a cross country comparison*, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, Vol. 1 (2), pp. 147-172, **TD No. 484 (settembre 2003)**.
- L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Does bank capital affect lending behavior?*, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 13 (4), pp. 436-457, **TD No. 486 (settembre 2003)**.
- F. SPADAFORA, *Il pilastro privato del sistema previdenziale: il caso del Regno Unito*, *Rivista Economia Pubblica*, (5), pp. 75-114, **TD No. 503 (giugno 2004)**.
- G. GOBBI e F. LOTTI, *Entry decisions and adverse selection: an empirical analysis of local credit markets*, *Journal of Financial services Research*, Vol. 26 (3), pp. 225-244, **TD No. 535 (dicembre 2004)**.

- F. CINGANO e F. SCHIVARDI, *Identifying the sources of local productivity growth*, Journal of the European Economic Association, Vol. 2 (4), pp. 720-742, **TD No. 474 (giugno 2003)**.
- C. BENTIVOGLI e F. QUINTILIANI, *Tecnologia e dinamica dei vantaggi comparati: un confronto fra quattro regioni italiane*, in C. Conigliani (a cura di), *Tra sviluppo e stagnazione: l'economia dell'Emilia-Romagna*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 522 (ottobre 2004)**.
- E. GAIOTTI e F. LIPPI, *Pricing behavior and the introduction of the euro: evidence from a panel of restaurants*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, 2004, Vol. 63(3/4):491-526, **TD No. 541 (febbraio 2005)**.

2005

- L. DEDOLA e F. LIPPI, *The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of 5 OECD countries*, European Economic Review, 2005, Vol. 49(6): 1543-69, **TD No. 389 (dicembre 2000)**.
- G. DE BLASIO e S. DI ADDARIO, *Do workers benefit from industrial agglomeration?* Journal of Regional Science, Vol. 45 n.4, pp. 797-827, **TD No. 453 (ottobre 2002)**.
- M. OMICCIOLI, *Il credito commerciale: problemi e teorie*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 494 (giugno 2004)**.
- L. CANNARI, S. CHIRI e M. OMICCIOLI, *Condizioni del credito commerciale e differenziazione della clientela*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 495 (giugno 2004)**.
- P. FINALDI RUSSO e L. LEVA, *Il debito commerciale in Italia: quanto contano le motivazioni finanziarie?*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 496 (giugno 2004)**.
- A. CARMIGNANI, *Funzionamento della giustizia civile e struttura finanziaria delle imprese: il ruolo del credito commerciale*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 497 (giugno 2004)**.
- G. DE BLASIO, *Credito commerciale e politica monetaria: una verifica basata sull'investimento in scorte*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 498 (giugno 2004)**.
- G. DE BLASIO, *Does trade credit substitute bank credit? Evidence from firm-level data*. Economic Notes, Vol. 34 n.1, pp. 85-112, **TD No. 498 (giugno 2004)**.
- A. DI CESARE, *Estimating Expectations of Shocks Using Option Prices*, The ICFAI Journal of Derivatives Markets, Vol. II (1), pp. 42-53, **TD No. 506 (luglio 2004)**.
- M. BENVENUTI e M. GALLO, *Perché le imprese ricorrono al factoring? Il caso dell'Italia*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 518 (ottobre 2004)**.
- P. DEL GIOVANE e R. SABBATINI, *L'euro e l'inflazione. Percezioni, fatti e analisi*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 532 (dicembre 2004)**.