



ISTITUTO DI STUDI E ANALISI ECONOMICA

## **Equivalenza Ricardiana in economia aperta: un'analisi dinamica su dati panel**

di

**Patrizia Margani**

ISAE, piazza dell'Indipendenza, 4, 00185 Roma  
e-mail: [p.margani@isae.it](mailto:p.margani@isae.it).

**Roberto Ricciuti**

Dipartimento di Studi sullo Stato, Università degli Studi di Firenze,  
via delle Pandette 21, 50127 Firenze; e-mail: [roberto.ricciuti@unifi.it](mailto:roberto.ricciuti@unifi.it)

Working paper n. 59  
Ottobre 2005

La serie “Documenti di Lavoro” dell’Istituto di Studi e Analisi Economica ospita i risultati preliminari di ricerche predisposte all’interno dell’ISAE: La diffusione delle ricerche è autorizzata previo il parere favorevole di un anonimo esperto della materia che qui si ringrazia. Le opinioni espresse nei “Documenti di Lavoro” riflettono esclusivamente il pensiero degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Ente.

La serie è destinata agli esperti e agli operatori di politica economica, al fine di formulare proposte e suscitare suggerimenti o critiche.

The Series “Documenti di Lavoro” of the Istituto di Studi e Analisi Economica – Institute for Studies and Economic Analyses (ISAE) hosts the preliminary results of the research projects carried out within ISAE. The diffusion of the papers is subject to the favourable opinion of an anonymous referee, whom we would like to thank. The opinions expressed are merely the Authors’ own and in no way involve the ISAE responsibility. The series is meant for experts and policy-makers with the aim of submitting proposals and raising suggestions and criticism.

Stampato presso la sede dell’Istituto

ISAE - Piazza dell’Indipendenza, 4 – 00185 Roma.

Tel. +39-06444821; [www.isae.it](http://www.isae.it)

## **SINTESI**

In questo lavoro analizziamo l'Equivalenza Ricardiana in economia aperta utilizzando un panel che comprende 18 economie industrializzate, per il periodo 1973-1998. Utilizziamo un modello dinamico stimato secondo il metodo delle variabili strumentali e discutiamo perché questa specificazione sia da preferire ad un modello statico stimato invece con il metodo dei minimi quadrati. Il saldo di bilancio pubblico ha un effetto significativo sul saldo delle partite correnti, principalmente nel suo valore corrente, suggerendo l'idea che l'Equivalenza Ricardiana non trovi riscontro nei dati.

Parole chiave: Equivalenza Ricardiana, politica fiscale, modelli panel dinamici

Classificazione: JEL: F32, F41, E62, H62

## SOMMARIO

Gli effetti delle manovre di politica fiscale in economia aperta rappresentano ancora oggi un tema molto dibattuto in letteratura. Secondo una visione “convenzionale” del debito pubblico, una riduzione del carico fiscale stimola la domanda aggregata nel breve periodo, ma riduce il risparmio nazionale nel lungo termine, provocando - attraverso un maggior afflusso di capitali dall'estero, un apprezzamento del cambio ed un aumento delle importazioni - un deterioramento del saldo corrente. La proposizione dell'Equivalenza Ricardiana (Barro, 1974) suggerisce invece che, se valgono alcune condizioni piuttosto restrittive, una riduzione del risparmio pubblico genera al contrario un aumento di quello privato, lasciando invariato il risparmio nazionale senza rendere necessario prendere a prestito risorse dall'estero. La logica alla base del ragionamento è nota: se - inseguito ad una riduzione delle imposte via emissione di titoli (a parità di spesa) - i consumatori si aspettano che il governo imponga un nuovo carico fiscale nel futuro per rispettare il vincolo di bilancio intertemporale, allora essi risparmieranno interamente le maggiori risorse attualmente a disposizione, senza modificare il proprio profilo di spesa. Questo perché i titoli del debito pubblico non sono da considerarsi “ricchezza netta” (e quindi un aumento del proprio reddito disponibile), ma soltanto una forma di redistribuzione del carico fiscale nel tempo: una idea d'altronde coerente con il comportamento dei consumatori descritto dalle teorie del reddito permanente (e del ciclo vitale).

A partire dal contributo di Barro, si è sviluppata un'ampia letteratura teorica ed empirica che ha discusso le ipotesi piuttosto stringenti su cui si basa l'Equivalenza Ricardiana (presenza di legami intergenerazionali, di tasse non distorsive o lump-sum, di aspettative razionali e di assenza di vincoli di liquidità) ed ha cercato di valutarne la reale portata empirica. I risultati di questa letteratura sono stati principalmente sintetizzati da Bernheim (1987) e Seater (1993) in maniera fortemente contraddittoria, mentre Elmendorf e Mankiw (1999) concludono che la soluzione non è univoca.

Questo lavoro intende contribuire al dibattito sulla validità dell'Equivalenza Ricardiana, verificandone gli effetti in economia aperta, attraverso un'analisi dinamica su un panel di diciotto paesi sviluppati, lungo un arco temporale che va dal 1973 al 1998. L'analisi si differenzia dai precedenti lavori sostanzialmente per due ragioni: in primo luogo, viene considerato un numero rilevante di economie industrializzate, laddove la letteratura si è concentrata prevalentemente sugli USA e/o su altri paesi membri del G7. In secondo luogo, viene utilizzato un modello dinamico, attraverso l'inclusione di valori ritardati delle variabili considerate, seguendo l'approccio delle variabili strumentali

descritto in Anderson e Hsiao (1982). I risultati presentati mostrano un effetto significativo del saldo del bilancio pubblico su quello estero, suggerendo l'idea che l'Equivalenza Ricardiana non trovi riscontri nei dati. Inoltre, l'analisi mostra come globalmente il tasso di interesse reale ed il tasso di crescita della moneta siano variabili significative nel determinare il saldo delle partite correnti. Il tasso di cambio effettivo reale ed i consumi pubblici invece sono di solito non significativi.

# **RICARDIAN EQUIVALENCE IN OPEN ECONOMY: A DYNAMIC PANEL ANALYSIS**

## **ABSTRACT**

We analyse Ricardian Equivalence in open economy using a panel of 18 developed countries for 1973-1998. We use a dynamic panel estimated via instrumental variables and we discuss why this specification should be preferred to a static model estimated via ordinary least squares. We find a significant effect of the budget balance on the current account, mostly in its current value, suggesting that Ricardian Equivalence does not hold.

Keywords: Ricardian Equivalence, fiscal policy, dynamic panel models

JEL Classification: F32, F41, E62, H62

## INDICE

1	INTRODUZIONE	Pag. 9
2	EQUIVALENZA RICARDIANA IN ECONOMIA APERTA: UNA BREVE RASSEGNA DELLA LETTERATURA	“ 12
3	METODOLOGIA E DATI	“ 14
4	RISULTATI EMPIRICI	“ 17
5	CONCLUSIONI	“ 21
	RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI	“ 22



## 1 INTRODUZIONE<sup>1</sup>

Gli effetti delle manovre di politica fiscale in economia aperta rappresentano ancora oggi un tema fortemente dibattuto tra gli economisti e *policy-makers* sia nelle economie avanzate sia nei paesi in via di sviluppo. Secondo una visione “convenzionale” del debito pubblico (si veda anche Elmendorf e Mankiw (1999) per una esauriente rassegna sull’argomento)<sup>2</sup>, una riduzione del carico fiscale stimola la domanda aggregata nel breve periodo, ma riduce il risparmio nazionale nel lungo termine; questo provoca un maggior afflusso di capitali dall’estero e quindi un apprezzamento del cambio, un aumento delle importazioni ed in ultima istanza un deterioramento del saldo corrente. Sulla base di queste linee teoriche, la teoria dei disavanzi gemelli (o *twin deficits*) suggerisce l’ipotesi di una relazione causale fra la crescita del deficit pubblico ed il peggioramento del saldo delle partite correnti, comprovata anche dall’evidenza sperimentata nella seconda metà degli anni ottanta negli Stati Uniti. A tal proposito, però, alcuni autori (si veda ad esempio Mann, 2002) hanno sottolineato come il legame fra i due disavanzi sia venuto meno nel corso degli anni novanta: Kim e Roubini (2003) hanno infatti mostrato come in quegli anni si sia piuttosto verificata una “twin divergence” negli Stati Uniti, dato che quando il saldo del bilancio pubblico americano è andato in surplus, quello delle partite correnti ha invece continuato a peggiorare. Milesi-Ferretti e Razin (1996) trovano evidenza a favore dei deficit gemelli in alcuni paesi del sud-est asiatico e dell’America Latina negli anni ottanta; tuttavia, forti crisi finanziarie si sono verificate negli anni successivi, anche in assenza di problemi di bilancio pubblico (Obstfeld, 1996; Corsetti, Pesenti e Roubini, 1999; Burnside, Eichenbaum e Rebelo, 2001).

Una visione alternativa, basata sulla proposizione dell’Equivalenza Ricardiana (Barro, 1974), suggerisce che non esiste alcun legame di causalità fra l’emergere del disavanzo pubblico ed il peggioramento della posizione estera di un paese. Questo deriva dal fatto che qualora si creasse una riduzione del risparmio pubblico (ossia un aumento del disavanzo), si genererebbe allo stesso tempo un aumento di uguale ammontare del risparmio privato; nel

---

1 Desideriamo ringraziare Marco Malgarini e due anonimi *referee* per i loro commenti su versioni precedenti del lavoro. Le opinioni espresse sono da attribuire esclusivamente agli autori e non impegnano la responsabilità degli istituti di appartenenza

2 Con il termine “convenzionale” facciamo riferimento sia ai modelli di impostazione prettamente keynesiana sia ai vari modelli non ricardiani sviluppati in letteratura (si veda solo per citarne alcuni, Mundell (1962), Fleming (1962); Diamond (1965)). Nelle parole di Elmendorf e Mankiw (1999, p. 35): “we call this view as “conventional” because it is held by most economists and almost all policymakers”.

complesso non si avrebbe nessuna variazione nel risparmio nazionale e quindi nessuna necessità di prendere a prestito risorse dall'estero. In altre parole, non si avrebbe nessun effetto finale sul saldo delle partite correnti.

Supponiamo infatti che il governo decida di finanziare una riduzione delle imposte via emissione di titoli del debito, a parità di spesa pubblica. Se i consumatori sono sufficientemente razionali, si aspetteranno che il governo imponga un nuovo carico fiscale nel futuro (presto o tardi il governo dovrà infatti aumentare la tassazione per rispettare il proprio vincolo di bilancio intertemporale). Allora, essi risparmieranno interamente le maggiori risorse attualmente a disposizione, senza aumentare i loro consumi, contrariamente a quanto ipotizzato dalla teoria convenzionale; i titoli del debito pubblico non saranno infatti percepiti dalle famiglie come "ricchezza netta" (e quindi come un aumento del proprio reddito disponibile), ma soltanto come una forma di redistribuzione del carico fiscale nel tempo. Questa idea è d'altronde coerente con il comportamento dei consumatori descritto dalle teorie del reddito permanente (e del ciclo vitale), secondo le quali le decisioni di consumo non dipendono dal reddito corrente ma da quello permanente, ossia dal flusso di reddito atteso lungo l'arco della vita. In questo modo, se ad un aumento del reddito disponibile corrente (per effetto di una manovra fiscale espansiva) corrisponderà una riduzione del reddito disponibile futuro (associato alla percezione delle maggiori tasse da pagare nel futuro), le famiglie non cambieranno i propri piani di consumo, comportandosi secondo i dettami dell'equivalenza ricardiana. Nel breve periodo, il debito pubblico non eserciterà quindi nessuno stimolo sull'economia; allo stesso tempo, nel lungo periodo, il debito non avrà nessun effetto negativo sul processo di accumulazione del capitale, dato che, come abbiamo già visto, non si avrà alcuna sottrazione di risparmio al finanziamento degli investimenti interni.

Consideriamo allora la seguente relazione contabile  $S+SC=INV+DEF$ . Se supponiamo che i risparmi privati ( $S$ ) rimangano inalterati (o si muovano in misura meno che proporzionale) all'emergere del disavanzo pubblico ( $DEF$ ), come ipotizzato dal modello convenzionale, allora a parità di investimenti privati ( $INV$ ), il saldo corrente ( $SC$ ) risponderà in misura uno ad uno al deficit pubblico, ossia l'identità sarà soddisfatta. In un mondo caratterizzato da una sostanziale e crescente globalizzazione dei mercati finanziari, è infatti plausibile pensare che il tasso di interesse di una economia nazionale - specie se sufficientemente piccola dal punto di vista economico - non possa influire sul prezzo delle attività finanziarie nei mercati internazionali - sia determinato dal tasso di interesse mondiale, che come tale può essere difficilmente influenzato dalle politiche di bilancio interne del paese. In tali condizioni, è presumibile allora immaginare una sostanziale stabilità degli investimenti. Tuttavia, se prendiamo

in considerazione un paese sufficientemente grande da poter influire sui mercati internazionali, allora il tasso di interesse interno si discosterà da quello mondiale. In questo caso, il risultato ultimo dell'emergere del deficit pubblico sarà piuttosto quello di ridurre gli investimenti interni (con un effetto di *crowding out*, che risulta tanto più grande quanto maggiore sarà la sensibilità degli investimenti rispetto al tasso di interesse), con un effetto meno significativo – rispetto al caso di una economia piccola - sul saldo corrente. Se al contrario supponiamo che i risparmi privati (*S*) si muovano in relazione all'emergere del disavanzo pubblico (*DEF*) in misura uno ad uno, come ipotizzato dalla proposizione ricardiana, allora l'effetto sul saldo corrente (*SC*) sarà nullo e l'identità sarà nuovamente soddisfatta. In questo caso, infatti, le diverse modalità di finanziamento della politica fiscale (tasse o debito) avranno lo stesso effetto sull'economia, il debito sarà cioè neutrale.

A partire dal contributo di Barro, si è sviluppata un'ampia letteratura teorica ed empirica che ha discusso le ipotesi piuttosto stringenti su cui si basa l'Equivalenza Ricardiana (presenza di legami intergenerazionali, di tasse non distorsive o *lump-sum*, di aspettative razionali e di assenza di vincoli di liquidità) ed ha cercato di valutarne la reale portata empirica. I risultati di questa letteratura sono stati principalmente sintetizzati da Bernheim (1987) e Seater (1993) in maniera fortemente contraddittoria, mentre Elmendorf e Mankiw (1999) concludono che la soluzione non è univoca. In generale, le stime possono infatti risultare molto sensibili a problemi di specificazione del modello; la presenza di variabili omesse o di endogeneità possono comportare consistenti distorsioni ed i risultati possono rivelarsi piuttosto sensibili al trattamento della non stazionarietà<sup>3</sup>.

Questo lavoro contribuisce al dibattito sulla validità dell'Equivalenza Ricardiana, verificandone gli effetti in economia aperta, attraverso un'analisi dinamica su un panel di diciotto paesi sviluppati, lungo un arco temporale che va dal 1973 al 1998. L'analisi si differenzia dai precedenti lavori principalmente per due ragioni: in primo luogo, viene considerato un numero rilevante di economie industrializzate, laddove la letteratura si è concentrata prevalentemente sugli USA e/o su altri paesi membri del G7. In secondo luogo, viene utilizzato un modello dinamico, attraverso l'inclusione di valori ritardati delle variabili considerate, seguendo l'approccio delle variabili strumentali descritto in Anderson e Hsiao (1982).

---

3 Ad esempio, de Mello *et al.* (2004) sottolineano come il saldo di bilancio pubblico strutturale o ciclicamente aggiustato potrebbe essere il miglior indicatore per determinare le aspettative del settore privato, eliminando possibili distorsioni legate alla presenza di endogeneità. In ogni caso, le loro stime non cambiano in misura significativa quando utilizzano il saldo di bilancio pubblico. Per una rassegna su questi argomenti, si veda anche Ricciuti (2003).

Il lavoro è organizzato come segue: nel paragrafo 2 si fornisce una breve rassegna dei lavori empirici che hanno verificato l'Equivalenza Ricardiana in economia aperta. Nella sezione 3 si discute la metodologia utilizzata, mentre nel paragrafo 4 si presentano i risultati. L'ultimo paragrafo fornisce alcune considerazioni conclusive.

## **2 EQUIVALENZA RICARDIANA IN ECONOMIA APERTA: UNA BREVE RASSEGNA DELLA LETTERATURA**

Dal punto di vista empirico, molti lavori hanno testato l'Equivalenza Ricardiana in economia chiusa, focalizzando l'attenzione sull'impatto del debito sui consumi (Feldstein e Elmendorf, 1990; Kormendi, 1983) o sui tassi di interesse (Evans, 1988; Seater, 1993); un numero più limitato di studi ha invece stimato gli effetti della proposizione ricardiana sul saldo delle partite correnti. In questo paragrafo si presenta una breve rassegna della letteratura su questo argomento.

Enders e Lee (1990) utilizzano un modello VAR per esaminare le relazioni fra spesa pubblica, politica fiscale, consumi reali, saldo corrente e tassi di interesse reali negli Stati Uniti. Essi mostrano che, se il modello VAR viene stimato senza restrizioni, si ottengono risultati incoerenti con il teorema della neutralità del debito, verificandosi un consistente aumento del deficit delle partite correnti. Al contrario, quando si testa in maniera esplicita il modello di consumo intertemporale ottimale - in linea con Frenkel e Razin (1987) - esso non può essere respinto e di conseguenza l'ipotesi di neutralità del debito è accettata. Khalid e Guan (1999) confermano l'ipotesi dell'Equivalenza Ricardiana su un gruppo di economie avanzate (Stati Uniti, Regno Unito, Francia, Canada ed Australia), in un test in cui la relazione causale fra i due disavanzi viene testata mediante un *error correction model*; quando la stessa ipotesi è invece testata su un campione di paesi in via di sviluppo (India, Indonesia, Pakistan, Egitto e Messico), l'ipotesi viene in questo caso rigettata per quasi tutti i paesi considerati, ad eccezione dell'India<sup>4</sup>.

---

4 E' plausibile pensare che le condizioni necessarie per la validità della proposizione ricardiana siano meno facilmente realizzabili nei paesi in via di sviluppo rispetto alle economie avanzate: è infatti presumibile che i sistemi finanziari non siano infatti molto sviluppati, che il mercato dei capitali sia altamente distorto e che i consumatori possano essere maggiormente soggetti ad incertezza circa l'incidenza delle tasse.

Ahmed (1987) esamina la relazione fra spesa pubblica e saldo commerciale per l'economia britannica in un orizzonte temporale di duecento anni (1732-1913), attraverso un modello ad equazioni singole. Egli trova che non esiste una relazione contemporanea tra le due variabili; tuttavia, valori ritardati della spesa pubblica hanno un effetto negativo sul saldo della bilancia commerciale. Mantenendo fisso il livello della spesa pubblica, egli trova inoltre che cambiamenti nel valore reale del disavanzo pubblico non influenzano il saldo commerciale, supportando in questo caso l'ipotesi ricardiana.

Normandin (1999) analizza invece esplicitamente la relazione causale tra i due deficit, come risposta del saldo con l'estero ad un aumento del disavanzo pubblico dovuto ad una riduzione delle tasse. Si dimostra che queste risposte sono determinate in generale dal tasso di natalità e dalle proprietà stocastiche del saldo di bilancio pubblico. In particolare, se il tasso di natalità è elevato, anche la risposta del deficit estero sarà elevata, perché un aumento della popolazione implica una maggiore possibilità di scaricare sulle generazioni future l'aumento delle tasse necessarie per ripagare il debito pubblico emesso. Solo nel caso in cui il tasso di natalità sia nullo, e quindi il futuro carico fiscale sia supportato interamente dalla generazione presente, le due grandezze non saranno collegate, come previsto dall'Equivalenza Ricardiana.

Lane e Perotti (1998) esaminano l'impatto dell'aumento dei salari nel settore pubblico sulla produzione di beni esportabili intendendoli come un meccanismo attraverso il quale la spesa pubblica e la tassazione influenzano il comportamento della bilancia commerciale. La loro analisi coinvolge 17 paesi OCSE per il periodo 1960-1995 e mostra un rilevante effetto di breve periodo della politica fiscale sul saldo commerciale.

### 3 METODOLOGIA E DATI

Questo lavoro rappresenta un tentativo di verificare la validità dell'Equivalenza Ricardiana in economia aperta in un panel di paesi OCSE, attraverso un modello di tipo dinamico. La scelta del modello deriva essenzialmente da due ragioni: in primo luogo, dal punto di vista empirico, è plausibile che un paese in deficit (surplus) di parte corrente nell'anno  $t$  tenda a rimanere in deficit (surplus) anche nell'anno successivo; in secondo luogo, è presumibile pensare che i tempi di trasmissione della politica fiscale non siano immediati e quindi un aumento del deficit pubblico necessiti di un certo periodo di tempo prima di avere effetti reali, in questo caso sul saldo delle partite correnti. I dati si riferiscono al periodo 1973-1998 e sono tratti dalla banca dati *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internazionale. Il panel di 18 paesi (Australia, Austria, Canada, Danimarca, Francia, Germania, Giappone, Islanda, Italia, Norvegia, Nuova Zelanda, Olanda, Portogallo, Regno Unito, Spagna, Svezia, Svizzera e Usa), non è bilanciato, quindi il metodo di stima è stato opportunamente modificato per tenere conto di questa circostanza<sup>5</sup>. L'equazione stimata presenta la seguente forma:

$$\begin{aligned} SC_{it} = & \beta_0 SC_{it-1} + \beta_1 SC_{it-2} + \beta_2 SBP_{it} + \beta_3 SBP_{it-1} + \beta_4 SBP_{it-2} + \\ & \beta_5 CP_{it} + \beta_6 CP_{it-1} + \beta_7 CP_{it-2} + \beta_8 REX_{it} + \beta_9 REX_{it-1} + \\ & \beta_{10} REX_{it-2} + \beta_{11} TIR_{it} + \beta_{12} TIR_{it-1} + \beta_{13} TIR_{it-2} + \beta_{14} CM_{it} + \\ & \beta_{15} CM_{it-1} + \beta_{16} CM_{it-2} + v_{it}, \end{aligned} \quad (1)$$

dove  $SC$  indica il saldo corrente,  $SBP$  il saldo del bilancio pubblico,  $CP$  i consumi pubblici in beni e servizi<sup>6</sup>,  $REX$  denota il tasso di cambio reale effettivo,  $TIR$  il tasso di interesse reale<sup>7</sup>,  $CM$  il tasso di crescita del più piccolo aggregato

---

5 Si veda a tal proposito, Greene (1997, cap. 14).

6 Dal punto di vista teorico, la variabile da utilizzare sarebbe la spesa pubblica. Tuttavia, la variabile disponibile nel database IFS è data dal "government consumption expenditure" (ossia i consumi pubblici), che non comprende i trasferimenti, gli interessi e la spesa per investimenti pubblici. Nel database è inoltre fornito il dato sugli investimenti, ma non si distingue tra quelli pubblici e privati. E' quindi necessario considerare la variabile che utilizziamo nel lavoro come una proxy della spesa pubblica. Questo può portare ad un *measurement error* che rende più adeguata la stima mediante variabili strumentali.

7 Tale variabile è costruita sottraendo al tasso a lungo termine il tasso di variazione annua del deflatore del PIL. E' stato scelto il tasso a lungo termine (10 anni) invece di quello a breve termine perché questo è il tasso rilevante ai fini delle decisioni di investimento di famiglie ed imprese.

di moneta<sup>8</sup> e  $v$  rappresenta il termine di errore, indipendentemente distribuito come una normale con media zero e varianza  $\sigma^2$ . I pedici  $i$  e  $t$  indicano rispettivamente il paese e l'anno e le prime tre variabili sono espresse come percentuale sul PIL di ogni paese. Il parametro  $\beta_2$  uguale a zero nell'equazione (1) supporta la validità della proposizione ricardiana, dato che, come analizzato in precedenza, manovre di politica fiscale non hanno alcuna influenza sul saldo corrente; con riferimento alle altre variabili, invece, la teoria non prevede nessun particolare risultato. Il modello convenzionale suppone invece che  $\beta_2$  sia maggiore di zero (e quindi che la politica fiscale abbia effetti reali sul saldo estero), che variazioni nei consumi pubblici (indicata come *proxy* della spesa pubblica, si veda nota 9) possano avere un impatto negativo sul saldo delle partite correnti ( $\beta_5 < 0$ ), che un aumento del tasso di cambio reale possa far aumentare le importazioni e ridurre le esportazioni ed avere conseguentemente effetti sfavorevoli sul saldo corrente ( $\beta_8 < 0$ ), che un aumento del tasso di interesse reale possa rendere meno competitive le esportazioni e più convenienti le importazioni ( $\beta_{11} < 0$ ) ed infine che una più alta crescita monetaria possa essere neutrale nel lungo termine o avere effetti negativi sul saldo estero nel breve periodo ( $\beta_{14} \leq 0$ ). I segni attesi dei coefficienti delle variabili ritardate sono gli stessi delle variabili al tempo  $t$ .

La stima mediante il metodo dei minimi quadrati è distorta quando si introduce il valore ritardato della variabile endogena tra le variabili esplicative, dato che tale valore risulta positivamente correlato con il termine di errore. La distorsione ha effetto principalmente sulla stima del coefficiente della variabile endogena ritardata ed in misura minore sulle altre variabili esogene e, per la dimensione del panel utilizzato in questo lavoro, può essere anche del 20% rispetto a quella corretta<sup>9</sup>. Per ovviare a questo problema, in questo lavoro viene utilizzato il metodo delle variabili strumentali di Anderson e Hsiao (1982), in cui le variabili sono espresse nelle differenze prime. In particolare si utilizzano due varianti di questo metodo. Nella prima (AH-d) si usano come strumenti i valori ritardati di due periodi delle differenze prime delle variabili indipendenti e  $\Delta SC_{i,t-3}$  come strumenti per  $SC_{i,t-1}$ . Nella seconda (AH-l) si usano come strumenti i valori ritardati di due periodi delle differenze prime delle variabili indipendenti e  $SC_{i,t-3}$  per  $SC_{i,t-1}$ . Sebbene questi metodi siano stati

---

8 La variabile CM disponibile all'interno delle banca dati IFS è differente per i diversi paesi: per Australia, Canada, Danimarca, Giappone, Islanda, Svezia, Svizzera e USA il database indica "money", per il Regno Unito è M0, per Austria, Francia, Germania, Nuova Zelanda, Portogallo e Spagna è M1, mentre per Italia, Norvegia e Olanda è M2. Questa diversità di definizione delle variabili può aggiungere un ulteriore *measurement error* che fa ritenere ancora una volta più adeguata la stima mediante variabili strumentali.

9 La distorsione tende a zero quando la dimensione temporale del campione, T, tende all'infinito.

concepiti nell'ambito della microeconometria per panel con un grande numero di individui ed un numero limitato di osservazioni nel tempo, ne è stata sostenuta la validità anche in panel macroeconomici, dove le due dimensioni possono essere simili (tra gli altri, Judson e Owen, 1999).

Le statistiche descrittive delle variabili coinvolte nelle stime e le relative matrici di correlazione (calcolate sia nei livelli sia nelle differenze) sono riportate rispettivamente nelle tabelle 1 e 2. In particolare nella tabella 2, risulta evidente una correlazione elevata tra il saldo del bilancio pubblico ed i consumi pubblici, evidenziando la presenza di multicollinearità. Per questo motivo, i modelli empirici sono stati stimati sia includendo CP (dato che, dal punto di vista teorico, l'Equivalenza Ricardiana assume l'inefficacia del *timing* della politica fiscale per un dato livello di spesa pubblica) sia eliminando tale variabile, al fine di verificarne la robustezza dei risultati. Tuttavia, la multicollinearità viene drasticamente ridotta quando vengono utilizzati i panel dinamici, dato che le variabili espresse nelle differenze prime eliminano i trend comuni nei livelli (si confrontino le matrici di correlazioni calcolate nei livelli e nelle differenze prime, cfr. Tab. 2).

**Tab. 1** **Statistiche descrittive**

	Media	Varianza	Min.	Max
SC	-0,604	4,525	-21,390	9,060
SBP	2,239	4,729	-10,233	21,060
CP	40,912	101,120	8,299	65,055
REX	101,840	18,559	50,330	174,810
TIR	3,120	4,274	-23,395	17,048
CM	10,804	10,397	-13,705	43,802

**Tab. 2** **Matrici di correlazione**

	SC	SBP	CP	REX	TIR	CM
SC	1,00	0,32	0,61	0,09	0,30	-0,38
SBP		1,00	0,44	0,17	-0,20	-0,07
CP			1,00	0,14	0,08	-0,34
REX				1,00	0,10	-0,52
TIR					1,00	-0,17
CM						1,00
	$\Delta$ SC	$\Delta$ SBP	$\Delta$ CP	$\Delta$ REX	$\Delta$ TIR	$\Delta$ CM
$\Delta$ SC	1,00	0,09	-0,01	-0,07	-0,07	0,19
$\Delta$ SBP		1,00	0,03	-0,02	0,13	0,05
$\Delta$ CP			1,00	-0,06	0,04	0,04
$\Delta$ REX				1,00	0,02	-0,01
$\Delta$ TIR					1,00	-0,12
$\Delta$ CM						1,00

## 4 RISULTATI EMPIRICI

In primo luogo, i risultati della tabella 3 mostrano un consistente effetto di trascinamento sul saldo corrente: il coefficiente di  $SC_{i,t-1}$  è statisticamente maggiore di zero generalmente ad un livello di significatività dell'1%, mentre quello di  $SC_{i,t-2}$  è significativamente negativo, indicando una tendenza verso un riequilibrio della posizione estera dopo un certo periodo di tempo. Il saldo di bilancio pubblico è significativo nel suo valore corrente - e nel suo valore ritardato solo nella stima (1) - mentre le altre variabili non risultano significative, con l'eccezione del tasso di crescita della moneta ritardato di un periodo. Nelle stime (6) e (7) vengono eliminate le variabili con due ritardi che non risultano significative nelle precedenti stime; i risultati sono stabili sia nella grandezza dei coefficienti stimati sia nelle loro significatività. Inoltre, anche l'eliminazione della variabile  $CP$  per ridurre eventuali problemi di collinearità (stime (4), (5) e (7)) non modifica i risultati ottenuti precedentemente<sup>10</sup>. La statistica Wald testa in primo luogo la significatività complessiva dei modelli, come un test F, e si distribuisce come un  $\chi^2$  con gradi di libertà uguali al numero di variabili impiegate nella specificazione del modello. In tutte le equazioni stimate si può rigettare al più elevato livello di significatività l'ipotesi nulla che i coefficienti siano congiuntamente uguali a zero. La statistica  $m_2$  testa l'ipotesi nulla di assenza di correlazione del secondo ordine nei residui delle differenze prime e si distribuisce come una normale con media 0 e varianza 1; i risultati del test sostengono la non esistenza di correlazione seriale. In secondo luogo, la statistica Wald permette di fornire statistiche riguardanti la significatività totale delle variabili stimate per i lag 0, 1 e 2 (ad esempio,  $SBP_t$ ,  $SBP_{t-1}$  e  $SBP_{t-2}$ ). Formalmente, infatti, il test è da intendersi come una restrizione di esclusione in cui l'ipotesi nulla è che le variabili possano essere eliminate dal modello. La statistica si distribuisce come un  $\chi^2$  con un numero di gradi di libertà uguale al numero di variabili che si vogliono escludere. I risultati di questi test mostrano come globalmente il saldo di bilancio pubblico (nel suo valore corrente ed in quelli ritardati) sia una variabile significativa nella determinazione del saldo con l'estero e come invece i consumi pubblici siano a volte significativi ed a volte no,

---

<sup>10</sup> E' stata anche stimata una versione statica dell'equazione (1) mediante OLS. Su richiesta, sono disponibili dagli autori i risultati di tali stime, condotte sia sull'intero campione sia due sottogruppi (distinti in paesi grandi (G7) e paesi piccoli (non G7)), al fine di verificarne la diversa rispondenza a variazioni del deficit pubblico (i risultati ottenuti per sottogruppi non differiscono comunque da quelli ottenuti per l'intero campione). In generale, le stime sostengono la validità dell'Equivalenza Ricardiana; tuttavia, tali risultati possono risultare non robusti, dato che il fatto che una variabile non sia significativa nelle regressioni nei livelli può essere solo un fenomeno statistico derivante da collinearità (si veda Tab. 2) o dalla circostanza che alcune delle variabili considerate possano essere endogene.

Tab. 3

## Stime IV (AH-d)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SC <sub>t-1</sub>	0,345 (0,519)	0,885 (0,591)	1,122* (0,657)	0,896 (0,595)	1,129* (0,671)	1,266** (0,606)	1,264** (0,617)
SC <sub>t-2</sub>	-0,106 (0,076)	-0,259*** (0,066)	-0,262*** (0,068)	-0,260*** (0,067)	-0,260*** (0,069)	-0,275*** (0,087)	-0,272*** (0,089)
SBP <sub>t</sub>	0,088** (0,035)	0,138*** (0,031)	0,157*** (0,042)	0,137*** (0,032)	0,155*** (0,042)	0,137*** (0,053)	0,133*** (0,051)
SBP <sub>t-1</sub>	0,095* (0,054)	0,023 (0,049)	0,004 (0,044)	0,025 (0,049)	0,006 (0,043)	0,025 (0,050)	0,029 (0,049)
SBP <sub>t-2</sub>	0,020 (0,031)	0,006 (0,093)	0,003 (0,075)	0,010 (0,072)	-0,002 (0,078)		
CP <sub>t</sub>	-0,012 (0,037)	-0,023 (0,031)	-0,063 (0,047)			-0,054 (0,043)	
CP <sub>t-1</sub>	0,027 (0,042)	0,044 (0,032)	0,075 (0,056)			0,053 (0,049)	
CP <sub>t-2</sub>	-0,009 (0,012)	-0,011 (0,013)	-0,007 (0,019)				
REX <sub>t</sub>		-0,015 (0,022)	-0,015 (0,022)	-0,016 (0,022)	-0,015 (0,022)	-0,014 (0,021)	-0,014 (0,021)
REX <sub>t-1</sub>		-0,025 (0,021)	-0,017 (0,026)	-0,025 (0,021)	-0,016 (0,027)	-0,011 (0,028)	-0,011 (0,027)
REX <sub>t-2</sub>		0,016 (0,019)	0,025 (0,018)	0,015 (0,019)	0,024 (0,018)		
TIR <sub>t</sub>		-0,035 (0,040)	-0,035 (0,047)	-0,034 (0,041)	-0,034 (0,048)	-0,048 (0,047)	-0,048 (0,047)
TIR <sub>t-1</sub>		-0,002 (0,043)	-0,006 (0,048)	-0,001 (0,043)	-0,003 (0,047)	-0,027 (0,046)	-0,025 (0,044)
TIR <sub>t-2</sub>		0,072 (0,049)	0,084 (0,056)	0,073 (0,050)	0,085 (0,057)		
CM <sub>t</sub>			0,021 (0,019)		0,021 (0,020)	-0,003 (0,023)	-0,003 (0,023)
CM <sub>t-1</sub>			-0,040** (0,019)		-0,039** (0,018)	-0,053*** (0,018)	-0,051*** (0,017)
CM <sub>t-2</sub>			-0,013 (0,016)		-0,013 (0,015)		
N	398	329	329	329	322	341	341
Wald	149,0 [0,000]	557,7 [0,000]	559,4 [0,000]	204,0 [0,000]	373,2 [0,000]	413,8 [0,000]	174,2 [0,000]
m2	-0,875 [0,382]	0,788 [0,431]	0,638 [0,523]	0,854 [0,393]	0,644 [0,520]	-0,440 [0,660]	-0,4904 [0,624]
escl. SBP	6,522 [0,089]	27,876 [0,000]	20,855 [0,000]	27,341 [0,000]	20,780 [0,000]	7,526 [0,023]	7,577 [0,023]
escl. CP	4,674 [0,197]	9,209 [0,027]	1,779 [0,619]			10,239 [0,006]	
escl. REX		3,090 [0,378]	2,174 [0,572]	3,277 [0,351]	2,116 [0,549]	3,297 [0,192]	3,358 [0,187]
escl. TIR		8,636 [0,063]	9,798 [0,020]	8,358 [0,039]	9,112 [0,028]	4,100 [0,129]	3,815 [0,148]
escl. CM			5,684 [0,128]		5,600 [1,328]	11,261 [0,004]	11,252 [0,004]

Nota: le variabili sono espresse come differenze prime. I numeri tra parentesi tonda indicano gli standard error corretti per l'eteroschedasticità. I numeri tra parentesi quadra sono i p-value dei rispettivi test. \*\*\*, \*\* e \* indicano, rispettivamente, significatività all'1%, al 5% ed al 10 per cento.

a seconda delle diverse specificazioni. E' inoltre interessante notare come  $TIR$  sia globalmente significativo nelle specificazioni con due ritardi e non in quelle con un solo ritardo, fenomeno opposto a quanto accade considerando  $CM$ .

Le stime AH-I confermano i risultati delle precedenti stime dinamiche, per quanto riguarda la neutralità del debito (cfr. Tab. 4). Il coefficiente del saldo di bilancio pubblico è sempre significativo all'1%; i precedenti risultati riguardanti i valori ritardati del saldo corrente vengono confermati, così come quello relativo al saldo di bilancio pubblico. Per quanto concerne le variabili di controllo, diventa significativo  $TIR_{t-2}$  e si conferma il risultato relativo alla crescita della quantità di moneta ( $CM_{t-1}$ ). In questo caso le stime ottenute, eliminando le variabili ritardate due volte che non risultano significative, presentano qualche differenza maggiore:  $SBP_{t-1}$  è significativo nella stima che include la spesa pubblica, mentre  $TIR_{t-2}$  in un caso perde e nell'altro aumenta la propria significatività. Il valore ritardato di un periodo della crescita di moneta, invece, vede inequivocabilmente aumentare la propria significatività nelle due stime. Anche in questo caso la statistica Wald sostiene la significatività dei modelli e la statistica  $m_2$  non può rigettare l'ipotesi nulla di assenza di correlazione seriale, con l'eccezione della stima (3). Per quanto concerne la significatività globale determinata mediante i test di esclusione, i risultati non si discostano dalle stime precedenti per  $SBP$  e  $CP$ , ma nel caso di  $TIR$  e  $CM$  esse sono sempre globalmente significative.

Tab. 4

## Stime IV (AH-I)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SC <sub>t-1</sub>	0,760*** (0,105)	1,076*** (0,109)	0,965*** (0,049)	1,051*** (0,115)	0,986*** (0,113)	0,369*** (0,103)	1,167*** (0,102)
SC <sub>t-2</sub>	-0,097*** (0,031)	-0,286*** (0,086)	-0,239*** (0,050)	-0,282*** (0,086)	-0,237*** (0,051)	-0,153*** (0,054)	-0,257*** (0,077)
SBP <sub>t</sub>	0,095*** (0,033)	0,143*** (0,035)	0,150*** (0,031)	0,141*** (0,035)	0,148*** (0,031)	0,127*** (0,039)	0,151*** (0,041)
SBP <sub>t-1</sub>	0,034 (0,053)	0,049 (0,041)	0,020 (0,053)	0,054 (0,040)	0,024 (0,052)	0,074** (0,037)	-0,004 (0,061)
SBP <sub>t-2</sub>	0,088** (0,032)	-0,047 (0,044)	-0,005 (0,046)	-0,048 (0,044)	-0,009 (0,047)		
CP <sub>t</sub>	-0,007 (0,029)	-0,028 (0,028)	-0,065 (0,039)			-0,153 (0,138)	
CP <sub>t-1</sub>	0,024 (0,040)	0,052 (0,041)	0,079* (0,044)			-0,126 (0,128)	
CP <sub>t-2</sub>	-0,014 (0,021)	-0,015 (0,019)	-0,012 (0,021)				
REX <sub>t</sub>		-0,025 (0,020)	-0,015 (0,018)	-0,025 (0,020)	-0,016 (0,018)	-0,014 (0,017)	-0,003 (0,015)
REX <sub>t-1</sub>		-0,015 (0,021)	-0,016 (0,021)	-0,015 (0,021)	-0,015 (0,021)	-0,031*** (0,012)	-0,013 (0,021)
REX <sub>t-2</sub>		0,021 (0,015)	0,017 (0,014)	0,019 (0,015)	0,015 (0,014)		
TIR <sub>t</sub>		-0,037 (0,048)	-0,034 (0,048)	-0,036 (0,048)	-0,032 (0,048)	-0,018 (0,043)	-0,034 (0,057)
TIR <sub>t-1</sub>		0,001 (0,059)	-0,008 (0,049)	0,002 (0,057)	-0,006 (0,048)	-0,004 (0,030)	0,022 (0,053)
TIR <sub>t-2</sub>		0,079* (0,047)	0,077* (0,042)	0,078* (0,047)	0,077* (0,042)	0,052 (0,036)	0,095** (0,042)
CM <sub>t</sub>			0,020 (0,021)		0,020 (0,021)	0,010 (0,014)	-0,003 (0,029)
CM <sub>t-1</sub>			-0,051** (0,022)		-0,049** (0,022)	-0,019*** (0,007)	-0,048*** (0,016)
CM <sub>t-2</sub>			-0,013 (0,016)		-0,011 (0,015)		
N	417	330	323	330	323	340	340
Wald	155,5 [0,000]	583,3 [0,000]	702,2 [0,000]	167,2 [0,000]	560,6 [0,000]	301,2 [0,000]	201,0 [0,000]
m <sub>2</sub>	-1,099 [0,272]	0,225 [0,822]	0,276 [0,783]	-0,379 [0,705]	0,285 [0,776]	2,610 [0,009]	-0,2917 [0,770]
escl. SBP	15,874 [0,001]	21,741 [0,000]	36,351 [0,000]	24,261 [0,000]	39,508 [0,000]	22,302 [0,000]	23,982 [0,000]
escl. CP	3,471 [0,324]	7,376 [0,061]	5,753 [0,124]			1,4556 [0,483]	
escl. REX		5,161 [0,160]	4,479 [0,214]	5,114 [0,164]	4,658 [0,198]	3,445 [0,178]	2,878 [0,237]
escl. TIR		8,834 [0,031]	7,330 [0,062]	8,286 [0,041]	7,048 [0,070]	8,125 [0,043]	8,039 [0,045]
escl. CM			8,006 [0,046]		7,011 [0,071]	8,817 [0,012]	8,349 [0,015]

Nota: le variabili sono espresse come differenze prime. I numeri tra parentesi tonda indicano gli standard error corretti per l'eteroschedasticità. I numeri tra parentesi quadra sono i p-value dei rispettivi test. \*\*\*, \*\* e \* indicano, rispettivamente, significatività all'1%, al 5% ed al 10 per cento.

## 5 CONCLUSIONI

I risultati presentati in questo lavoro rappresentano un tentativo di analizzare l'Equivalenza Ricardiana in economia aperta attraverso un modello longitudinale. In particolare, sono stati analizzati 18 paesi OCSE per il periodo 1973-1998 con un modello dinamico. I risultati mostrano un effetto significativo del saldo del bilancio pubblico su quello estero, soprattutto nel suo valore corrente, suggerendo l'idea che l'Equivalenza Ricardiana non trovi riscontri nei dati. Inoltre, l'analisi mostra come globalmente il tasso di interesse reale ed il tasso di crescita della moneta siano variabili significative nel determinare il saldo delle partite correnti. Il tasso di cambio effettivo reale ed i consumi pubblici invece sono di solito non significativi.

Esistono diverse ragioni per sostenere che le stime dinamiche forniscano, rispetto a quelle statiche ottenute mediante il metodo dei minimi quadrati, una più accurata descrizione della realtà. In primo luogo, riconoscono l'esistenza di un effetto trascinamento che è estremamente plausibile in un mondo in cui l'aggiustamento delle quantità non avviene in maniera istantanea; in secondo luogo, come abbiamo avuto modo di evidenziare, questo risultato è più robusto ed ottenuto con metodi consistenti. In terzo luogo, la possibilità di un *measurement error* dovuta alla variabile *CP* rende in questo caso la stima con le variabili strumentali più corretta. Infine, il fatto che una variabile non sia significativa nelle regressioni nei livelli può essere solo un fenomeno statistico derivante da collinearità o dalla circostanza che alcune delle variabili considerate possano essere endogene; in un panel dinamico invece gli strumenti sono naturalmente costruiti dalle variabili ritardate predeterminate.

## RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Ahmed, S. (1987). "Government Spending, the Balance of Trade and the Terms of Trade in British History", *Journal of Monetary Economics*, 20, 195-220.
- Anderson, T. W. e Hsiao, C. (1982). "Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data", *Journal of Econometrics*, 18, 47-82.
- Barro, R.J. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*, 82, 1095-1117.
- Bernheim, B.D. (1987). "Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence". In: Fisher, S. (ed.) *NBER Macroeconomics Annual 1987*, MIT Press, Cambridge, 263-304.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. e Rebelo, S. (2001). "Prospective Deficits and the Asian Currency Crises", *Journal of Political Economy*, 109, 1155-1197
- Corsetti, G., Pesenti, P. e Roubini, N. (1999). "Paper Tigers? A Model of the Asian Crisis", *European Economic Review*, 43, 1211-1236.
- de Mello, L., Kongsrud, P. M. e Price, R. (2004). "Saving behaviour and the effectiveness of fiscal policy", *OECD Economics Department Working Paper*, no. 397, OECD, Paris.
- Diamond, P. (1965). "National Debt in a neoclassical growth model", *American Economic Review*, 41, 1126-50.
- Elmendorf, D.W. e Mankiw, N.G. (1999). "Government Debt", In: Taylor, J.B. e Woodford, M. (a cura di), *Handbook of Macroeconomics*, North Holland, Amsterdam.
- Enders, W., Lee, B. (1990). "Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins?", *Review of Economics and Statistics*, 72, 373-381.
- Evans, P. (1988). "Are Consumers Ricardian? Evidence for the United States", *Journal of Political Economy*, 96, 983-1004.
- Feldstein, M. e Elmendorf, D.W. (1990). "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior Revisited: Comment", *American Economic Review*, 80, 589-599.
- Fleming, J. M. (1962). "Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates," *IMF Staff Papers*, International Monetary Fund, 9, 369-79.
- Frenkel, J. A. e Razin, A. (1987). *Fiscal Policies and the World Economy*, Cambridge: MIT Press.
- Greene, W. (1997). *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New York.

- Judson, R. A. e Owen, A.L. (1999). "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide to Macroeconomists", *Economics Letters*, 65, 9-15.
- Khalid, A.M. e Guan, T.W. (1999). "Causality Tests of Budget and Current Account Deficits: Cross-country Comparisons", *Empirical Economics*, 24, 389-402.
- Kim, S. e Roubini N. (2003). "Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account and real exchange rate in the US", *mimeo*. (<http://pages.stern.nyu/~nrubini/>).
- Kormendi, R.C. (1983). "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behaviour", *American Economic Review*, 73, 994-1010.
- Lane, P. R., e Perotti, R. (1998). "The Trade Balance and Fiscal Policy in the OECD", *European Economic Review*, 42, 887-895.
- Mann, C. (2002). "Perspectives on the U.S. current account deficit and sustainability", *Journal of Economic Perspectives*, 16, 131-152.
- Milesi-Ferretti, G. M. e Razin, A. (1996). "Current Account Sustainability: Selected East Asian and Latin American Experiences", *NBER Working Paper*, No. 5791. Boston, Mass: National Bureau of Economic Research.
- Mundell, R. A. (1962). "The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy under Fixed Exchange Rates," *IMF Staff Papers*, International Monetary Fund, 9, 70-9.
- Normandin, M. (1999). "Budget Deficit Persistence and the Twin Deficits Hypothesis", *Journal of International Economics*, 49, 171-193.
- Obstfeld, M., (1996). "Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features", *European Economic Review*, 40, 1037-1048.
- Ricciuti R. (2003). "Assessing Ricardian Equivalence", *Journal of Economic Survey*, 17 (1), 55-78.
- Seater, J. J. (1993). "Ricardian Equivalence", *Journal of Economic Literature*, 31, 142-190.

Working Papers available:

n. 31/03	S. DE NARDIS C. VICARELLI	The Impact of Euro on Trade: the (Early) Effect Is not So Large
n. 32/03	S. LEPROUX	L'inchiesta ISAE-UE presso le imprese del commercio al minuto tradizionale e della grande distribuzione: la revisione dell'impianto metodologico
n. 33/03	G. BRUNO C. LUPI	Forecasting Euro-area Industrial Production Using (Mostly)\ Business Surveys Data
n. 34/03	C. DE LUCIA	Wage Setters, Central Bank Conservatism and Economic Performance
n. 35/03	E. D'ELIA B. M. MARTELLI	Estimation of Households Income from Bracketed Income Survey Data
n. 36/03	G. PRINCIPE	Soglie dimensionali e regolazione del rapporto di lavoro in Italia
n. 37/03	M. BOVI	A Nonparametric Analysis of the International Business Cycles
n. 38/03	S. DE NARDIS M. MANCINI C. PAPPALARDO	Regolazione del mercato del lavoro e crescita dimensionale delle imprese: una verifica sull'effetto soglia dei 15 dipendenti
n. 39/03	C. MILANA ALESSANDRO ZELI	Productivity Slowdown and the Role of the Ict in Italy: a Firm-level Analysis
n. 40/04	R. BASILE S. DE NARDIS	Non linearità e dinamica della dimensione d'impresa in Italia
n. 41/04	G. BRUNO E. OTRANTO	Dating the Italian Business Cycle: a Comparison of Procedures
n. 42/04	C. PAPPALARDO G. PIRAS	Vector-auto-regression Approach to Forecast Italian Imports
n. 43/04	R. DE SANTIS	Has Trade Structure Any Importance in the Transmission of Currency Shocks? An Empirical Application for Central and Eastern European Acceding Countries to EU
n. 44/04	L. DE BENEDICTIS C. VICARELLI	Trade Potentials in Gravity Panel Data Models

Working Papers available:

n. 45/04	S. DE NARDIS C. PENSA	How Intense Is Competition in International Markets of Traditional Goods? The Case of Italian Exporters
n. 46/04	M. BOVI	The Dark, and Independent, Side of Italy
n. 47/05	M. MALGARINI P. MARGANI B.M. MARTELLI	Re-engineering the ISAE manufacturing survey
n. 48/05	R. BASILE A. GIUNTA	Things change. Foreign market penetration and firms' behaviour in industrial districts: an empirical analysis
n. 49/05	C. CICONI	Building smooth indicators nearly free of end-of-sample revisions
n. 50/05	T. CESARONI M. MALGARINI G. ROCCHETTI	L'inchiesta ISAE sugli investimenti delle imprese manifatturiere ed estrattive: aspetti metodologici e risultati
n. 51/05	G. ARBIA G. PIRAS	Convergence in per-capita GDP across European regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects
n. 52/05	L. DE BENEDICTIS R. DE SANTIS C. VICARELLI	Hub-and-Spoke or else? Free trade agreements in the "enlarged" European Union
n. 53/05	R. BASILE M. COSTANTINI S. DESTEFANIS	Unit root and cointegration tests for cross-sectionally correlated panels. Estimating regional production functions
n. 54/05	C. DE LUCIA M. MEACCI	Does job security matter for consumption? An analysis on Italian microdata
n. 55/05	G. ARBIA R. BASILE G. PIRAS	Using Spatial Panel Data in Modelling Regional Growth and Convergence
n. 56/05	E. D'ELIA	Using the results of qualitative surveys in quantitative analysis

Working Papers available:

n. 57/05	D. ANTONUCCI A. GIRARDI	Structural changes and deviations from the PPP within the Euro Area
n. 58/05	M. MALGARINI P. MARGANI	Psychology, consumer sentiment and household expenditures: a disaggregated analysis