

LE ENTRATE TRIBUTARIE NEL PERIODO 1978-2006: ANALISI DELLE DETERMINANTI DI LUNGO PERIODO

ALBERTO LOCARNO E ALESSANDRA STADERINI

pubblicazione internet realizzata con contributo della



Le entrate tributarie nel periodo 1978-2006: analisi delle determinanti di lungo periodo.

Alberto Locarno* e Alessandra Staderini†

August 31, 2007

Abstract

Questo lavoro analizza la dinamica di lungo periodo delle entrate tributarie in Italia, per individuare il contributo delle politiche discrezionali, dei fattori erratici e ciclici e per cogliere le relazioni di lungo periodo del *trend* con i fondamentali dell'economia. Il lavoro si differenzia dai precedenti lavori che hanno utilizzato dati italiani perché analizza serie storiche corrette per tenere conto degli effetti di modifiche normative, correzione basata su una ricostruzione sistematica dei principali interventi discrezionali adottati negli ultimi trenta anni. Dall'analisi empirica emerge che il *trend* delle aliquote implicite (calcolate rapportando il gettito a una *proxy* macroeconomiche della base imponibile) delle principali voci di entrata, stimato sulla base di modelli a componenti non-osservabili, varia nel tempo in funzione di una molteplicità di fattori. Alcuni di questi riguardano la struttura del sistema impositivo e sono quindi manovrabili dal *policy maker*, altri dipendono da aspetti specifici della congiuntura economica che non sono colti dall'evoluzione delle *proxy* macroeconomiche. L'analisi suggerisce, pertanto, che i modelli di previsione delle entrate che, per un'evidente esigenza di semplificazione, assumono elasticità costanti, possono risultare incapaci di cogliere l'evoluzione del gettito, nel breve periodo.

1 Introduzione

Nel 2006 le finanze pubbliche italiane hanno beneficiato di una crescita delle entrate tributarie molto sostenuta, dopo alcuni anni in cui erano emersi segnali di rallentamento, che avevano suscitato preoccupazioni circa la dinamica di lungo periodo del gettito tributario. Il fenomeno di una forte ripresa della dinamica delle entrate fiscali ha riguardato anche altri paesi europei e, dal 2004, gli Stati Uniti.¹ La Banca Centrale Europea ²commentava gli andamenti dei conti pub-

*Banca d'Italia, Servizio Studi di Congiuntura e Politica Monetaria (alberto.locarno@bancaditalia.it).

†Banca d'Italia, Servizio Studi di Struttura Economica e Finanziaria (alessandra.staderini@bancaditalia.it).

¹Si veda Swiston et al. (2007).

²Si veda BCE (2007).

blici del 2006 nell'area dell'euro attribuendo il miglioramento, oltre che alla forte crescita del prodotto, a entrate fiscali inattese, superiori cioè a quelle prevedibili applicando all'evoluzione delle principali variabili macro, i valori delle elasticità del gettito stimati sulla base delle serie storiche passate.

La ripresa della crescita del gettito ha suscitato nuova curiosità sulle determinanti della dinamica delle entrate fiscali e ha riaperto il dibattito più generale sugli effetti dell'economia sulle entrate. I contributi più recenti mettono in evidenza due aspetti critici dei modelli maggiormente usati per descrivere le relazioni tra l'economia e il gettito e per fare previsioni di breve periodo: 1) l'adozione di misure dell'elasticità del gettito all'economia costanti; 2) la non adeguata rappresentazione di tutti gli aspetti del sistema economico, e in particolare di alcuni fatti che sembrano aver contribuito fortemente alla crescita del gettito negli ultimi anni, come la dinamica del mercato immobiliare.

Con riferimento al primo aspetto, riprendendo il filone di letteratura che analizza gli effetti delle imposte ai fini della stabilizzazione macroeconomica,³ i contributi più recenti stimano elasticità di breve periodo distinte da quelle di lungo periodo, con l'obiettivo di mettere in evidenza come l'adozione di elasticità costanti possa condurre a errori di previsione nel breve termine e a una non corretta valutazione della *stance* di politica di bilancio; da questi studi emerge inoltre come l'elasticità nel breve periodo possa risultare maggiore di quella di lungo periodo nelle fasi espansive del ciclo.⁴

Con riferimento al secondo aspetto, altri autori, sempre riconoscendo la necessità di distinguere tra elasticità di breve e di lungo periodo, introducono nuove variabili tra le determinanti del gettito fiscale, accanto a quelle tradizionalmente utilizzate come *proxy* delle basi imponibili; si tratta in particolare di variabili relative al mercato immobiliare, ai guadagni di capitale, ai profitti nel comparto societario.⁵

Questo lavoro si inserisce nel dibattito in corso sulle determinanti della dinamica delle entrate, fornendo un'analisi approfondita della crescita delle entrate tributarie in Italia negli ultimi trenta anni. Vengono analizzate tre diverse definizioni del gettito tributario. La prima definizione fa riferimento al gettito effettivo; la seconda elimina la quota attribuibile alle misure una tantum; la terza depura anche dall'effetto di sgravi o inasprimenti permanenti del prelievo, estendendo al passato la struttura del sistema tributario in vigore nell'ultimo

³La letteratura teorica ha da sempre denunciato lo scarso contenuto informativo, ai fini dell'analisi dell'andamento delle entrate nell'arco del ciclo economico, di elasticità costanti, stimate sulla base di serie storiche e pertanto adatte a descrivere relazioni di più lungo periodo. Questo filone della letteratura viene solitamente fatta risalire a Groves e Kahn (1952), con contributi importanti di Fox e Campbell (1984), Sobel e Holcombe (1996). Nonostante le indicazioni della teoria, tuttavia, i modelli di previsione maggiormente utilizzati si fondano sull'applicazione di elasticità del gettito alle variabili macroeconomiche costanti; questi modelli riflettono lo stesso quadro di riferimento usato per la misurazione degli effetti dell'economia sul bilancio pubblico. Le metodologie utilizzate a questi fini sono descritte per la Commissione europea, per l'OCSE e per la BCE rispettivamente in European Commission (1995), Giorno et al. (1995), Bouthevillain et al. (2001). Con riferimento all'Italia si veda anche Momigliano e Staderini (1999), Ginebri et al. (2005).

⁴Si rimanda a Wolswijk (2007), Swiston et al. (2007).

⁵Si veda ad esempio Morris e Schuknecht (2007), Martinez Montagy et al. (2007).

anno, il 2006. L'analisi viene condotta anche sulle serie storiche delle aliquote implicite, costruite rapportando il gettito (in ciascuna delle tre definizioni) a una variabile macroeconomica considerata *proxy* della base imponibile.

Obiettivo del lavoro è quello di analizzare la dinamica di lungo periodo delle entrate tributarie, per comprendere il contributo delle politiche discrezionali, dei fattori erratici e ciclici e per cogliere le relazioni di lungo periodo del *trend* con i fondamentali dell'economia.

Un approfondimento particolare è dedicato all'analisi della componente strutturale (*trend*) delle aliquote implicite. Per ciascuna aliquota implicita ricostruita, la componente di *trend* fornisce un utile benchmark per analizzare la dinamica di fondo del gettito: se la variabile macroeconomica scelta al denominatore ricostruisse perfettamente la base imponibile e se le correzioni effettuate per tenere conto di tutti i fattori che hanno contribuito alla crescita in ciascun anno (misure discrezionali, fattori erratici e ciclici) fossero esaustive, la componente di *trend* dell'aliquota implicita della serie corretta dovrebbe risultare costante; ciò equivarrebbe a dire che l'elasticità dell'imposta alla sua base imponibile sarebbe unitaria per tutte le imposte ad esclusione dell'Irpef, per la quale è attesa un'elasticità superiore all'unità data la sua struttura progressiva. La ricostruzione effettuata nel lavoro mostra invece come essa non sia costante; la variabile viene pertanto sottoposta ad ulteriore analisi econometrica per coglierne le relazioni con variabili macroeconomiche diverse da quelle utilizzate come basi imponibili.

Questo lavoro si differenzia dai precedenti lavori che hanno utilizzato dati italiani perché analizza serie storiche delle entrate tributarie corrette per tenere conto degli effetti di modifiche normative. A questo fine effettua una ricostruzione sistematica dei principali interventi discrezionali adottati; per la durata della serie e per l'analiticità dei provvedimenti considerati (ricostruiti a livello di singole imposte), si tratta di un'operazione che non era stata effettuata sinora.⁶

Si differenzia anche dai recenti contributi al dibattito apparsi a livello internazionale per le tecniche econometriche utilizzate; mentre essi, infatti, utilizzano stime basate su modelli a correzione dell'errore (ECM), in questo lavoro viene seguita una procedura a due stadi:

- 1) nel primo stadio viene effettuata un'analisi statistica delle serie storiche (sia di quelle sul gettito, sia delle aliquote implicite) basata sulla scomposizione in componenti strutturali inosservabili con la finalità di estrarre la componente di *trend*. L'andamento nel tempo del gettito risente di una miriade di fattori, spesso erratici e non ricorrenti, che complicano l'interpretazione delle tendenze in atto. I dati sul gettito dei principali tributi possono essere di difficile lettura e condurre a interpretazioni errate se non si provvede a sottoporli a un trattamento preliminare, che riduca il peso della parte erratica e amplifichi quello della componente di *trend*, che è ciò che rileva per capire gli andamenti di fondo delle entrate tributarie.

⁶ Mentre nella letteratura più recente a livello internazionale è invalsa la prassi di depurare le serie delle entrate fiscali degli effetti delle misure discrezionali al fine di calcolare le elasticità (Swiston et al. (2007), Wolswijk (2007), Martinez Montagy et al. (2007)) non ci risulta ci siano stati lavori che lo abbiano fatto in maniera sistematica per l'Italia.

2) Nel secondo stadio, la componente di *trend* delle aliquote implicite è regredita su alcune variabili che rappresentano aspetti del sistema economico e del sistema tributario. Questi aspetti possono essere raggruppati in due ordini di fattori: quelli che cercano di cogliere le divergenze tra base imponibile effettiva e *proxy* macroeconomica e quelli che cercano di tenere conto di fattori che potremmo definire di non omogeneità del sistema tributario, tali per cui l'elasticità del gettito alla base imponibile dell'imposta non risulta in pratica perfettamente unitaria neppure in presenza di imposte proporzionali. Un esempio del primo ordine di fattori è rappresentato dal prezzo delle abitazione. Appartiene al secondo ordine di fattori il grado di progressività dell'imposta, che la metodologia utilizzata per la correzione delle serie per le misure discrezionali non consente comunque di correggere.⁷

2 Gettito tributario e interventi discrezionali

2.1 Il gettito effettivo in rapporto al PIL

Una prima indicazione sull'evoluzione del gettito tributario può essere colta dall'analisi delle entrate tributarie in rapporto al PIL (Fig. 1, quadrante in alto a sinistra). L'aggregato di entrate tributarie oggetto dell'analisi di questo lavoro è rappresentato dalle imposte dirette e indirette riscosse centralmente, vale a dire i tributi contabilizzati nel bilancio di cassa dello Stato a cui sono state aggiunte le imposte locali introdotte con la riforma del 1998 (IRAP e addizionali all'Irpef);⁸ il periodo campionario si estende dal 1978 al 2006.

L'intero periodo campionario è segnato dal rallentamento del gettito effettivo dai tassi di crescita elevatissimi della prima parte del periodo campionario (superiori al 20 per cento) a valori appena positivi negli ultimi anni, 2006 escluso. Fino agli inizi degli anni novanta il tasso di crescita del gettito si mantiene stabilmente su un livello superiore a quello del prodotto: tra il 1978 (anno in cui può considerarsi a regime la riforma tributaria di metà anni settanta) e il 1991 (ultimo anno prima dell'intensificazione del processo di risanamento delle finanze pubbliche) le entrate tributarie aumentano dal 17,0 al 25,1 per cento del PIL: operano, da un lato, l'interazione di elevati tassi di inflazione con la struttura progressiva dell'imposta personale, dall'altro, l'entrata in vigore di nuove e più efficaci modalità di riscossione dei tributi (ritenute alla fonte, autoliquidazione, acconti). Questa crescita sostenuta consente all'Italia di ultimare un processo di

⁷Come verrà meglio descritto nell'Appendice 1, la correzione per le misure discrezionali è in grado di cogliere solo gli effetti in termini di gettito di una modifica nel primo anno di applicazione (ossia l'effetto stimato al livello di reddito-base imponibile pre-riforma). Occorre rilevare tuttavia che le riforme dell'imposta sul reddito, modificando la struttura delle aliquote e delle deduzioni, comportano anche un effetto cosiddetto addizionale che si manifesta negli anni successivi poiché incidono sulla reattività dell'imposta al reddito (Hutton e Lambert, 1980 e 1982; Caminada e Goudswaard, 1996). Nel caso dell'Italia, le modifiche all'Irpef che si sono succedute nei trenta anni analizzati hanno in alcuni casi modificato in maniera sostanziale il grado di progressività dell'imposta al reddito.

⁸Per maggiori dettagli sulla definizione di entrate tributarie adottata nel lavoro si rimanda all'Appendice 1.

catching up sul livello della pressione tributaria nei confronti dei paesi europei: nel 1980 le entrate tributarie in Italia sono pari al 17,6 per cento del prodotto, a fronte di una media dei paesi europei esclusa l'Italia (EU14) pari al 26,1; esse salgono al 27,2 per cento del PIL nel 1992 (26,2 media EU14).

Negli anni novanta, al di là dei picchi registrati negli anni 1992, 1997 e 2000,⁹ il rapporto tra il gettito tributario effettivo e il PIL smette di crescere stabilmente come nel decennio precedente e fluttua attorno a un livello di poco inferiore al 27 per cento. Dopo il punto di massimo raggiunto nel 2000, l'incidenza delle entrate tributarie si riduce negli anni 2001-05: è questo andamento che porta alcuni osservatori a parlare di deterioramento della componente strutturale del prelievo, attribuito all'intensa stagione di condoni che avrebbe indebolito la lealtà fiscale dei contribuenti e destinato a emergere con maggiore evidenza nel medio periodo, con il venir meno del gettito straordinario dovuto alle sanatorie.¹⁰ Nel 2006 l'incidenza delle entrate tributarie sale al 28,2 per cento del prodotto, grazie a una forte accelerazione di tutte le principali componenti del prelievo tributario (Fig. 2a).¹¹

2.2 Gli interventi discrezionali

2.2.1 Gli interventi di natura *una tantum*

A partire dall'anno 1992, che coincide con l'avvio di un periodo di intensificazione nel processo di risanamento delle finanze pubbliche, gli introiti di natura temporanea rappresentano una costante della politica tributaria italiana (Fig. 1). Il favore incontrato dalle misure di natura temporanea riflette motivazioni sia di natura politica, poiché esse risultano meno impopolari delle misure permanenti di inasprimento del prelievo, sia di natura economica, soprattutto in fasi congiunturali sfavorevoli, poiché ad esse sono associati effetti più limitati sulle aspettative e sull'attività economica.¹²

Tra le misure di natura temporanea un posto di rilievo è rappresentato dai condoni. Nel periodo oggetto della nostra analisi vengono introdotti 4 condoni di carattere generale i cui effetti di gettito sono evidenti negli anni 1983-84, 1992-93, 1995-96, 2003-04 (Fig. 1, quadrante in alto a destra).¹³

⁹I picchi sono connessi a provvedimenti discrezionali nel 1992 e nel 1997, in coincidenza di un'intensificazione del processo di risanamento dei conti pubblici, e al gettito straordinariamente elevato dell'imposta sui redditi da capitale nel 2000, in connessione con i favorevoli andamenti della borsa nel 1999.

¹⁰Vedi al proposito Faini *et al.* (2005) e Guerra e Zanardi (2006).

¹¹La dinamica delle entrate tributarie nell'aggregato analizzato in questo lavoro appare in linea con quella registrata dalle entrate tributarie del conto economico delle Amministrazioni pubbliche. L'aggregato dato dalla somma delle imposte dirette, delle imposte indirette e di quelle in conto capitale del conto delle Amministrazioni pubbliche è cresciuto dal 17,6 per cento del PIL del 1980 al 29,3 per cento nel 2006. Le entrate tributarie del conto delle Amministrazioni pubbliche differiscono da quelle di bilancio analizzate in questo lavoro per una serie di fattori. In particolare le prime includono anche tutti gli altri tributi locali (non solo l'IRAP e le addizionali dall'Irpef); inoltre esse sono definite al netto dei rimborsi.

¹²Si veda su questo argomento Sartor (1998) e Franco (2005).

¹³Per una rassegna della teoria economica dei condoni e per una stima degli effetti sul gettito complessivo del ricorso ai condoni si veda Bernasconi e La Pecorella (2006).

Il contributo delle misure di natura straordinaria alla politica di bilancio italiana risulta ancora con maggiore evidenza se si considera che negli anni in cui non emergono dalla nostra ricostruzione imposte una tantum (1999, 2000 e 2005), entrate straordinarie vengono realizzate nel comparto extra-tributario.¹⁴

Negli anni 1992-2006, il gettito di natura temporanea risulta pari in media allo 0,8 per cento del PIL all'anno (con un effetto cumulato dell'ordine di 12 punti percentuali di PIL).¹⁵

Depurando il gettito tributario complessivo dal contributo fornito dalle entrate di natura temporanea, l'andamento di fondo del gettito non cambia sostanzialmente (Fig. 1, quadrante in alto a sinistra). Risultano attenuati i picchi registrati nel 1992 e nel 1997, due anni caratterizzati, come si è detto, da una politica di bilancio particolarmente restrittiva. La correzione per le misure di natura straordinaria non attenua, invece, il picco registrato nel 2000, riconducibile al gettito dell'imposta sostitutiva sul risparmio gestito che, dalla sua introduzione nel 1998, ha prodotto un gettito rilevante solo nell'anno 2000.¹⁶

Inoltre risulta più accentuato il rallentamento delle imposte dirette negli anni immediatamente precedenti il 2006: nei primi anni del 2000 il gettito ha infatti beneficiato di entrate una-tantum che hanno in parte nascosto gli effetti degli sgravi fiscali (Fig. 2b).

2.2.2 Gli Interventi di natura permanente

Al fine di disporre di una serie storica del gettito la cui dinamica non risenta delle modifiche normative apportate annualmente, si è provveduto a correggere

¹⁴La gran parte delle maggiori entrate previste dalle manovre di bilancio per il 1999 e per il 2000 derivano da operazioni di cartolarizzazione dei crediti INPS e da dismissioni immobiliari rispettivamente nel 1999 e nel 2000. Nel 2005 viene invece previsto un condono edilizio.

¹⁵Per la metodologia seguita in questo lavoro, questo valore deve essere considerato un valore minimo. Esso infatti è rappresentato principalmente dal gettito delle imposte straordinarie, il cui gettito è rinvenibile in appositi capitoli di bilancio; gli incrementi di gettito una-tantum relativi ai tributi permanenti, dovuti all'introduzione di acconti o alla loro modifica sono considerati solo se di importo rilevante, per la difficoltà di enuclearli all'interno del gettito dei capitoli corrispondenti ai tributi permanenti. Inoltre, per le modalità con cui sono state ricostruite le imposte versate dalle imprese (Ires e Irpef in autotassazione relativamente alle quali è stata ricostruita l'imposta di competenza), gli effetti una-tantum di cassa dei cosiddetti automatismi dell'autotassazione non sono rilevanti, anche se hanno contribuito a migliorare il disavanzo dell'anno in cui si sono realizzati; questi effetti corrispondono ad incrementi temporanei di gettito che si realizzano il primo anno di introduzione di un provvedimento di modifica delle modalità di determinazione del reddito d'impresa.

¹⁶Nel 1992 il gettito beneficia degli introiti di tre imposte straordinarie (l'imposta sulla rivalutazione dei cespiti aziendali, l'imposta straordinaria sugli immobili, l'imposta del 6 per mille sui depositi bancari) e di un condono riguardante l'imposizione indiretta; nel 1997 sono previsti due prelievi straordinari (l'eurotassa sulle persone fisiche e il prelievo sul TFR a carico delle imprese) introdotti con la manovra per il 1997 al fine di accelerare il processo di risanamento dei conti pubblici e garantire l'adesione dell'Italia alla moneta unica sin dal suo inizio. Relativamente all'imposizione sostitutiva sul risparmio gestito, il gettito di questa imposta, dopo il livello elevato registrato nel 2000 per il buon andamento dei corsi azionari nel 1999, viene meno nell'anno successivo, in connessione con il crollo dei corsi azionari del 2000 e rimane pressoché nullo fino al 2005 a causa degli ingenti crediti d'imposta maturati nel 2000 e ancora non completamente esauriti.

le entrate tributarie, oltre che delle misure discrezionali di natura una tantum, anche di quelle di natura permanente (Fig. 1, quadranti in basso).

Per effettuare la correzione sono stati ricostruiti gli effetti delle principali misure discrezionali adottate dal 1980; la ricostruzione è avvenuta sulla base delle stime ex-ante contenute nelle note tecniche di accompagnamento ai provvedimenti contenuti principalmente nelle manovre di bilancio.¹⁷

Il sistema tributario italiano è oggetto di modifiche continue sin dalla sua introduzione. Ancora prima di divenire parte integrante della politica di bilancio per il risanamento delle finanze pubbliche, gli interventi in campo tributario sono frequenti e quantitativamente rilevanti già nei primi anni ottanta. Essi, in particolare, riguardano le imposte indirette. Ne risultano coinvolte l’IVA, in connessione con il processo di convergenza delle aliquote stabilito in ambito europeo, e le accise sull’energia (forme di prelievo commisurate alle quantità) quale reazione alle oscillazioni del prezzo del petrolio e all’elevata inflazione.

A partire dalla fine degli anni ottanta, le misure in campo tributario riflettono principalmente l’intonazione della più generale politica di bilancio, che da meramente episodica agli inizi del decennio, acquista profili di maggiore sistematicità negli ultimi anni ottanta per rafforzarsi ulteriormente nel corso degli anni novanta. È nella seconda metà degli anni ottanta, infatti, che i Governi cominciano a prendere consapevolezza della natura strutturale dei disavanzi e della necessità di un’ incisiva azione di riequilibrio, perché al mutato quadro macro economico, caratterizzato dal calo dell’inflazione e della spesa per interessi, non segue un ridimensionamento dei disavanzi.¹⁸

Nella prima metà degli anni ottanta, gli interventi sulle accise consentono al gettito di queste imposte di crescere in linea con la crescita nominale dei consumi, in presenza di elevata inflazione; consentono anche di tenere il passo con la crescita delle imposte dirette sospinta dagli effetti del drenaggio fiscale.

Dal 1987 gli interventi sulle imposte indirette non sono più volti al mantenimento del gettito in termini nominali, ma emerge un nuovo orientamento della politica tributaria volto a spostare il carico fiscale sull’imposizione indiretta;¹⁹ esso si realizza attraverso un innalzamento delle aliquote delle principali imposte (accise sugli oli minerali, elettricità, metano, tasse sugli affari) e contestualmente con un alleggerimento del carico dell’imposta personale (ristrutturazione di scaglioni e aliquote nel 1989, introduzione nel 1990 di un meccanismo di correzione automatica del drenaggio fiscale). Negli anni 1988-1990, l’aumento delle aliquote delle imposte indirette fornisce un gettito aggiuntivo dell’ordine dello 0,8 per cento del PIL all’anno.²⁰ Il nuovo obiettivo della politica tributaria si

¹⁷La ricostruzione è basata sui dati riportati nei riquadri dedicati alle manovre di bilancio pubblicati nel Bollettino Economico della Banca d’Italia nei vari anni; per la ricostruzione degli anni ottanta si veda anche Morcaldo (2005). Non sono state considerate le misure di variazione degli acconti delle imposte versate in autotassazione, perché non rilevanti ai fini dei nostri aggregati ricostruiti sulla base della competenza economica (si veda la nota n. 15 e l’Appendice 1), e le misure di recupero del drenaggio fiscale per la difficoltà di avere informazioni uniformi nell’arco temporale analizzato. Si veda anche l’Appendice 1.

¹⁸Si veda Morcaldo(2005).

¹⁹Si veda Banca d’Italia, Relazione sull’anno 1987.

²⁰Occorre osservare che in questi anni le aliquote delle accise sui prodotti petroliferi sono

riflette in un ampliamento della quota delle imposte indirette rispetto alle dirette: al netto della componente straordinaria, la quota delle imposte indirette sale dal 45,6 per cento nel 1986 al 47,5 nel 1991. Questo orientamento della politica tributaria sembra venire meno nel corso degli anni novanta.

L'azione di riequilibrio delle finanze pubbliche si rafforza e consolida nel corso della prima metà degli anni novanta, sostenuta dalla preoccupazione che gli elevati disavanzi pubblici producano riflessi negativi sui mercati finanziari, timore rafforzato dalla svalutazione della lira nel 1992. Il processo di innalzamento della pressione tributaria culmina nel 1997, con il cosiddetto prelievo straordinario per l'Europa. Nel biennio 1992-93 ritornano prevalenti gli interventi sulle imposte dirette sia di tipo straordinario, sia di tipo permanente. Le misure riguardano in particolare il prelievo sulle imprese e il lavoro autonomo; accanto ad alcune imposte di tipo straordinario (nel 1992 viene introdotta l'imposta sul patrimonio netto delle imprese che rimane in vigore fino al 1997), vengono previste misure di ampliamento della base imponibile (l'indeducibilità dell'Ilor), varie norme di carattere antielusivo e l'assoggettamento dei redditi dei lavoratori autonomi alla "minimum tax". Al contrario, il comparto delle imposte indirette è interessato da un processo di razionalizzazione e semplificazione che porta alla soppressione prima di alcune accise minori (nel 1993) e poi di alcune voci della tassa delle concessioni governative (nel biennio 1994-95).

La crescita delle entrate tributarie, anche per il contributo fornito dagli interventi di tipo discrezionale sopra menzionati, risulta sostenuta fino al 1992, mantenendo tassi di incremento costantemente superiori al 10 per cento. Nel 1993 gli interventi correttivi, sia pure di entità rilevante, non riescono a compensare gli effetti riduttivi sul gettito di una congiuntura economica particolarmente sfavorevole. A partire dal 1993 la crescita del gettito tributario inizia a rallentare.²¹ Il contributo fornito alla crescita del gettito dagli interventi discrezionali viene meno sul finire del decennio; una volta garantito, infatti, l'ingresso nell'unione monetaria la politica tributaria può perseguire obiettivi di razionalizzazione del sistema e di maggiore neutralità nell'imposizione; ne sono esempi l'introduzione della DIT, la riforma dell'IRAP²² e quella della tassazione

soggetti a continue modifiche, di cui non è facile trovare sempre traccia; a solo titolo di esempio si ricorda che nel 1991, il governo aveva modificato per sei volte (tre in aumento e tre in diminuzione) l'aliquota dell'imposta di fabbricazione sulla benzina. A partire dal 1987, infatti, con l'obiettivo di mantenere immutato il prezzo di vendita dei prodotti petroliferi in presenza di variazioni del prezzo del petrolio, è data al governo la facoltà di variare l'ammontare dell'imposta di fabbricazione sugli oli minerali per un importo idoneo a compensare le variazioni dei prezzi medi europei; nel caso di riduzioni d'imposta, la delega è attuabile nei limiti in cui la perdita di gettito è compensata da aumenti di segno opposto già verificatisi a tale titolo nel corso dell'anno.

²¹Il rallentamento dell'anno 1993 riflette anche importanti innovazioni legislative di ampliamento dell'autonomia tributaria degli enti territoriali: oltre all'attribuzione alle regioni di gran parte delle tasse automobilistiche (realizzatasi negli anni 1993-94), nel 1993 viene istituita l'ICI. Se si tenesse conto delle riallocazioni di gettito intervenute tra Stato e enti locali, l'incremento delle entrate nel 1993 salirebbe dall'1,9 (crescita del gettito effettivo) al 5,4 per cento, valore superiore sia al tasso di crescita in quell'anno del PIL nominale sia a quello dei consumi della famiglia.

²²L'introduzione di una nuova imposta quale l'IRAP non è motivata con la finalità di ottenere gettito aggiuntivo: la sua introduzione, in sostituzione di alcuni tributi e dei contributi

delle attività finanziarie, entrambe in vigore dal 1998. Le misure in campo tributario risultano ancora una volta coerenti con la più generale intonazione della politica di bilancio, che sembra riflettere la convinzione dei *policymaker* che il risanamento delle finanze pubbliche sia compiuto.²³

Questa consapevolezza, insieme all'esigenza di una politica di bilancio espansiva per contrastare il forte rallentamento dell'economia italiana, in linea con quanto avviene negli altri paesi europei²⁴, porta all'avvio di una fase di sgravi fiscali in favore di famiglie e imprese culminati nell'anno 2001: come unico esempio nella storia della politica di bilancio italiana, la manovra di bilancio per tale anno prevede nel complesso una correzione di tipo positivo (vale a dire un aumento del disavanzo tendenziale); dal lato delle entrate la manovra prevede interventi destinati a ridurre le entrate tributarie tendenziali nell'ordine dello 0,8 per cento del PIL. Nel complesso del periodo 2000-05 vengono concessi sgravi stimabili in circa lo 0,4 per cento del PIL all'anno.

Riassumendo, la politica fiscale da meramente episodica fino alla metà degli anni ottanta, essa si concentra successivamente sul risanamento dei conti pubblici, prevedendo consistenti inasprimenti del prelievo per tutto il decennio novanta. A partire dal 2000 inizia una fase in cui viene perseguito anche l'obiettivo di ridurre il carico tributario che grava su famiglie e imprese.

2.3 Le aliquote implicite

Depurando la serie del gettito effettivo degli interventi discrezionali sia una tantum sia permanenti, si ottiene una serie storica che corrisponde al gettito teorico attribuibile a un sistema tributario a struttura invariata, che è quella in vigore nel 2006.²⁵

La serie del gettito corretta mostra una dinamica diversa dalle precedenti. Concentrando l'analisi agli anni più recenti, emerge in primo luogo che le serie depurate dagli effetti degli sgravi fiscali non mostrano alcun segno di rallentamento nel periodo 2001-05 (Fig. 2c). Non muta invece l'andamento di fondo del gettito nei decenni considerati che evidenzia, come detto in più occasione, un rallentamento a partire dalla seconda metà degli anni ottanta, che si accompagna all'attenuazione delle pressioni inflazionistiche e alla riduzione del tasso di crescita potenziale dell'economia italiana. Nel corso dell'ultimo quarto di secolo, non solo la dinamica dei prezzi, ma anche il potenziale di crescita dell'economia italiana si è ridotto in misura considerevole: mentre nella prima metà degli anni '80 il PIL nominale aumentava a tassi superiori al 10% annuo, nel periodo 2001-06 il prodotto è cresciuto in media del 3,6%.

sanitari, viene presentata con effetti nulli sul gettito aggregato. Nell'immediato la riforma comporta una riduzione di gettito, quantificato nell'anno 1998 in circa 4 decimi di punto percentuale di PIL.

²³Sulle politiche di risanamento delle finanze pubbliche negli anni novanta si vedano Spaventa e Chiorazzo (2000), Degni et al. (2001).

²⁴Si veda Balassone et. al (2003)

²⁵Per una descrizione della metodologia seguita per effettuare la correzione si rimanda nuovamente all'Appendice 1.

Per neutralizzare l'impatto dei mutamenti strutturali del sistema economico sulla dinamica delle imposte, le entrate tributarie sono state rapportate alla variabile macroeconomica che meglio approssima l'andamento della base imponibile: PIL per le imposte dirette; consumi nominali per IVA e imposte indirette; monte salari per le ritenute Irpef sul lavoro dipendente; risultato lordo di gestione di contabilità nazionale per l'Irpef versata in autotassazione e per l'Irpeg/Ires.

Le serie delle aliquote implicite così ricostruite sono riportate nelle figure 2d, 2e, 2f. Le aliquote implicite segnalano un'interruzione della crescita a partire dagli inizi degli anni novanta per le dirette e dalla fine dello stesso decennio per le indirette, sia nelle serie del gettito non corrette sia in quelle corrette.

L'analisi grafica, pur fornendo informazioni rilevanti sulle tendenze di lungo periodo del prelievo, risulta incompleta e può condurre a interpretazioni errate se non si provvede a sottoporre la serie a un trattamento preliminare, che riduca il peso della parte erratica e amplifichi quello della componente di *trend*. E' questa che rileva per capire gli andamenti di fondo delle entrate tributarie ed è quindi indicativa delle potenzialità di gettito di una data struttura del sistema tributario.

3 Identificazione e stima del *trend*

3.1 I modelli strutturali a componenti non-osservabili

Al fine di individuare l'importanza relativa del *trend* rispetto al ciclo e all'errore idiosincratico, si è ricorsi alla tecnica di scomposizione delle serie storiche in componenti strutturali. Questa tecnica, illustrata diffusamente da Harvey,²⁶ permette di identificare gli elementi costitutivi di una serie storica - il *trend*, il ciclo, la stagionalità e il "rumore", cioè la parte puramente erratica legata alle fluttuazioni a frequenze elevate - e di individuarne gli andamenti di medio-lungo periodo.

Il modello utilizzato in questo lavoro è il seguente:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t$$

dove μ_t costituisce il *trend* della serie, ψ_t il ciclo e ε_t il termine di errore idiosincratico. Mentre nei modelli tradizionali le prime due componenti vengono rappresentate da funzioni deterministiche, in quelli strutturali si ipotizza che entrambe siano stocastiche. In particolare, per μ_t si assume che

$$\begin{cases} \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t \end{cases}$$

dove η_t e ζ_t sono innovazioni indipendenti, a media zero e varianza costante, pari, rispettivamente, a σ_η^2 e σ_ζ^2 . Il *trend* è rappresentato da un processo integrato

²⁶Il testo di riferimento principale è Harvey (1989), che contiene un'ampia esposizione dei fondamenti teorici e dell'evoluzione storica dei modelli di scomposizione in componenti strutturali.

del secondo ordine, di tipo *random walk with drift*, in cui il livello e la pendenza sono stocastiche. Per modellare invece la componente ciclica, si fa ricorso alla funzione trigonometrica coseno e a perturbazioni stocastiche che generano in ogni periodo impulsi oscillatori, che però tendono a smorzarsi nel tempo. ψ_t è rappresentato da processo vettoriale autoregressivo del primo ordine:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix}$$

in cui ψ_t^* è una variabile di comodo che serve esclusivamente a determinare il profilo temporale di ψ_t ; ρ è il coefficiente di attenuazione dell'ampiezza ciclica; ω_t e ω_t^* sono gli *shock* idiosincratichi a varianza e media costanti²⁷ che generano fluttuazioni attorno ad un andamento oscillatorio altrimenti deterministico (cfr. Appendice).

Questa rappresentazione è denominata *local linear trend*; casi particolari si verificano quando la varianza di una delle due innovazioni è nulla. Quando $\sigma_\zeta^2 = 0$ (*local level with drift*), la pendenza del *trend* risulta essere costante e μ_t diventa la somma di un *trend* deterministico e di uno stocastico; quando invece $\sigma_\eta^2 = 0$ (*smooth trend*), μ_t si riduce a un processo integrato del secondo ordine, con una inclinazione che varia lentamente nel tempo.

Poiché sia la componente ciclica sia quella di *trend* sono processi markoviani, il modello possiede una rappresentazione nello spazio degli stati; se gli errori hanno una distribuzione gaussiana, tramite il filtro di Kalman e la scomposizione dell'errore di previsione è possibile calcolare la funzione di verosimiglianza del modello e stimare il valore degli iperparametri incogniti.²⁸ La selezione del modello che garantisce la miglior interpolazione dei dati viene fatta analizzando le proprietà dei residui e facendo ricorso a una versione modificata del coefficiente di correlazione multipla R^2 . I confronti diretti tra specificazioni alternative, per decidere se le componenti strutturali sono di tipo deterministico o stocastico, sono invece difficili da effettuare, perché in genere comportano che uno o più coefficienti del modello non siano punti interni dello spazio parametrico, violando una delle condizioni di regolarità che sono necessarie affinché asintoticamente lo stimatore di massima verosimiglianza converga a una distribuzione normale e i test di massima verosimiglianza si distribuiscano come una χ^2 (cfr. Appendice).

Nel corso del tempo, le proprietà statistiche di alcune delle serie del gettito tributario sono stata alterate da provvedimenti che hanno modificato le modalità di riscossione o la struttura del prelievo. Questo è avvenuto in almeno 3 casi: (i) nel 1993, in occasione dell'abolizione del prelievo alla dogana dell'IVA sulle importazioni dai paesi dell'UE; (ii) nel 1996, quando sono cambiate le modalità

²⁷Affinché il modello sia identificabile, è necessario assumere che $E_{t-1}(\omega_{t-j}\omega_t^*) = 0$ per qualsiasi valore di j oppure che $E_{t-1}(\omega_t) = E_{t-1}(\omega_t^*) = \sigma_\omega^2$. In genere si ipotizza che entrambe le condizioni siano soddisfatte, riducendo così al minimo il numero degli iperparametri del modello.

²⁸I parametri di un modello *local linear trend* sono le varianze degli *shock* e i coefficienti della componente ciclica, vale a dire $\vartheta \equiv \{\sigma_\varepsilon, \sigma_\eta, \sigma_\zeta, \sigma_\omega, \rho, \lambda_c\}$. Essi sono in genere chiamati iperparametri per distinguerli dalle componenti del vettore degli stati che possono essere interpretati come parametri variabili.

di tassazione dei rendimenti obbligazionari; (iii) nel 1998, quando è entrata in vigore la riforma che ha portato all'introduzione dell'IRAP. In questi casi, per evitare di distorcere la stima delle componenti strutturali, il modello base è stato modificato introducendo le cosiddette *intervention variables*.²⁹ L'analisi preliminare dei dati ha inoltre evidenziato la presenza di osservazioni anomale nella serie delle ritenute sui redditi da lavoro dipendente (nel 1998) e in quella dell'Irpef versata in autotassazione dagli autonomi (nel 1992); una dummy è stata quindi introdotta anche nella specificazione del modello relativo a queste variabili.³⁰

La scomposizione in componenti strutturali è stata quindi effettuata non sulla serie osservata y_t , ma sul residuo $y_t - \delta d_t$, dove d_t rappresenta la variabile (o il vettore di variabili) di comodo e δ il coefficiente associato.

La selezione del modello di scomposizione appropriato per ciascuna serie tributaria è stata fatta mettendo a confronto 4 specificazioni: il modello generale; quello in cui la pendenza del *trend* è non stocastica ($\sigma_\zeta^2 = 0$); quello in cui il livello di μ_t è fisso ($\sigma_\eta^2 = 0$); quello senza componente ciclica ($\sigma_\kappa^2 = \sigma_{\kappa^*}^2 = 0$). Una prima scrematura viene fatta eliminando i modelli i cui residui risultano non gaussiani o serialmente correlati; quindi si arriva alla scelta finale selezionando la specificazione che presenta il minor numero di parametri e il miglior adattamento ai dati, quest'ultimo misurato per mezzo dell'errore standard e del coefficiente di determinazione (cfr. Appendice).³¹

Le serie del gettito oggetto di analisi sono state le seguenti: 1) il totale delle imposte dirette (Irpef e addizionali, Irpeg-Ires, Ilor, imposte sostitutive sui rendimenti delle attività finanziarie, altre imposte dirette di importanza marginale); 2) il totale delle imposte indirette (imposte sugli affari, di cui la più importante l'IVA, imposte su produzione e consumo, imposta sui tabacchi, IRAP); 3) Irpef versata (con ritenuta alla fonte) dai lavoratori dipendenti; 4) Irpef pagata dalle piccole imprese e dai lavoratori autonomi e versata in autotassazione; 5) Irpeg-Ires (l'imposta sul reddito delle società ha cambiato nome a partire dal 2004 da Irpeg in Ires); 6) IVA. Per ciascuna serie sono state sottoposte ad analisi le tre diverse definizioni (gettito effettivo, gettito al netto delle imposte una tantum, gettito aggiustato anche per gli interventi discrezionali di politica fiscale) e per ciascuna di esse è stata considerata la variabile espressa sia in scala logaritmica, sia in rapporto alla base imponibile (nel complesso quindi 36 serie).

²⁹Vengono chiamate *intervention variables* o *intervention dummies* le variabili di comodo usate per tener conto di variazioni - sia temporanee, sia permanenti - nel processo generatore dei dati.

³⁰Il dato anomalo del 1998 deriva da forti ritardi nella contabilizzazione in bilancio delle ritenute sui redditi da lavoro dipendente; si ricorda che in questo lavoro, relativamente a questa componente, il gettito di ciascun anno è ricostruito sottraendo il dato del mese di gennaio dell'anno in corso e aggiungendo quello del mese di gennaio dell'anno successivo (si veda l'appendice 1). Il dato del 1992 è invece probabilmente da ricondurre al peso straordinario delle misure di inasprimento del prelievo adottate nell'anno, la cui entità può risultare sottostimata nel lavoro per la difficoltà di tener conto di tutti i provvedimenti presi anche nel corso dell'anno.

³¹In nessun dei casi analizzati in questo lavoro si è verificato che le due statistiche fornissero indicazioni diverse.

3.2 Risultati dell'analisi empirica

Le tavole dalla 1a alla 1c presentano i risultati della stima per le sei voci di entrata.³² La 1a si riferisce alle serie del gettito effettivo; la 1b a quelle corrette per le una tantum; la 1c alle serie aggiustate anche per gli interventi discrezionali di politica fiscale. Dalle tavole 1a-1c risultano evidenti i seguenti risultati:

(i) quando le serie sono espresse in scala logaritmica, la specificazione che garantisce il miglior *fitting* è quella in cui $\sigma_\eta = 0$ (*smooth trend*) e il *trend* è un processo integrato del secondo ordine:

$$\begin{cases} \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t \end{cases} \implies \Delta^2 \mu_t = \zeta_{t-1}$$

Questo risultato non è sorprendente, ma al contrario riflette alcune caratteristiche di fondo dell'evoluzione del quadro macroeconomico nazionale. Il modello *smooth trend*, infatti, ben si adatta a processi il cui tasso di crescita si modifica lentamente nel tempo: nel caso delle entrate tributarie, esso consente di cogliere l'impatto sull'andamento delle dinamiche nominali del processo di disinflazione e del rallentamento del tasso di crescita della produttività che hanno interessato nell'ultimo quarto di secolo l'economia italiana. Unica eccezione è la serie delle imposte indirette calcolate al netto delle misure sia una tantum sia permanenti, in cui è il modello senza restrizioni a minimizzare lo *standard error* della regressione e a massimizzare l' R_d^2 .

(ii) Quando le entrate tributarie sono espresse in rapporto alla base imponibile, non esiste una specificazione che domina nettamente sulle altre e si riducono le differenze di *goodness-of-fit* tra i modelli. La specificazione più frequentemente selezionata è quella che assume una pendenza non-stocastica, ma in circa la metà dei casi il modello non ristretto o quello *smooth trend* sembrerebbero garantire risultati migliori. Pur nell'impossibilità di tracciare linee di demarcazione precise, sembrerebbe che le serie che fluttuano attorno a un livello medio costante siano meglio modellate imponendo $\sigma_\zeta = 0$, mentre quelle più volatili richiedano una pendenza variabile nel tempo.

(iii) La componente ciclica, pur spiegando una parte ridotta della volatilità delle serie tributarie, non può essere omessa dalla scomposizione, pena un forte peggioramento del *fitting*. Nelle variabili espresse in rapporto alla base imponibile, il peso ridotto della componente legata al ciclo economico è giustificato dal fatto che le fluttuazioni del numeratore e del denominatore si elidono reciprocamente, riducendo notevolmente il contributo alla varianza totale delle onde di periodo compreso tra i 2 e gli 8 anni.

(iv) I residui di stima risultano essere, nella maggior parte dei casi, normali e non autocorrelati. Le proprietà statistiche degli errori sembrano deteriorarsi solo nei casi in cui le serie vengono depurate delle misure *una tantum* e di quelle permanenti: due volte l'evidenza empirica mostra sintomi di correlazione seriale (imposte indirette e ritenute alla fonte sui redditi da lavoro dipendente) e due volte indica non normalità dei residui (IVA e ritenute alla fonte sui redditi da

³²Tutte le stime e analisi statistiche commentate nel testo sono state condotte con il software *Stamp* inserito nella versione 2.20 di *GiveWin*.

lavoro dipendente). Dato il numero di modelli stimati, la frequenza dei casi in cui l'ipotesi di nullità è rifiutata è in linea con la dimensione (ovvero con l'errore del primo tipo) dei test.

(v) Il valore del coefficiente di determinazione R_d^2 è mediamente più elevato per le serie logaritmiche, mentre per quelle espresse in rapporto alla base imponibile è talvolta modesto, in particolare per IVA e Irpeg. La cosa non è sorprendente dato che le variabili che presentano un *trend* risultano in genere più facili da modellare.

Per ciascuno dei modelli prescelti, il residuo dell'equazione di misurazione e le innovazioni *smoothed* al livello e alla pendenza della componente di *trend* sono stati analizzati per individuare *outliers* o cambiamenti di regime. Le tavole 2a e 2b contengono i risultati dei test di normalità e curtosi condotti sui 36 modelli selezionati; le statistiche sono corrette per tener conto dell'autocorrelazione seriale presente nelle innovazioni delle componenti strutturali del modello (cfr. Appendice 2). L'evidenza empirica risulta ampiamente favorevole e conferma che i modelli stimati non presentano sintomi significativi di misspecificazione. Per nessuna serie è possibile riscontrare salti anomali nel livello o nella pendenza della componente di *trend* e solo per il gettito dell'Irpef versata dai lavoratori autonomi c'è evidenza della presenza di un *outlier*, che però non crea problemi nell'identificazione e nella stima della componente strutturale del gettito, limitandosi a segnalare una riduzione del grado di accostamento tra dati e modello teorico.

4 Analisi descrittiva del *trend*

Una volta individuata la specificazione migliore per ciascuna serie, si procede a depurare dalle componenti cicliche e irregolari per estrarre il *trend* (o componente strutturale). Il *trend* fornisce indicazione sulla dinamica di lungo periodo del gettito (la pendenza, nel caso delle trasformate logaritmiche, o il livello, nel caso delle serie espresse in rapporto alla base imponibile).

Le figure dalla 3a alla 3f mostrano, insieme alle 6 voci di gettito tributario considerate in questo lavoro, l'andamento delle corrispondenti componenti di *trend*. Le variabili di comodo, che sono state usate per depurare le serie di quei provvedimenti - temporanei e non - che non si è voluto o potuto trattare singolarmente,³³ non sono incluse nella componente strutturale del gettito.

4.1 La componente di *trend* del gettito

L'analisi della pendenza del *trend* della serie del gettito effettivo e di quelle corrette sia per le misure una-tantum sia per quelle permanenti conferma la presenza di un rallentamento nella dinamica del gettito dalla seconda metà degli anni ottanta, quando inizia a ridursi il tasso di crescita potenziale dell'economia

³³Rientrano nel primo tipo di interventi l'IRAP, l'ILOR e le addizionali Irpef; nel secondo quei provvedimenti presi al di fuori della manovra di bilancio e di cui non si dispone di una nota tecnica governativa che ne stimasse gli effetti sul gettito.

italiana e si attenuano le pressioni inflazionistiche (Figg. 3a, 3b e 3c), come già emerso dalle serie da cui il trend è estratto (Figg. 2a, 2b, 2c). A differenza di queste ultime, tuttavia, l'individuazione del *trend* mette in evidenza come la crescita del gettito che emerge, relativamente all'ultima parte del periodo campionario, dalle serie corrette per gli interventi discrezionali (Fig. 2c) non è un fenomeno degli ultimissimi anni ma fa parte di una tendenza di lungo periodo (Fig. 3c).

In linea con le serie del gettito (Figg. 2a, 2b, 2c), i relativi *trend* mostrano un quadro più favorevole per le serie corrette (Fig. 3c) di quello delle serie non corrette (Fig. 3a). In particolare, concentrando l'analisi sugli ultimi anni, i tassi di crescita del *trend* delle imposte dirette e di quelle indirette corrette risultano superiori a quelli del *trend* al gettito effettivo, rispettivamente dal 1997 e dal 2003. Sulla discrepanza tra serie corrette e non corrette degli ultimi anni rilevano gli sgravi fiscali concessi a più riprese a partire dal 2000, in parte compensati dalle misure *una tantum*.

Concentrando l'analisi sulla principali imposte negli ultimi anni, l'Irpef versata in autotassazione dalle piccole imprese e dai lavoratori autonomi risulta stagnante, anche se si tiene conto degli sgravi; non presenta, invece, segni di debolezza il *trend* dell'Irpeg/Ires, che sembra addirittura accelerare nella parte finale del periodo campionario sia nelle serie del gettito effettivo sia in quelle corrette. Il *trend* dell'IVA non presenta segni evidenti di rallentamento, mostra un ritmo di crescita costante nel tempo sin dall'inizio degli anni novanta nelle serie non corrette (Fig. 3a), dal 1999 nella serie corretta (Fig. 3d).

Dall'analisi del *trend* del gettito emerge che il rallentamento negli anni 2000 che sembra emergere nelle serie sul gettito effettivo (soprattutto per le dirette; Fig. 3a) viene meno nelle serie corrette per gli interventi (Fig. 3d). Ad esclusione dell'Irpef in autotassazione, il *trend* delle serie corrette non segnala segni di rallentamento negli anni immediatamente precedenti il 2006.

4.2 La componente di *trend* delle aliquote implicite

Il *trend* delle aliquote implicite (Figg. 3d, 3e, 3f) sia delle serie non corrette sia di quelle corrette appare in crescita in tutte le 6 componenti analizzate. L'interruzione nella crescita osservata negli ultimi anni con riferimento alle serie delle aliquote implicite (Figg. 2d, 2e, 2f) non emerge invece nel *trend*. Nelle serie delle aliquote implicite del gettito effettivo, l'individuazione del *trend* fa emergere una tendenza alla crescita del gettito per tutto il periodo campionario (Fig. 3d); come già emerso nel paragrafo 2.3 le relative serie delle aliquote da cui il trend è estratto evidenziano invece un'interruzione nella crescita, a partire dal 1992 e dal 1999 rispettivamente per le dirette e per le indirette).³⁴

³⁴Con riferimento alle aliquote implicite delle imposte dirette, si evidenzia a partire dal 1998 una divaricazione tra andamento effettivo e trend in tutte le tre definizioni di gettito; essa dipende dalla riforma fiscale del 1998, di cui si è tenuto conto nella stima del *trend* per mezzo di *dummies*, diversamente da quanto fatto per gli altri interventi di natura permanente. Un andamento simmetrico, ma di segno opposto, si nota nel caso delle imposte indirette: negli ultimi 9 anni la componente strutturale si mantiene stabilmente al di sotto del gettito effettivo,

Il *trend* dell'aliquota implicita delle serie corrette rappresenta uno strumento analitico molto utile per comprendere le dinamiche di lungo periodo delle entrate. Esso infatti rappresenta una sorta di un bechmarck: se la variabile macroeconomica scelta al denominatore fosse in grado di rappresentare perfettamente la base imponibile e se l'operazione di ripulitura di tutte le cause che hanno contribuito alla crescita in ciascun anno (misure discrezionali, corrette con un'operazione ad hoc e fattori erratici e ciclici, corretti con una procedura statistica) fosse esaustiva, il *trend* dell'aliquota implicita dovrebbe risultare costante. L'analisi grafica mostra come essa non sia costante. (Fig. 3f)

E' possibile avanzare delle ipotesi sulle cause che determinano un ripresa della crescita dell'aliquota implicita delle principali imposte negli ultimi anni, che nel prossimo paragrafo vengono sottoposte ad analisi econometrica.

Le ritenute sui redditi da lavoro dipendente beneficiano dell'elevato grado di progressività della struttura impositiva, accentuatosi con le riforme a partire dal 2003.³⁵ Esse potrebbero aver beneficiato di un aumento della disuguaglianza della distribuzione dei redditi dichiarati, nonchè del rallentamento relativo della quota della base imponibile rappresentata da pensioni (caratterizzati da valori unitari minori rispetto alle retribuzioni).

Anche l'Irpef versata in autotassazione, la meno dinamica delle imposte dirette guardando le serie del gettito, se rapportata a una *proxy* della base imponibile mostra un *trend* ascendente; è interessante osservare come questa imposta nei dati sulle aliquote implicite mostri un accelerazione nel biennio 1999-2000, continui a crescere negli anni successivi e nel 2006 faccia registrare un massimo storico. Queste accelerazioni nella crescita dell'aliquota implicita possono essere poste in relazione con i provvedimenti di ampliamento e recupero della base imponibile sotto richiamati.

Relativamente all'Ires è interessante osservare come gli sgravi concessi negli anni 2001-04 (quando l'aliquota legale è scesa dal 37 al 33 per cento) abbiano solo rallentato la crescita del gettito di questa imposta, non incidendo sul *trend*.³⁶ Il gettito di questa imposta potrebbe aver beneficiato di una crescita relativamente più elevata dei profitti in settori caratterizzati da minori possibilità di evasione. L'aumento degli ultimi anni dell'elasticità del gettito dell'Ires rispetto alla base imponibile trova conferma in una tendenza riscontrata a livello internazionale. Analisi comparate sulla fiscalità a carico delle imprese nei principali paesi OCSE mettono in evidenza come alla riduzione delle aliquote legali, indotta dalla competizione fiscale avviatasi con la globalizzazione e l'integrazione dei mercati, non abbia fatto riscontro una riduzione del relativo gettito e che anzi in media sia emersa una tendenza all'aumento.³⁷ Un'analisi condotta con riferimento al caso del Regno Unito mette in evidenza come l'aumento del gettito sia da porre in connessione solo marginalmente con modifiche normative, poiché gli effetti della riduzione delle aliquote sono stati solo in parte compen-

poiché essa non incorpora i maggiori introiti legati all'IRAP.

³⁵ Si veda a questo proposito Marino, Messina e Staderini (2005) e Marino e Staderini (2006).

³⁶ Per una riflessione approfondita sullo stato dell'arte della tassazione delle società in Italia si veda Ceriani (2006).

³⁷ A questo proposito si veda Devereux e Sorenson (2006).

sati dall'ampliamento della base imponibile; essi sarebbero piuttosto da porre in connessione con fattori di natura economica come l'aumento della quota dei profitti sul PIL dovuto in particolare della crescita relativamente più elevata della redditività del settore del credito e delle assicurazioni.³⁸ Contributi recenti mettono in evidenza come sul gettito di questa imposta abbiano influito la crescita del mercato immobiliare.³⁹

Per il totale delle imposte indirette, il *trend* dell'aliquota implicita, calcolata rispetto ai consumi nominali decresce fino al 1997, riflettendo la presenza in questo aggregato di imposte sulla quantità il cui gettito scenderebbe in rapporto ai consumi nominali in assenza di interventi discrezionali di adeguamento degli importi all'inflazione. Come è emerso nel paragrafo 2.2.2, gli interventi discrezionali che hanno riguardato le imposte indirette sono di due tipi: a) i provvedimenti di aumento delle aliquote dell'IVA da porre in connessione con il processo di convergenza concordato in ambito europea; b) l'aumento delle imposte stabilite in somma fissa (non come percentuale di un prezzo) e commisurate alla quantità riguardanti le accise e le tariffe delle principali imposte sugli affari, disposto per adeguare all'inflazione gli importi espressi in valore nominale. In periodi di elevata inflazione, questi interventi sono necessari per preservare le potenzialità di gettito del sistema tributario. Fino al 1997, in assenza degli interventi (alcuni dei quali da considerarsi di manutenzione ordinaria del sistema), il gettito sarebbe cresciuto a un tasso notevolmente inferiore a quello dei consumi nominali, sostenuti questi ultimi dall'inflazione, che nel periodo è risultata in media pari a oltre il 9 per cento e non è mai scesa al di sotto del 4 per cento. A conferma del ruolo giocato dalle imposte in somma fissa nell'erosione delle potenzialità di gettito, è interessante osservare come la discesa dell'aliquota implicita riguarda solo in minima parte l'IVA (l'aliquota implicita dell'IVA scende tra il 1980 e il 1997 di meno di 2 punti percentuali contro gli oltre 7 punti del totale delle imposte indirette).

A partire dal 1998 l'aliquota implicita delle imposte indirette cresce stabilmente. su questa dinamica può aver influito il rallentamento della dinamica dei prezzi, che stabilizza il peso delle imposte sulle quantità; una composizione della domanda favorevole al gettito (i consumi interni sono soggetti all'IVA, mentre le esportazioni no); il valore degli acquisti di abitazioni da parte delle famiglie.

L'IVA evidenzia un *trend* positivo già a partire dal 1999. Su tale dinamica possono aver influito nei primi anni 2000 dinamiche elevate dei consumi intermedi e degli investimenti delle Amministrazioni pubbliche (rientranti nella base imponibile del tributo), variabili invece entrambe in rallentamento negli ultimi anni. L'aliquota implicita dell'IVA può risentire inoltre dell'andamento del prezzo del petrolio, per un'effetto di composizione nei consumi in favore di beni meno soggetti a evasione.

Tutte le principali imposte, e in particolare le imposte versate in autotassazione e l'IVA, hanno risentito dei provvedimenti di contrasto all'elusione e all'evasione fiscali adottati nel corso del tempo. Tra questi si ritiene di partico-

³⁸La tesi è sostenuta da Devereux, Griffith e Klemm (2004) con particolare riferimento al caso del Regno Unito.

³⁹Si veda a questo proposito Morris (2007).

lare rilievo lo strumento degli studi di settore. Questo strumento di contrasto all'evasione fiscale viene introdotto nel nostro ordinamento con una legge del 1993, i primi studi vengono applicati per la prima volta con riferimento al periodo d'imposta 1998; tra il 1998 e il 2000 entrano in vigore oltre il 50 per cento degli studi, riguardanti il 75 per cento della platea dei contribuenti interessati.⁴⁰

Il ruolo degli studi di settore quale incentivo verso il recupero di base imponibile evasa sembra trovare conferma nella dinamica delle aliquote implicite sia dell'Irpef versata in autotassazione, sia nell'IVA. Relativamente alla prima è emerso come negli anni 1999-2000 l'aliquota registri una forte crescita. Con riferimento all'IVA, un'analisi, sia pure ancora preliminare, condotta sui dati relativi al gettito dell'IVA dei soli contribuenti che versano l'imposta trimestralmente (che, caratterizzandosi per una dimensione più ridotta, presentano un'incidenza maggiore di applicabilità degli studi, rispetto ai contribuenti che versano le imposte mensilmente⁴¹), fa emergere la stessa crescita sostenuta negli anni 1999-2000. Una crescita altrettanto sostenuta si registra nell'aliquota implicita dell'IVA negli anni 2005-06, anni interessati dalle revisioni degli studi di settore⁴²; a metà del 2006, inoltre, entrano in vigore alcune norme con finalità antielusive e antievasive che hanno come oggetto in particolare l'IVA. L'efficacia degli studi di settore, tuttavia, sembra perdersi negli anni successivi alle revisioni; l'esperienza dei primi anni 2000 sembra suggerire che i contribuenti dopo aver adeguato al rialzo i loro imponibili potrebbero sviluppare maggiori capacità di utilizzare tali strumento a fini opportunistici, vale a dire di modificare i dati dichiarati al fisco al fine di apparire congrui rispetto agli studi di settore senza tuttavia ridurre l'evasione.⁴³ Questo strumento mantiene la sua efficacia nel tempo solo se i valori vengono adeguati alla dinamica dell'attività economica, da ciò deriva l'importanza cruciale dell'attività di manutenzione e revisione periodica degli studi.

4.3 Una visione d'assieme: il *trend* di un'aliquota implicita complessiva

L'aliquota implicita costruita rapportando al PIL il gettito tributario complessivo (corretto per tenere conto degli interventi discrezionali) è un indicatore dell'elasticità del gettito al PIL.

La componente di *trend* di questo aggregato porta a individuare tre sottoperiodi (Fig. 4). Un primo periodo che dura per tutti gli anni ottanta, in cui il sistema tributario produce un gettito che cresce stabilmente a un tasso superiore al prodotto; sospingono la crescita l'interazione di elevati tassi di inflazione con la struttura progressiva dell'imposta personale e l'entrata in vigore

⁴⁰Per una ricostruzione della storia degli studi di settore nel nostro ordinamento si veda Longobardi (2001).

⁴¹Si ricorda, infatti che gli studi di settore si applicano alle imprese che presentano ricavi non superiori a 5,16 milioni di euro.

⁴²La prima ondata di revisioni influenza le dichiarazioni annuali effettuate nell'estate del 2006 (con riferimento al periodo d'imposta 2005), con presumibili effetti positivi sui versamenti mensili e trimestrali a partire da allora.

⁴³Si veda a questo proposito Santoro (2006).

di nuove e più efficaci modalità di riscossione dei tributi. Un secondo periodo, corrispondente al decennio successivo, in cui, in assenza di interventi discrezionali, l'incidenza della tassazione diminuisce. La riduzione è riconducibile principalmente alla presenza di imposte sulla quantità (come le accise e le tariffe delle imposte sugli affari), il cui gettito non tiene il passo con la dinamica delle variabili nominali in periodi di elevata inflazione; contribuiscono a limitare la capacità di produrre gettito di questo sistema tributario ideale anche alcune caratteristiche della crescita economica, come la riduzione della quota del monte salari sul prodotto⁴⁴ e la forte discesa dei tassi di interesse. Emerge, infine, un terzo periodo che si caratterizza per una ripresa della crescita dell'incidenza sul PIL, crescita particolarmente sostenuta nell'ultimo biennio. Il nuovo aumento delle potenzialità di gettito avviene intorno al 2000; esso non emerge tuttavia immediatamente nei dati sul gettito effettivo, perchè esso risulta offuscato dagli effetti degli sgravi fiscali concessi nello stesso periodo e dal venir meno di parte del gettito dell'imposta sostitutiva sui redditi di capitale, per effetto dei crediti d'imposta maturati dai fondi comuni nel 2001.

Si possono avanzare delle ipotesi sulle variabili che hanno contribuito a sostenere la dinamica del gettito a un ritmo maggiore di quella del PIL negli ultimi anni. Alcune variabili riguardano alcuni aspetti della crescita economica che non sono colti dalla dinamica del PIL: la dinamica del monte salari superiore al PIL, la ripresa dei corsi azionari dalla primavera del 2003⁴⁵; l'avvio di una fase di rialzo dei tassi di interesse dalla fine del 2005; una crescita relativamente più elevata dei profitti in settori caratterizzati da minori possibilità di evasione (come il settore del credito e delle assicurazioni); l'aumento del peso della grande distribuzione, in cui le possibilità di evadere l'IVA sono pressoché nulle, nell'ambito del commercio al dettaglio). La capacità di produrre gettito è stata rafforzata anche dal maggior grado di progressività dell'Irpef, connesso alle riforme degli ultimi anni.

5 Analisi econometrica del *trend* delle aliquote implicite

Per testare le ipotesi sulle determinanti della dinamica del *trend* delle aliquote implicite, sono state effettuate sei regressioni, una per ciascuno dei sei aggregati di gettito analizzati (imposte dirette, imposte indirette, ritenute Irpef sui lavoratori dipendenti, Irpef versata in autotassazione, Ires, IVA). I risultati sono riportati nella tavola 3. Nel complesso le specificazioni utilizzate appaiono soddisfacenti, sia in termini di *goodness-of-fit*, sia più in generale per le proprietà

⁴⁴Le retribuzioni lorde rappresentano la parte del prodotto con la maggiore elasticità del gettito alla base imponibile, a causa della progressività della struttura impositiva e delle minore possibilità di evasione.

⁴⁵Mentre la ripresa dei corsi azionari è iniziata nella primavera del 2003, l'aumento del gettito dell'imposta sostitutiva si è concretizzato a partire dal 2006. Negli anni precedenti i crediti di imposta relativi agli anni precedenti hanno di fatto compensato i versamenti dovuti sui guadagni in conto capitale maturati nel periodo.

statistiche delle equazioni stimate.

L'equazione del totale delle imposte dirette mostra un buon adattamento ai dati ($R^2 = 0,98$). Le variabili esplicative che meglio contribuiscono a spiegare l'andamento di fondo dell'incidenza delle imposte dirette sono: (i) l'inflazione, (ii) il contributo relativo dei redditi da pensione sulla base imponibile dell'Irpef, (iii) i profitti del settore bancario, (iii) il tasso di interesse medio sui mutui ipotecari. Nell'equazione è stato introdotto anche un indicatore del grado di aderenza dei redditi Irpef dichiarati rispetto ai corrispondenti redditi desunti dalla contabilità nazionale, assunta quest'ultima come *proxy* del grado di erosione-evasione del sistema. Ad esclusione di quest'ultima variabile, la cui statistica t risulta pari a 1,68, le altre quattro variabili mostrano coefficienti significativamente diversi da zero e con il segno atteso. L'inflazione (cumulata a partire dall'inizio del periodo campionario), con segno positivo, segnala il contributo del drenaggio fiscale, mentre la quota delle pensioni nella base imponibile risulta negativamente correlata alla variabile endogena, perchè i valori unitari delle pensioni sono mediamenti inferiori a quelli delle retribuzioni dei lavoratori dipendenti e l'imposta sul reddito delle persone fisiche ha natura progressiva. I profitti delle banche contribuiscono a spiegare l'incidenza delle imposte dirette sul PIL attraverso il contributo sostanziale al gettito dell'Ires. Infine i tassi di interessi sui mutui sono detraibili dal reddito e impattano negativamente sul reddito imponibile dichiarato.⁴⁶

I risultati relativi al totale delle imposte dirette, appaiono sostanzialmente in linea con quelli relativi alle sue principali componenti. Relativamente alle ritenute Irpef sui redditi dei lavoratori dipendenti, trova conferma la rilevanza dell'inflazione come *proxy* del *fiscal drag* e della quota della spesa pensionistica. In aggiunta a queste, forniscono un contributo positivo a spiegare la varianza dell'endogena altre tre variabili: il grado di progressività della struttura impositiva dell'Irpef, un indicatore di disuguaglianza nella distribuzione dei redditi dichiarati, la *proxy* del grado di erosione-evasione del sistema.⁴⁷

Le imposte versate in autotassazione sono risultate più difficili da modellare; esse riguardano principalmente la tassazione dei profitti delle piccole (Irpeg versata in autotassazione) e delle grandi imprese (Irpeg/Ires). Occorre rilevare che per queste componenti del prelievo si riscontrano ampie divergenze tra la base imponibile effettiva e la *proxy* macroeconomica, con conseguente riflessi sulla

⁴⁶I tassi sui mutui ipotecari sono strettamente correlati a quelli bancari e obbligazionari. E' quindi possibile che essi colgano indirettamente anche un effetto positivo sul prelievo totale legato al gettito dell'imposta sostitutiva: il segno negativo del coefficiente sembra suggerire la prevalenza del primo effetto sul secondo, effetto probabilmente amplificato in periodi di aumento dei prezzi delle case.

⁴⁷Il grado di progressività dell'Irpef è stato ricostruito come media semplice degli indici di Liability Progression (LP) calcolati per una scala di redditi assunti costanti in valore reale. Come indicatore di disuguaglianza è stato utilizzata la quota del reddito dichiarato dal cinque per cento della popolazione che dichiara redditi più elevati in base ai dati sulle dichiarazioni dei redditi di fonte Ministero dell'Economia e delle Finanze (cfr. Brandolini 2007). Il grado di aderenza dei redditi dichiarati a quelli di contabilità nazionale, espressione del grado di erosione e di evasione del sistema, è stata calcolata come versione semplificata del metodo proposto da Visco (1984).

rappresentatività dell'aliquota implicita.

Alcune delle variabili esplicative usate nella stima dell'equazione delle ritenute sui redditi da lavoro dipendente (l'inflazione, il grado di progressività dell'imposta e la *proxy* del grado di erosione/evasione) sono presenti anche nella specificazione dell'Irpef versata in autotassazione. Non risulta invece significativa, e per questo esclusa dal modello definitivo, la variabile che misura la disuguaglianza nella distribuzione dei redditi, fenomeno probabilmente meno rilevante in questo comparto della tassazione maggiormente soggetta a evasione. Appaiono invece significative due variabili non presenti nell'equazione delle ritenute Irpef: la quota dei lavoratori autonomi sul totale dei lavoratori occupati e il rapporto tra prezzo delle abitazioni e deflatore dei consumi. Quest'ultima potrebbe cogliere i maggiori profitti dichiarati dai soggetti coinvolti nel settore delle transazioni immobiliari (professionisti, agenzie di compravendita).

L'Ires è risultata l'equazione più difficile da modellare ed è quella che presenta l' R^2 più basso (0,92). Il *trend* dell'aliquota implicita è risultato correlato ai ricavi e alla redditività del settore bancario (rappresentati rispettivamente dal tasso medio sugli impieghi bancari e dal ROE), per il peso del gettito attribuibile a questo comparto nel gettito dell'IRES. Analogamente a quanto avviene per l'Irpef delle piccole imprese e dei lavoratori autonomi, risulta significativamente diverso da zero anche il coefficiente della *proxy* del grado di erosione-evasione. Questo indicatore mostra una chiara tendenza all'aumento connessa con una riduzione sia dell'erosione sia dell'evasione. I numerosi provvedimenti di ampliamento e recupero della base imponibile presi soprattutto nel corso degli anni novanta e più recentemente negli anni 2005-06⁴⁸ potrebbero aver prodotto effetti di gettito superiori a quelli stimati ex-ante e quindi risulterebbero non interamente corretti con la metodologia utilizzata in questo lavoro per correggere le serie. I risultati mettono in evidenza, invece una correlazione negativa con il prezzo del petrolio, variabile che potrebbe essere rappresentativa sia dei costi delle imprese (quelli energetici) sia di shock negativi subiti dal sistema economico in connessione con il rialzo del prezzo del petrolio. Infine l'indicatore dell'andamento del mercato immobiliare, che nell'equazione precedente presentava un segno positivo, appare qui con il segno negativo.⁴⁹

Passando al *trend* del totale delle indirette, emerge una correlazione positiva con tre variabili: il contributo dato alla crescita del PIL dalla domanda interna rispetto al saldo con l'estero, gli investimenti delle famiglie, delle Amministrazioni pubbliche e delle società finanziarie (che rappresentano la quota degli investimenti che rientra nella base imponibile dell'IVA), il peso relativo dei consumi delle amministrazioni pubbliche, anch'essi rientranti nella base imponibile dell'IVA. Sono invece correlati negativamente al gettito delle indirette l'inflazione e il prezzo delle abitazioni. Il segno negativo dell'inflazione si spiega

⁴⁸Si fa riferimento in particolare alle norme di ampliamento del reddito d'impresa adottate con la legge finanziaria per il 2006 e quelle di contrasto all'elusione e all'evasione varate nel luglio del 2006.

⁴⁹Tra le variabili esogene era stato inizialmente incluso un indice dei prezzi delle azioni, per cogliere gli effetti multipli dei guadagni in conto capitale, ma la variabile non è risultata significativa, in coerenza a quanto riscontrato per l'Italia anche in Morris e Schuknecht (2007).

con il fatto che in periodi di elevata inflazione perde peso il gettito delle accise. Come nell'equazione dell'Ires e dell'IVA., il prezzo delle abitazioni presenta un segno negativo.

L'equazione dell'IVA segnala che il trend dell'incidenza sui consumi del gettito è significativamente e positivamente correlato agli investimenti pubblici - che costituiscono base imponibile non inclusa nel denominatore di questa aliquota implicita -, al prezzo del petrolio - che impatta sulla spesa per prodotti energetici, meno soggetti a fenomeni di evasione -, alla *proxy* del grado di erosione-evasione del sistema e a una variabile utilizzata come *proxy* del peso della grande distribuzione nel settore del commercio, caratterizzata da minori possibilità di evasione.⁵⁰ Anche sulla base delle stime relative a questa equazione, il prezzo delle abitazione sembrerebbe esercitare un effetto negativo sull'incidenza del prelievo tributario.

6 Conclusioni

La forte crescita delle entrate tributarie del 2006 ha destato nuovo interesse sulle determinanti della crescita delle entrate tributarie. Negli anni precedenti il 2006, il prelievo tributario aveva mostrato segni di progressivo rallentamento, destando diffuse preoccupazioni circa la capacità del sistema di produrre gettito in misura adeguata.

In questo lavoro si è analizzata l'evoluzione del gettito tributario in Italia dal 1978 al 2006. I dati sul gettito risentono di una pluralità di fattori, quali gli interventi discrezionali del *policymaker*, l'evoluzione del quadro macroeconomico ed eventi erratici e non ricorrenti. Per cogliere l'impatto delle scelte discrezionali di politica fiscale, le serie del gettito sono state corrette per tenere conto sia dei provvedimenti *una tantum* sia delle misure permanenti di sgravio o di inasprimento del prelievo. Dell'effetto di variazioni del quadro macroeconomico si è tenuto conto rapportando ciascuna voce di entrata a una *proxy* della base imponibile (aliquote implicite). La stima dell'andamento di medio-lungo termine del prelievo tributario è stata infine ottenuta applicando la metodologia della scomposizione delle serie storiche in componenti non osservabili, che ha consentito di eliminare l'effetto dei fattori ciclici ed erratici e di isolare la componente di *trend*, quella che meglio descrive l'andamento di lungo periodo del gettito tributario. Per comprendere i fattori che sono alla base della dinamica delle aliquote implicite delle serie corrette, la componente di *trend* di queste aliquote è stata regredita su alcune variabili in grado di spiegarne gli andamenti.

Le conclusioni della nostra analisi sono le seguenti:

1. una volta corretto per le misure discrezionali, la componente di *trend* dell'incidenza sul PIL del prelievo complessivo sale ininterrottamente dal 1978 sino al 1989, si riduce di 3 punti percentuali nel decennio successivo e, a partire dal 2000, torna ad aumentare, con particolare intensità

⁵⁰Questa variabile è stata ricostruita come la quota dei lavoratori dipendenti sul totale occupati (somma di lavoratori dipendenti e autonomi) nel settore del commercio.

nell'ultimo biennio. L'evidenza empirica suggerisce quindi che negli ultimi anni non c'è stato un indebolimento delle potenzialità di gettito del sistema tributario e che il risultato del 2006 è in linea con le tendenze che si sono manifestate negli anni precedenti e che hanno portato a un aumento del livello delle entrate per unità di valore aggiunto prodotto. La ripresa delle potenzialità di gettito del sistema tributario di questo decennio non emerge immediatamente nei dati sul gettito effettivo, perchè nei primi anni del 2000 essa viene nascosta dagli effetti degli sgravi fiscali concessi e dai crediti d'imposta maturati nell'ambito del risparmio gestito nel 2001.

2. Gli andamenti degli ultimi anni hanno comportato che, per tutte le principali componenti del prelievo tributario, l'aliquota implicita abbia raggiunto livelli storicamente elevati: con la sola eccezione delle accise e delle imposte sugli affari, tutti i tributi sono cresciuti più della base imponibile.
3. L'evidenza empirica suggerisce che, una volta corretto per gli interventi discrezionali, le aliquote implicite variano nel tempo in funzione di una molteplicità di fattori. I modelli di previsione delle entrate che, per un'evidente esigenza di semplificazione, assumono elasticità costanti, risultano quindi incapaci di cogliere, specie nel breve periodo, l'evoluzione del gettito.
4. Alcune delle variabili che sono alla base della ripresa delle potenzialità di gettito del sistema tributario riguardano la struttura del sistema impositivo e sono quindi manovrabili dal *policy maker*. Le due più importanti sono (i) il grado di progressività dell'Irpef, aumentato con le riforme del 2003 e amplificato dall'assenza di meccanismi di restituzione del drenaggio fiscale (esso è destinato peraltro a ridimensionarsi con la riforma del 2007 che ha modificato la struttura delle detrazioni d'imposta) e (ii) il grado di erosione e evasione consentito dalle norme esistenti, che sembrerebbe ridottosi negli ultimi anni grazie anche alle politiche di ampliamento e recupero di base imponibile messe in atto nel 2005 e nel 2006.
5. Le altre variabili dipendono da aspetti specifici della recente congiuntura economica che non sono colti dall'evoluzione delle principali variabili macroeconomiche (cosiddetti effetti di composizione). Tra questi appaiono rilevanti: l'aumento del prezzo del petrolio; la crescita relativamente maggiore del valore aggiunto prodotto in settori (del credito) o comparti (grande distribuzione nel commercio) che presentano minori possibilità di evasione; una composizione della domanda favorevole al gettito (maggiore crescita relativa dei consumi interni rispetto alle esportazioni).

Appendice 1

Costruzione della serie delle entrate tributarie

In questo lavoro viene analizzato il gettito delle entrate tributarie contabilizzate nel bilancio di cassa dello Stato (cosiddetti incassi di bilancio) con l'aggiunta

delle imposte locali introdotte con la riforma del 1998 (IRAP, addizionali regionale e comunale all'Irpef). In questo ultimo caso, trattandosi di imposte riscosse centralmente, i dati sono desumibili dai conti correnti della Tesoreria centrale dello Stato intestati agli enti decentrati destinatari del gettito. L'aggregato analizzato comprende pertanto il gettito dell'Ilor fino al 1997 e, a partire dal 1998, quello delle suddette imposte locali. Tra le imposte indirette non sono invece stati considerati i proventi del Lotto e delle Lotterie che nel bilancio dello stato sono riportati al lordo delle vincite corrisposte (classificate tra le uscite). I proventi lordi del lotto e delle lotterie rappresentano un'entrata per lo Stato con una dinamica per sua natura aleatoria e non connessa alla congiuntura economica. La voce del Bilancio ha registrato una crescita sostenuta nell'ultimo decennio anche in connessione con l'ampliamento della gamma delle possibilità di giocate (si pensi all'aumento delle estrazioni settimanali del lotto o all'introduzione delle lotterie istantanee); in percentuale delle imposte indirette i proventi del Lotto sono aumentati dal 3,2 per cento nel 1995 al 6,2 nel 2005 (dallo 0,4 allo 0,9 in percentuale del PIL). Tuttavia il dato riportato nel bilancio potrebbe non essere pienamente rappresentativo dell'aumento delle risorse a disposizione dell'operatore pubblico perché un'operazione di cartolarizzazione di questi proventi attuata nel 2001 può avere alterato la scansione temporale corretta delle contabilizzazioni di bilancio e perché all'aumento delle giocate è corrisposto comunque anche un aumento delle vincite. Quest'ultimo aspetto sembra essere testimoniato dal dato dei proventi netti che registrano un aumento meno sostenuto di quello dei proventi lordi; in percentuale delle imposte indirette i proventi netti del Lotto sono passati dall'1,9 per cento al 2,7 (da oltre lo 0,2 per cento a quasi lo 0,4 per cento del PIL; fonte: Istat - conti economici delle Amministrazioni pubbliche).

I dati degli incassi di bilancio colgono il gettito dei tributi nel momento in cui avviene il versamento in tesoreria; in alcuni casi, principalmente con riferimento alle imposte dirette, il versamento può avvenire in parte nell'anno successivo a quello a cui si riferiscono le relative basi imponibili (anno di competenza economica). In questo lavoro, relativamente alle principali imposte dirette (Ires e Irpef, sia per la parte prelevata attraverso le ritenute sui redditi dei lavoratori dipendenti, sia per quella versata in autotassazione), è stato ricostruito il gettito di competenza economica, ottenuto per ciascun anno sommando agli acconti versati nel corso dell'anno, il saldo versato nell'anno successivo. Ciò ha consentito di analizzare in maniera più corretta le relazioni tra il gettito e l'andamento delle variabili macroeconomiche.

L'analisi è stata effettuata su sei distinte categorie di imposte, partendo dagli aggregati più ampi fino all'analisi di singole componenti. Si tratta, in particolare, della ricostruzione di due aggregati: 1) il totale delle imposte dirette (Irpef e addizionali, Irpeg-Ires, Ilor, imposte sostitutive sui rendimenti delle attività finanziarie, altre imposte dirette di importanza marginale); 2) il totale delle imposte indirette (imposte sugli affari, di cui la più importante, l'IVA, imposte su produzione e consumo (accise), imposta sui tabacchi, proventi del Lotto, IRAP). A questi aggregati si aggiungono quattro singole imposte, giudicate particolarmente significative sotto il profilo della rilevanza quantitativa e

della dipendenza dal ciclo economico e rappresentate da: 3) Irpef-ritenute sui redditi dei lavoratori dipendenti; 4) Irpef-versata in autotassazione (corrispondente sostanzialmente all'Irpef pagata dalle piccole imprese e dai professionisti); 5) Irpeg-Ires (l'imposta sul reddito delle società ha cambiato nome a partire dal 2004 da Irpeg in Ires); 6) IVA.

Per ciascuna delle sei categorie sono state ricostruite 3 definizioni: a) la prima concerne il dato riportato nel bilancio dello Stato; b) la seconda individua all'interno di tale dato la componente strutturale (nel caso delle quattro imposte le prime due definizioni coincidono); c) la terza enuclea il ruolo delle misure discrezionali sulla componente strutturale del prelievo.

Con riferimento alla prima componente (gettito effettivo), si è considerato il gettito contabilizzato nel bilancio (quello di tesoreria per le imposte locali), aggiustato per ricostruire la competenza economica delle principali imposte dirette, per tenere conto di eventuali contabilizzazioni in bilancio a cui non è corrisposto un gettito effettivo; l'accisa sugli oli minerali è stata reintegrata della quota che, a partire dal 1996, viene devoluta alle Regioni.

Nella seconda definizione il dato sul gettito effettivo è stato depurato della componente una tantum, rappresentata da tributi di natura straordinaria o, in alcuni limitati casi, dall'incremento di gettito connesso a provvedimenti o fattori temporanei.

Infine, la terza definizione (struttura-2006) mira a depurare la dinamica degli incassi dagli effetti delle misure discrezionali prese nel corso degli anni. La depurazione è avvenuta estendendo al passato il sistema fiscale in vigore nel 2006, in maniera da ricostruire il gettito potenziale che si sarebbe realizzato negli anni se il sistema fiscale fosse stato sin dall'origine quello che osserviamo nei dati del 2006. La correzione del dato ha richiesto in questo caso una ricostruzione preventiva degli effetti delle manovre di bilancio; la ricostruzione è stata basata sulle stime riportate nelle note tecniche di accompagnamento ai provvedimenti di bilancio (cfr. i riquadri sulle manovre di bilancio riportati in Banca d'Italia, Bollettino Economico, vari anni e per gli anni ottanta Morcaldo (2005)). In ciascun anno, al dato del gettito (già comprendente gli effetti delle modifiche introdotte nell'anno stesso) sono stati aggiunti gli effetti cumulati delle modifiche intercorse tra l'anno osservato e il 2006, in modo da ricostruire il gettito potenziale che si sarebbe realizzato in tale anno se fossero state già in vigore tutte le modifiche introdotte negli anni successivi e che hanno condotto il sistema tributario alla struttura in vigore nel 2006. Gli effetti delle manovre sono stati portati indietro nel tempo utilizzando come tasso di sconto, il tasso di incremento dell'imposta alla quale i provvedimenti si riferivano, in maniera da non alterare la dinamica dell'imposta se non nell'anno di introduzione della modifica; un esempio può essere utile a chiarire la metodologia: il dato relativo all'Irpeg del 1993 è stato corretto aggiungendo al dato del gettito effettivo gli effetti dei provvedimenti in materia di Irpeg introdotti negli anni successivi che hanno portato alla struttura del 2006 scontati ogni anno con il tasso di incremento annuale dell'Irpeg.

Appendice 2

Modelli strutturali di serie storiche

La principale tecnica statistica utilizzata in questo lavoro è la scomposizione delle serie storiche in componenti strutturali. Questa tecnica, illustrata diffusamente da Harvey (1989), permette di identificare gli elementi costitutivi di una serie storica - il *trend*, il ciclo, la stagionalità e il "rumore", cioè la parte puramente erratica legata alle fluttuazioni a frequenze elevate - e di individuarne gli andamenti di medio-lungo periodo.

Il modello utilizzato in questo lavoro è il seguente:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t$$

dove μ_t costituisce il *trend* della serie, ψ_t il ciclo e ε_t il termine di errore idiosincratico. Mentre nei modelli tradizionali le prime due componenti vengono rappresentate da funzioni deterministiche, in quelli strutturali si ipotizza che entrambe siano stocastiche. In particolare, per μ_t si assume che

$$\begin{cases} \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t \end{cases}$$

dove η_t e ζ_t sono innovazioni indipendenti, a media zero e varianza costante pari, rispettivamente, a σ_η^2 e σ_ζ^2 . Il *trend* presenta quindi un'intercetta e una pendenza stocastica⁵¹ e torna a essere deterministico e (globalmente) lineare in previsione, quando è pari a:

$$\tilde{\mu}_{T+l|T} = \tilde{\mu}_T + \tilde{\beta}_T l \quad l = 1, 2, \dots$$

dove $\tilde{\mu}_T$ e $\tilde{\beta}_T$ sono i valori stimati della serie al tempo T . Casi particolari si verificano quando la varianza di una delle due innovazioni è nulla: quando $\sigma_\zeta^2 = 0$, la pendenza del *trend* risulta essere costante e μ_t diventa la somma di un *trend* deterministico e di uno stocastico; quando invece $\sigma_\eta^2 = 0$, μ_t si riduce a un processo integrato del secondo ordine, con una inclinazione che varia lentamente nel tempo.⁵²

Per quel che riguarda invece la componente ciclica, ψ_t è modellata combinando funzioni trigonometriche deterministiche e perturbazioni stocastiche, in modo tale da generare in ogni periodo impulsi oscillatori che tendono a smorzarsi

⁵¹Questa rappresentazione viene denominata *local linear trend*, ovvero trend localmente lineare, ed è una generalizzazione della funzione $\mu_t = \kappa + \beta t$. Se si assume che l'intercetta e la pendenza della retta varino nel tempo come processi *random walk* - $\kappa_t = \kappa_{t-1} + \eta_t$ e $\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$ -, il trend lineare a coefficienti stocastici può essere anche scritto nel modo seguente: $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t + \zeta_t t + \beta_{t-1}$. Per rendere meno erratico l'andamento della serie, il termine $\zeta_t t$ viene eliminato e in tal modo si ottiene un'espressione identica al *local linear trend*.

⁵²Quando $\sigma_\zeta^2 = 0$, il *trend* è pari alla somma di una funzione lineare in t e di un random walk: $\mu_t = \mu_0 + \beta_0 t + \sum_{j=1}^t \eta_j$. Quando invece $\sigma_\eta^2 = 0$, allora $\mu_t = \alpha_0 + \beta_0 t + \sum_{j=1}^{t-1} \sum_{l=1}^j \zeta_l$. La presenza di due radici unitarie toglie erraticità alla componente stocastica del *trend*, mentre il ritardo di un periodo nell'indice temporale dell'innovazione ζ_l lo rende predeterminato.

nel tempo. ψ_t è rappresentato da un processo vettoriale autoregressivo del primo ordine:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix}$$

ψ_t^* è una variabile di comodo che serve esclusivamente a determinare il profilo temporale di ψ_t ; ρ è il coefficiente di attenuazione dell'ampiezza ciclica; ω_t e ω_t^* sono gli *shock* che generano le fluttuazioni cicliche.⁵³ Per garantire l'identificabilità del modello, le componenti stocastiche ω_t e ω_t^* devono essere incorrelate o, alternativamente, devono avere la stessa varianza; spesso, per ridurre il numero di parametri da stimare, vengono adottate entrambe le ipotesi.

Poiché sia la componente ciclica sia quella di *trend* sono processi markoviani, il modello possiede una rappresentazione nello spazio degli stati; l'**equazione di transizione** è:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix}}_{\alpha_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ 0 & 0 & -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix}}_T \underbrace{\begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix}}_{\alpha_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix}}_{\xi_t} = T\alpha_{t-1} + \xi_t$$

mentre **quella di misurazione** è:

$$y_t = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}}_Z \underbrace{\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix}}_{\alpha_t} + \varepsilon_t = Z\alpha_t + \varepsilon_t$$

dove $\alpha_t = [\mu_t \ \beta_t \ \psi_t \ \psi_t^*]^T$ rappresenta il vettore delle variabili di stato e $\xi_t = [\eta_t \ \zeta_t \ \omega_t \ \omega_t^*]^T$ quello delle innovazioni. Per ragioni di identificabilità e parsimonia, in genere si ipotizza che la matrice di varianze e covarianze $E(\xi_t \xi_t^T) = Q$ sia diagonale.

Se gli errori hanno una distribuzione gaussiana, tramite il filtro di Kalman è possibile calcolare la funzione di verosimiglianza del modello e stimare il valore degli iperparametri incogniti. Indicando con $\alpha_{t|t-1}$ e con $P_{t|t-1}$ la stima della media e della varianza del vettore degli stati condizionata all'informazione

⁵³Per comprendere l'equazione di transizione di ψ_t è opportuno partire dalla funzione trigonometrica $\alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t$, che descrive un moto oscillatorio di frequenza, ampiezza e fase costanti. Se (i) si eliminano le componenti stocastiche, (ii) si pone $\rho = 0$ e (iii) si usano come condizioni iniziali $\psi_0 = \alpha$ e $\psi_0^* = \beta$, l'equazione vettoriale indicata nel testo ha come prima componente la funzione deterministica $\psi_t = \alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t$. Quando $0 < \rho < 1$, l'equazione diventa $\psi_t = \rho^t [\alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t]$. L'aggiunta dei termini di errore ω_t e ω_t^* consente di introdurre erraticità nella componente ciclica e di evitare che essa si azzeri progressivamente, quando il fattore di attenuazione ρ assume valori inferiori all'unità.

disponibile al tempo $t-1$, l'errore di previsione $v_t \equiv y_t - y_{t|t-1}$ è dato dall'espressione $Z(\alpha_t - \alpha_{t|t-1}) + \varepsilon_t$, la cui varianza è pari a $F_t = ZP_{t|t-1}Z^T + Q$. La funzione di verosimiglianza logaritmica è data quindi dall'espressione

$$\ln L(\vartheta) = -\frac{T}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{v_t^2}{F_t}$$

dove $\vartheta \equiv \{\sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2, \sigma_\zeta^2, \sigma_\omega^2, \rho, \lambda_c\}$ indica il vettore dei parametri. In genere, è conveniente riparametrizzare il modello prima di procedere alla massimizzazione della funzione di verosimiglianza, riscaldando le varianze delle componenti strutturali con quella della componente di *noise* dell'equazione di misurazione. Il vettore dei parametri da stimare diventa $\vartheta_c \equiv \{q_\eta, q_\zeta, q_\omega, \rho, \lambda_c\}$, dove $q_i \equiv \frac{\sigma_i^2}{\sigma_\varepsilon^2}$, con $i = \{\eta, \zeta, \omega\}$, e presenta quindi un elemento in meno. Una volta stimato il vettore ϑ_c , la varianza dell'errore dell'equazione di misurazione si ottiene dalla

$$\text{formula: } \hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{T-d} \sum_{t=d}^T \frac{\hat{v}_t^2}{F_t}.$$

La ricerca del modello che garantisce la miglior interpolazione dei dati viene fatta analizzando le proprietà dei residui e misurando la *goodness-of-fit* con lo scostamento quadratico medio di ε_t e con una variante del coefficiente di determinazione. L' R^2 del modello, calcolato tenendo conto della non-stazionarietà dei dati, è pari a $1 - \frac{(T-d)\hat{\sigma}^2}{\sum(\Delta y_t - \Delta \bar{y})^2}$, dove $\hat{\sigma} \equiv \sqrt{\frac{1}{T-d} \sum (v_t - \bar{v})^2}$ rappresenta l'errore *standard* della regressione e d è il numero delle osservazioni necessarie a inizializzare il filtro di Kalman.

La diagnostica del modello viene effettuata verificando se l'errore di previsione v_t è normale, omoschedastico e serialmente incorrelato.

- Per verificare se le innovazioni sono gaussiane, si usa il test proposto da Bowman e Shenton: l'ipotesi di normalità è accettata se le osservazioni si distribuiscono in modo uniforme attorno alla media e se il peso delle code è ridotto. La statistica di Bowman e Shenton è definita dall'espressione seguente:

$$N = \left\{ \frac{s^2}{6/T} + \frac{(k-3)^2}{24/T} \right\}$$

dove $s = \frac{m_3}{\sqrt{m_2^3}}$ e $k = \frac{m_4}{m_2^2}$, con $m_l = \frac{1}{T} \sum_{t=d}^T (e_t - \bar{e})^l$ (per $l = 2, 3, 4$)

e $\bar{e} = \sum_{t=1}^T e_t$. s e k , che stimano rispettivamente l'asimmetria e la curtosi della distribuzione degli errori, si distribuiscono asintoticamente come delle normali, la prima con media nulla e varianza uguale a $6/T$, la seconda con momento primo pari a 3 e momento secondo pari a $24/T$. La statistica N di Bowman e Shenton converge asintoticamente a una χ^2 con due gradi di libertà e consente di rifiutare l'ipotesi di normalità se una delle due condizioni - simmetria o curtosi - non è soddisfatta.

- Per verificare se i residui sono omoschedastici, si suddivide il campione in tre parti e si confronta la varianza empirica degli errori nel periodo iniziale e in quello finale. La statistica usata è:

$$H(h) = \frac{\sum_{t=T-h+1}^T e_t^2}{\sum_{t=d+1}^{d+1+h} e_t^2}$$

dove $e_t = \frac{v_t}{\sqrt{F_t}}$ rappresenta l'errore standardizzato, d sono le osservazioni necessarie per inizializzare il filtro di Kalman (pari al numero di radici unitarie usate per modellare la componente di *trend*) e $h = \frac{T-d}{3}$; $H(h)$ si distribuisce come una F con h, h gradi di libertà e il test è a due code: l'ipotesi di omoschedasticità viene rifiutata per valori troppo alti o troppo bassi della statistica $H(h)$.

- L'assenza di correlazione seriale è sottoposta a verifica per mezzo della statistica Q di Box-Ljung

$$Q(P, f) = T(T+2) \sum_{j=1}^P \frac{r_j^2}{T-j}$$

che usa i coefficienti di correlazione fino all'ordine P . La statistica si distribuisce come una χ_f^2 , i cui gradi di libertà sono pari a P meno il numero degli iperparametri stimati.⁵⁴

- Una volta stimati i parametri del modello, è possibile ricostruire le serie delle innovazioni che generano le componenti strutturali; queste, denominate **residui ausiliari**, possono essere utilizzate per sottoporre a verifica statistica il modello. Le variabili cui si fa normalmente riferimento per individuare le osservazioni anomale (*outliers*) o i cambiamenti di regime (*structural breaks*) sono i residui *smoothed*⁵⁵ standardizzati: un valore (positivo o negativo) elevato del termine di errore dell'equazione di misurazione segnala la presenza di un *outlier*, mentre valori anomali nelle innovazioni delle variabili di stato indicano un cambiamento di regime, ovvero una modifica permanente nel livello o nella pendenza del *trend*

⁵⁴Nel caso di uno modello *local linear trend*, i parametri stimati sono 5: le tre varianze relative $q_i \equiv \frac{\sigma_i^2}{\sigma_\varepsilon^2}$, $i = \{\eta, \zeta, \omega\}$, e i due coefficienti λ_c e ρ della componente ciclica. Il pacchetto statistico *Stamp* modifica automaticamente il parametro P in modo tale che i gradi di libertà della statistica di Box-Ljung siano gli stessi a prescindere dal modello adottato.

⁵⁵Esistono due tecniche per ricostruire le (innovazioni delle) variabili di stato. Nel primo, le stime al tempo t vengono condizionate alle sole osservazioni che si riferiscono a periodi precedenti, vale a dire $E(\xi_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1)$; nel secondo, esse utilizzano l'intero campione, ovvero $E(\xi_t | y_T, y_{T-1}, \dots, y_1)$, dove T rappresenta sia la numerosità campionaria, sia l'indice temporale dell'osservazione più recente. I residui ottenuti nel primo modo vengono denominati *filtered*; quelli stimati sulla base dell'informazione contenuta nell'intero campione sono chiamati invece *smoothed*.

della serie. Un problema che complica l'uso dei residui ausiliari è che essi risultano serialmente correlati, anche quando nel modello teorico le corrispondenti componenti stocastiche non lo sono. Particolarmente difficile è l'individuazione di *structural breaks* nella pendenza del *trend*, poiché le stime presentano una elevata correlazione seriale positiva e questo fa sì che un eventuale cambiamento di regime influenzi non uno, ma più valori contigui di $\hat{\zeta}_t$. Una procedura formale per individuare *outliers* e cambiamenti di regime è quella di verificare se la distribuzione empirica dei residui ausiliari presenti code troppo spesse o troppo sottili, se cioè essa possa essere considerata una approssimazione adeguata a una distribuzione gaussiana; se l'ipotesi di normalità viene rifiutata, l'analisi grafica dei residui consente di localizzare il periodo in cui si è verificato il cambiamento di regime o è apparsa un'osservazione anomala. Harvey e Koopmans (1992) indicano quali sono i fattori di correzione da applicare ai momenti campionari dei residui ausiliari per tenere conto della correlazione seriale delle stime e per garantire che la distribuzione asintotica delle statistiche usate nei test di curtosi e normalità sia effettivamente una χ^2 . Poiché si può dimostrare che per i momenti campionari dal secondo al quarto vale la proprietà che

$$\sqrt{T}m_l \rightarrow N(\mu_l, l!\kappa(l)\sigma^{2l})$$

dove $l = 2, 3, 4$ e $\kappa(l) = \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \rho_{\tau}^l$,⁵⁶ il test di curtosi diventa

$$K = \frac{(k-3)^2}{24\kappa(4)/T}$$

e quello di normalità si modifica in

$$N = \frac{s^2}{6\kappa(3)/T} + \frac{(k-3)^2}{24\kappa(4)/T}$$

Appendice 3 La scelta del modello

La scelta del modello ottimale per ciascuna delle 6 serie tributarie è effettuata confrontando 4 specificazioni alternative. Partendo dalla formulazione più generale, in cui tutte le componenti - ciclo, livello e pendenza del *trend* - sono stocastiche, si sottopone a verifica l'ipotesi che alcuni degli *shock* possano essere di tipo degenere. Le specificazioni messe a confronto sono: (1) il modello generale; (29 quello in cui la pendenza del *trend* è non stocastica ($\sigma_{\zeta}^2 = 0$);

⁵⁶Mentre nei modelli più semplici il valore di $\kappa(l) = \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \rho_{\tau}^l$ può essere calcolato analiticamente, in generale è necessario fare ricorso ad algoritmi di tipo numerico. Koopman (1993) contiene una descrizione di alcune delle procedure di calcolo più diffuse.

(3) quello in cui il livello di μ_t è fisso ($\sigma_\eta^2 = 0$); (4) quello senza componente ciclica ($\sigma_\kappa^2 = \sigma_{\kappa^*}^2 = 0$).⁵⁷ Il criterio di selezione si basa sulla massimizzazione dell'adattamento ai dati campionari e sulla minimizzazione del numero dei parametri da stimare. La precisione del modello viene misurata per mezzo di due misure: l'errore standard e il coefficiente di determinazione. I confronti diretti tra specificazioni alternative, per decidere se le componenti strutturali sono di tipo deterministico o stocastico, sono invece difficili da effettuare, perché in genere comportano che uno o più coefficienti del modello non siano punti interni dello spazio parametrico, violando una delle condizioni di regolarità che sono necessarie affinché asintoticamente lo stimatore di massima verosimiglianza converga a una distribuzione normale e i test di massima verosimiglianza a una χ^2 . I test dei moltiplicatori di Lagrange, che non risentono di questo inconveniente, hanno però una scarsa potenza, in quanto non tengono conto che l'ipotesi alternativa è unidirezionale. Per i confronti tra modelli, esiste una classe di test che è (localmente) invariante e ottima, ma essa si basa su una distribuzione non standard (Cramer-von Mises) e richiede tabulazioni *ad-hoc*.

Per evitare distorsioni alla stima della componente di *trend*, alla specificazione dei modelli delle serie del gettito tributario sono state aggiunte variabili di comodo nei casi in cui le modifiche intervenute nelle modalità del prelievo o nella struttura dell'imposta hanno alterato le proprietà statistiche dei dati. Questo è avvenuto tutte le volte in cui non si è potuto intervenire direttamente sui dati.

I provvedimenti i cui effetti sono stati colti per mezzo di *intervention dummies* sono stati i seguenti: 1) l'abolizione nel 1993 del prelievo alla dogana dell'IVA sulle importazioni dai paesi dell'UE; 2) la modifica alle modalità di tassazione dei rendimenti obbligazionari entrata in vigore a partire dalla metà del 1996; 3) la riforma fiscale entrata in vigore nel 1998, che ha comportato da un lato l'abolizione dell'Ilor e della quota degli oneri sociali relativa ai contributi sanitari e dall'altro l'introduzione dell'IRAP e di addizionali Irpef destinate a finanziare le amministrazioni locali. La prima modifica ha interessato la specificazione del modello per le imposte indirette e per l'IVA ed è stata colta per mezzo di una *dummy* uguale a 1 nel 1993 e a zero in tutti gli altri periodi, mentre la seconda ha riguardato l'Irpeg/Ires e ha comportato l'introduzione di una variabile di comodo a scalino, pari a zero fino al 1996, a 0,5 l'anno dopo e a 1 successivamente. La riforma fiscale del 1998, che ha comportato una redistribuzione del gettito dai contributi sociali e dalle imposte dirette e quelle indirette, è stata modellata per mezzo di due variabili di comodo: la prima, nulla fino al 1997, ha consentito di cogliere l'abolizione dell'Ilor; la seconda - pari a 1 nel 1999 e 2000, a 2 nel 2001 e 2002 e a 3 successivamente - ha permesso di approssimare l'andamento crescente delle addizionali Irpef.⁵⁸ Entrambe le *dummy* sono state utilizzate per scomporre le serie del gettito delle imposte

⁵⁷Il modello con pendenza non-stocastica ($\sigma_\zeta^2 = 0$) viene usualmente indicato con il nome *local level with drift*; quello in cui il livello è fisso ($\sigma_\eta^2 = 0$) è invece denominato *smooth trend*.

⁵⁸Il gettito delle addizionali Irpef è aumentato nel tempo in maniera graduale. Introdotta per la prima volta nel 1999, il loro gettito rimane intorno ai 2,5 miliardi nel 1999-2000; sale a circa 5 miliardi nel 2001-02; arriva agli attuali circa 8 miliardi dal 2003.

dirette e indirette.

L'analisi preliminare dei dati ha evidenziato la presenza di osservazioni anomale nella serie delle ritenute sui redditi da lavoro dipendente (nel 1998) e in quella dell'Irpef versata in autotassazione dagli autonomi (nel 1992). Nel primo caso, la presenza di un *outlier* è presumibilmente dovuta all'impatto della riforma fiscale del 1998; nel secondo alla presenza di provvedimenti di aumento del prelievo decisi in corso d'anno e non contenuti nella manovra di bilancio. Anche in questi due casi, per evitare di alterare i risultati della scomposizione, si è fatto ricorso all'uso di variabili di comodo puntuali.

In presenza di *intervention dummies*, il modello di scomposizione diventa il seguente:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \delta d_t + \varepsilon_t$$

dove d_t rappresenta il vettore di variabili di comodo. Quando le serie sono espresse in forma logaritmica, la correzione risulta proporzionale al gettito dell'imposta; quando sono messe in relazione con la base imponibile, essa è proporzionale a quest'ultima.

La rappresentazione nello spazio degli stati del modello con variabili esogene ha come equazione di transizione

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cos \lambda_c & \sin \lambda_c & 0 \\ 0 & 0 & -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \\ \omega_t^* \\ 0 \end{bmatrix}$$

e come equazione di misurazione

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & d_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \\ \delta_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

Il vettore dei parametri incogniti diventa $\vartheta \equiv \{\sigma_\varepsilon^2, \sigma_\eta^2, \sigma_\zeta^2, \sigma_\omega^2, \rho, \lambda_c, \delta\}$. Iterando il filtro di Kalman si ottengono il valore e la varianza degli errori di previsione: nell'ipotesi che essi siano distribuiti normalmente è possibile costruire la funzione di verosimiglianza e stimare il vettore di parametri ϑ .

Appendice 4

Descrizione delle variabili utilizzate nelle regressioni

References

- [1] Balassone F., D. Franco e A. Staderini (2003), "Tax poliy in EMY", *Tax Policy*, Banca d'Italia, Roma.
- [2] Banca d'Italia, *Relazione annuale*, Sezione Finanza pubblica, vari anni
- [3] Banca d'Italia, *Bollettino Economico*, Riquadro dedicato alla manovra di bilancio dell'anno, vari anni.
- [4] Bernasconi, M. e La Pecorella F. (2006), "I condoni nel sistema tributario italiano", in Guerra e Zanardi (a cura di) (2006), *La finanza pubblica italiana*, Rapporto 2006, Bologna il Mulino.
- [5] Bouthevillain, C., P. Cour-Thimann, G. Van Den Dool , P. Hernandez de Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliano e M. Tujula (2001), "Cyclically adjusted balances: an alternative approach", *ECB Working Paper*, n. 77. et al. (2001)
- [6] Brandolini, A. (2007), "Income Inequality and poverty in Italy", Mimeo.
- [7] Caminada K. e K Goudswaard (1996), "Progression and Revenue Effects of Income Tax Reform", *International Tax and Public Finance*, 3, pp. 57-66.
- [8] Ceriani, V. (2006), *Audizione del rappresentante della Banca d'Italia*, presso La Commissione consultiva sull'imposizione fiscale delle società, Roma 12 settembre 2006.
- [9] Degni, M., N. Emiliani, F. Gastaldi, G. Salvemini, C. Virno (2201), "Il riequilibrio della finanza pubblica negli anni novanta", *Studi e Note Economiche*, Quaderni, n. 7.
- [10] Devereux, M. P. e Klemm A. (2004), "Why has the corporate tax raised so much revenue?", *Fiscal Studies*, 25, 367-388.
- [11] Devereux, M. P. e Sorenson, P. B. (2006), "The Corporate income tax: international trends and options for fundamental reform", *European Economy Economic papers*, presentato al *Workshop on corporation income tax competition and coordination in the European Union*, tenutosi a Brussels il 25 settembre 2006.
- [12] Europea Central Bank (2007), *Annual Report*.

- [13] European Commission (1995) The Commission services method for cyclical adjustment of government budget balance- Technical Note, *European Economy*, 6.
- [14] Faini, R. , Giannini, S. , Gros, D., Kistoris Padoa Schioppa, F. e Pisauro, G. (2005), *La vulnerabilità dei conti pubblici italiani*, mimeo, agosto 2005.
- [15] Fox, W. F e C. Campbell (1984), "Stability of the State Sales Tax Income Elasticity", *National Tax Journal*, 37, 2, pp. 201-212.
- [16] Franco, D. (2005), "Il consolidamento interrotto", in Guerra e Zanardi (a cura di) (2005), *La finanza pubblica italiana*, Rapporto 2005, Bologna il Mulino.
- [17] Franco, D. (2006), "La finanza pubblica italiana: alcuni elementi di riflessione", in Brosio, G. e Muraro, G. (2006) *Il finanziamento del settore pubblico*, Milano, Franco Angeli.
- [18] Ginebri, S. , B. Maggi, e M. Turco (2005) "The automatic reaction of the Italian government budget to fundamentals: an econometric analyses", *Applied Economics*, 2005, 37.
- [19] Giorno, C. , P. Richardson, D. Roseveare P. Van Den Noord (1995), Estimating potential output, output gaps and structural balances", *OECD Economics Department Working Paper*, 152.
- [20] Groves, H.,M. C. H. Kahn (1952), "The Stability of State and Local Tax Yields", *American Economic Review*, 52, 1.
- [21] Harvey, A.C. (1993), *Time Series Models*, Harvester Wheatsheaf.
- [22] Harvey, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [23] Harvey, A.C. e Koopman S.J. (1992), "Diagnostic Checking of Unobserved-Components Time Series Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.10 no.4.
- [24] Hutton, J. P. e P. J Lambert (1980), "Evaluating Income Tax Revenue Elasticity", *Economic Journal*, 90, pp. 901-906.
- [25] Hutton, J. P. e P. J Lambert (1982), "Modelling the Effects of Income Growth and Discretionary Change in the Sensitivity of UK Income Tax Revenue", *Economic Journal*, 92, pp. 145-155.
- [26] Koopman, S.J. (1993), *Disturbance smoother for state space models*, *Biometrika*, vol.80.
- [27] Longobardi, E. (2001), "Vent'anni dopo ovvero la lunga marcia degli studi di settore", *Il Fisco*, n. 34, pagg 9-12.

- [28] Longobardi, E. (2005) *Economia tributaria*, Milano, McGraw-Hill.
- [29] Marino, M.R., Messina, G. e Staderini, A. (2005), “Gli effetti redistributivi della recente riforma dell’imposta sul reddito”, presentato al Convegno *Povert , lavoro e politiche per l’inclusione sociale*, organizzato dalla Commissione di Indagine sull’Esclusione Sociale e dall’Universit  degli Studi di Trento, 11-12 novembre 2005, in corso di pubblicazione.
- [30] Marino, M.R.e Staderini, A. (2006), “The personal income tax in Italy: what legacy from the 2003-05 reform?” presentato al Convegno *Assessing the impact of tax reforms* organizzato dal Banco de Espana, 28 Settembre 2006, Madrid.
- [31] Martinez-Montgay, L. A. Masa Lasierra e J. Yaniz Igal (2007), "Asset Booms and Tax Receipts: the case of Spain, 1995-2206", DG ECFIN.
- [32] Momigliano, S. e A. Staderini (1999), A new method of assessing the structural budget balance: results for the years 1995-2000, Banca d’Italia, Indicators of structural budget balance, Roma.
- [33] Morcaldo, G. (2005) *Una politica economica per la crescita*, Milano, Franco Angeli.
- [34] Morris, R. e L. Schuknecht (2007), "Structural balances and revenue wind-falls", *ECB Working paper series*, n. 737, March 2007.
- [35] Santoro, A. (2006), “Evasione e studi di settore. Quali risultati? Quali prospettive?”, in Guerra e Zanardi (a cura di) (2006), *La finanza pubblica italiana*, Rapporto 2006, Bologna il Mulino.
- [36] Sartor, N. (1998), *Il risanamento mancato*, Roma, Carocci.
- [37] Sobel, R. S e R. G. Holcombe (1996), "Measuring the Growth and Variability of Tax Bases over the Business cycle", *National Tax Journal*, 49, 4, pp. 535-552.
- [38] Spaventa, L. e Chiarozzo V. (2000), *Astuzia o virt ? Come accadde che l’Italia fu ammessa all’Unione Monetaria*, Roma, Donzelli.
- [39] Swiston, A, M. Muhleisen e K. Mathai (2007), "US revenue surprises: are happy days here to stay?", *IMF Working Paper*, WP/07/143.
- [40] Visco, V. (1984), "Disfunzioni e iniquit  dell’Irpef e possibili alternative: un’analisi del funzionamento dell’imposta sul reddito in Italia nel periodo 1977-83", Gerelli, E. e R. Valiani (ed), *La crisi dell’imposizione progressiva sul reddito*, Franco Angeli.
- [41] Wolswijk (2007), "Short- and long-run tax elasticities. The case of the Netherlands ", *ECB Working paper series*, n. 763, June 2007.

Tavola 1a - Selezione del modello con miglior adattamento ai dati

(serie ufficiali del bilancio dello stato)

	serie in scala logaritmica				serie in rapporto alla base imponibile			
	σ	R^2_d	Q	Norm	σ	R^2_d	Q	Norm
Imposte dirette								
LLTM	0.051	0.770	10.354	2.394	0.006	0.577	12.260	2.985
$\sigma_\zeta=0$	0.077	0.417	8.701	0.088	0.006	0.614	4.931	3.628
$\sigma_\eta=0$	0.051	0.770	6.249	2.394	0.006	0.577	5.998	2.985
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.059	0.693	6.727	0.970	0.006	0.530	6.320	0.787
Imposte indirette								
LLTM	0.042	0.650	4.782	0.413	0.006	0.392	5.621	0.173
$\sigma_\zeta=0$	0.063	0.199	4.806	1.681	0.006	0.392	3.186	0.173
$\sigma_\eta=0$	0.042	0.650	4.156	0.413	0.006	0.449	3.303	0.078
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.047	0.549	4.445	0.478	0.006	0.392	2.427	0.173
Ritenute (lav. dip.)								
LLTM	0.043	0.819	6.717	0.826	0.007	0.582	8.222	1.273
$\sigma_\zeta=0$	0.087	0.270	8.684	2.261	0.006	0.601	8.129	2.199
$\sigma_\eta=0$	0.043	0.819	5.636	0.826	0.007	0.522	6.914	1.384
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.047	0.787	4.963	2.711	0.007	0.503	3.969	2.274
Irpef (lav. autonomi)								
LLTM	0.089	0.439	4.194	3.461	0.003	0.398	4.516	0.198
$\sigma_\zeta=0$	0.108	0.171	6.109	1.117	0.003	0.292	7.809	0.096
$\sigma_\eta=0$	0.086	0.475	2.986	2.343	0.003	0.380	5.123	0.341
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.089	0.439	2.795	3.461	0.003	0.285	5.583	0.116
Irpeg/lres								
LLTM	0.081	0.533	7.366	1.542	0.002	0.518	6.033	0.529
$\sigma_\zeta=0$	0.089	0.438	6.949	0.341	0.002	0.518	4.654	0.529
$\sigma_\eta=0$	0.080	0.546	5.073	1.505	0.002	0.518	4.654	0.529
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.095	0.366	6.091	1.625	0.003	0.169	7.471	0.855
IVA								
LLTM	0.048	0.568	6.563	3.746	0.003	0.230	3.692	4.780
$\sigma_\zeta=0$	0.072	0.049	4.496	4.397	0.003	0.230	3.246	4.780
$\sigma_\eta=0$	0.046	0.611	4.634	4.563	0.004	0.025	1.879	4.922
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.054	0.455	2.310	0.925	0.004	0.029	3.760	2.291

Per ciascuna delle 6 voci di entrata vengono stimati 4 modelli strutturali univariati e viene evidenziato in rosso quello che garantisce il miglior adattamento ai dati. Nella prima sezione la variabile endogena è espressa in forma logaritmica; nella seconda è messa in rapporto a una *proxy* macroeconomica della base imponibile. Le equazioni in entrambi i casi sono stimate sul periodo 1978-2006. LLTM indica il modello *local linear trend* senza restrizioni; $\sigma_\zeta=0$ indica quello in cui la pendenza è costante; $\sigma_\eta=0$ si riferisce al caso in cui il trend è un processo I(2); la restrizione $\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$ elimina il ciclo dalla scomposizione della serie. Per valutare le proprietà statistiche di ciascun modello vengono considerate 4 statistiche: lo *standard error* della regressione; il coefficiente di determinazione; il test di autocorrelazione di Box-Ljung; il test di Doornik e Hansen di normalità. I test di autocorrelazione e normalità si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 6 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=0.05$ i rispettivi valori critici sono 12.6 e 5.99.

Tavola 1b - Selezione del modello con miglior adattamento ai dati

(serie corrette per tener conto degli sfasamenti temporali, delle imposte abolite e delle *una-tantum*)

	serie in scala logaritmica				serie in rapporto alla base imponibile			
	σ	R^2_d	Q	Norm	σ	R^2_d	Q	Norm
Imposte dirette								
LLTM	0.049	0.752	7.055	1.667	0.005	0.444	6.200	0.314
$\sigma_\zeta=0$	0.075	0.403	5.729	0.189	0.005	0.506	5.510	0.216
$\sigma_\eta=0$	0.049	0.752	6.805	1.667	0.005	0.444	5.943	0.314
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.056	0.674	8.732	3.357	0.006	0.317	10.453	0.637
Imposte indirette								
LLTM	0.039	0.675	8.762	1.623	0.005	0.624	5.559	2.158
$\sigma_\zeta=0$	0.065	0.089	7.189	1.380	0.006	0.469	2.421	0.191
$\sigma_\eta=0$	0.039	0.675	6.637	1.623	0.005	0.489	2.567	0.118
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.044	0.589	5.387	0.717	0.006	0.469	2.159	0.191
Ritenute (lav. dip.)								
LLTM	0.043	0.820	6.819	0.729	0.007	0.586	7.772	1.246
$\sigma_\zeta=0$	0.094	0.157	9.707	6.648	0.006	0.604	7.550	2.479
$\sigma_\eta=0$	0.043	0.820	5.588	0.729	0.007	0.526	6.274	1.297
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.047	0.790	4.980	2.827	0.007	0.511	3.736	2.487
Irpef (lav. autonomi)								
LLTM	0.089	0.439	4.194	3.461	0.003	0.398	4.516	0.198
$\sigma_\zeta=0$	0.108	0.171	6.109	1.117	0.003	0.292	7.809	0.096
$\sigma_\eta=0$	0.086	0.475	2.986	2.343	0.003	0.380	5.123	0.341
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.089	0.439	2.795	3.461	0.003	0.285	5.583	0.116
Irpeg/lres								
LLTM	0.083	0.524	6.074	1.832	0.002	0.548	6.258	0.543
$\sigma_\zeta=0$	0.092	0.406	6.942	0.360	0.002	0.548	5.278	0.543
$\sigma_\eta=0$	0.082	0.528	4.482	1.450	0.002	0.548	5.278	0.543
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.092	0.409	4.800	2.615	0.003	0.258	7.389	1.335
IVA								
LLTM	0.049	0.560	5.378	5.132	0.004	0.185	5.118	3.596
$\sigma_\zeta=0$	0.066	0.199	6.902	7.217	0.004	0.030	5.279	1.292
$\sigma_\eta=0$	0.049	0.560	5.737	5.133	0.004	0.012	4.260	1.681
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.056	0.419	4.635	2.261	0.004	0.030	5.061	1.292

Per ciascuna delle 6 voci di entrata vengono stimati 4 modelli strutturali univariati e viene evidenziato in rosso quello che garantisce il miglior adattamento ai dati. Nella prima sezione la variabile endogena è espressa in forma logaritmica; nella seconda è messa in rapporto a una *proxy* macroeconomica della base imponibile. Le equazioni in entrambi i casi sono stimate sul periodo 1978-2006. LLTM indica il modello *local linear trend* senza restrizioni; $\sigma_\zeta=0$ indica quello in cui la pendenza è costante; $\sigma_\eta=0$ si riferisce al caso in cui il trend è un processo I(2); la restrizione $\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$ elimina il ciclo dalla scomposizione della serie. Per valutare le proprietà statistiche di ciascun modello vengono considerate 4 statistiche: lo *standard error* della regressione; il coefficiente di determinazione; il test di autocorrelazione di Box-Ljung; il test di Doornik e Hansen di normalità. I test di autocorrelazione e normalità si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 6 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=.05$ i rispettivi valori critici sono 12.6 e 5.99.

Tavola 1c - Selezione del modello con miglior adattamento ai dati

(serie corrette per tener conto delle imposte temporanee e delle misure discrezionali)

	serie in scala logaritmica				serie in rapporto alla base imponibile			
	σ	R^2_d	Q	Norm	σ	R^2_d	Q	Norm
Imposte dirette								
LLTM	0.055	0.708	8.381	0.511	0.005	0.536	7.725	0.702
$\sigma_\zeta=0$	0.076	0.443	10.827	1.252	0.005	0.536	6.692	0.702
$\sigma_\eta=0$	0.055	0.708	7.876	0.511	0.006	0.453	7.314	1.311
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.066	0.581	5.986	1.634	0.006	0.392	5.796	0.878
Imposte indirette								
LLTM	0.034	0.664	10.169	0.388	0.005	0.539	16.199	0.553
$\sigma_\zeta=0$	0.051	0.256	10.221	0.588	0.006	0.421	9.369	0.555
$\sigma_\eta=0$	0.036	0.634	8.073	0.581	0.005	0.539	13.878	0.553
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.036	0.632	8.022	0.551	0.006	0.440	9.426	0.724
Ritenute (lav. dip.)								
LLTM	0.058	0.693	10.436	0.951	0.007	0.421	17.719	10.334
$\sigma_\zeta=0$	0.088	0.305	7.701	1.892	0.007	0.471	13.608	8.799
$\sigma_\eta=0$	0.058	0.693	9.415	1.444	0.007	0.433	10.320	5.335
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.065	0.624	4.786	0.527	0.008	0.348	9.815	14.274
Irpef (lav. autonomi)								
LLTM	0.089	0.439	4.194	3.461	0.002	0.586	9.514	8.857
$\sigma_\zeta=0$	0.108	0.171	6.109	1.117	0.002	0.586	9.278	8.857
$\sigma_\eta=0$	0.086	0.475	2.986	2.343	0.002	0.588	7.771	3.512
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.089	0.439	2.795	3.461	0.002	0.477	7.118	9.499
Irpeg/lres								
LLTM	0.083	0.524	6.074	0.183	0.003	0.172	4.902	3.620
$\sigma_\zeta=0$	0.092	0.406	6.942	0.360	0.003	0.172	4.661	3.620
$\sigma_\eta=0$	0.082	0.528	4.482	1.450	0.003	0.171	3.468	1.111
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.092	0.409	4.800	2.615	0.003	0.172	3.213	3.620
IVA								
LLTM	0.048	0.501	6.336	1.002	0.004	0.188	5.045	6.106
$\sigma_\zeta=0$	0.065	0.090	2.401	12.449	0.004	0.028	3.252	3.827
$\sigma_\eta=0$	0.048	0.501	5.333	1.002	0.004	0.188	5.034	6.106
$\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$	0.052	0.415	2.384	2.892	0.004	0.022	2.736	3.757

Per ciascuna delle 6 voci di entrata vengono stimati 4 modelli strutturali univariati e viene evidenziato in rosso quello che garantisce il miglior adattamento ai dati. Nella prima sezione la variabile endogena è espressa in forma logaritmica; nella seconda è messa in rapporto a una *proxy* macroeconomica della base imponibile. Le equazioni in entrambi i casi sono stimate sul periodo 1978-2006. LLTM indica il modello *local linear trend* senza restrizioni; $\sigma_\zeta=0$ indica quello in cui la pendenza è costante; $\sigma_\eta=0$ si riferisce al caso in cui il trend è un processo I(2); la restrizione $\sigma_\omega=\sigma_{\omega^*}=0$ elimina il ciclo dalla scomposizione della serie. Per valutare le proprietà statistiche di ciascun modello vengono considerate 4 statistiche: lo *standard error* della regressione; il coefficiente di determinazione; il test di autocorrelazione di Box-Ljung; il test di Doornik e Hansen di normalità. I test di autocorrelazione e normalità si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 6 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=0.05$ i rispettivi valori critici sono 12.6 e 5.99.

Tavola 2a - Residui ausiliari e cambiamenti di regime

(serie in scala logaritmica)

	ε_t		η_t		ζ_t	
	N	K	N	K	N	K
Imposte dirette						
<i>gettito effettivo</i>	0.554	0.545	•	•	0.401	0.351
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.021	0.002	•	•	1.727	0.537
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.474	0.043	•	•	1.900	0.765
Imposte indirette						
<i>gettito effettivo</i>	0.569	0.281	•	•	0.507	0.003
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.851	0.313	•	•	0.673	0.361
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.504	0.453	0.928	0.037	0.613	0.577
Ritenute (lav. dip.)						
<i>gettito effettivo</i>	0.965	0.857	•	•	0.824	0.335
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.896	0.779	•	•	0.833	0.321
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.716	0.065	•	•	2.109	0.149
Irpef (lav. autonomi)						
<i>gettito effettivo</i>	0.922	0.814	4.288	0.941	1.856	0.034
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.922	0.814	4.288	0.941	1.856	0.034
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.922	0.814	4.288	0.941	1.856	0.034
Irpeg/Ires						
<i>gettito effettivo</i>	1.048	1.043	•	•	0.762	0.759
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.540	0.539	•	•	0.861	0.827
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.540	0.539	•	•	0.861	0.827
IVA						
<i>gettito effettivo</i>	0.029	0.022	•	•	0.735	0.563
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.291	0.063	•	•	0.679	0.423
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.792	0.223	•	•	0.765	0.651

La tabella presenta i valori del test di normalità (N) e curtosi (K) applicati ai residui ausiliari ottenuti scomponendo le serie storiche del gettito tributarie in componenti strutturali. Le prime due colonne contengono i risultati relativi alla componente idiosincronica, mentre le successive quattro si riferiscono allo *shock* al livello e, rispettivamente, alla pendenza della componente di *trend*. Le equazioni sono stimate sul periodo 1978-2006 e, tranne i casi di ritenute e Irpef, includono *intervention dummy* per modellare i cambiamenti di regime. I test di curtosi e normalità (nella versione proposta da Bowman e Shenton) si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 1 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=.05$ i rispettivi valori critici sono 3.84 e 5.99, mentre per $\alpha=.01$ sono 6.63 e 9.21. I valori evidenziati in rosso con una e due stellette indicano i casi in cui il test rigetta l'ipotesi di nullità a livelli di significatività del 5 e, rispettivamente, 1 per cento.

Tavola 2b - Residui ausiliari e cambiamenti di regime

(serie in rapporto alla base imponibile)

	ε_t		η_t		ζ_t	
	N	K	N	K	N	K
Imposte dirette						
<i>gettito effettivo</i>	0.738	0.505	1.287	0.043	•	•
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.349	0.268	0.065	0.029	•	•
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	2.964	0.500	0.197	0.097	•	•
Imposte indirette						
<i>gettito effettivo</i>	0.968	0.637	•	•	0.464	0.414
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	1.128	0.985	•	•	0.774	0.704
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.349	0.202	•	•	0.775	0.607
Ritenute (lav. dip.)						
<i>gettito effettivo</i>	0.555	0.550	4.062	1.258	•	•
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.462	0.443	4.181	1.394	•	•
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.915	0.190	3.589	3.501	•	•
Irpef (lav. autonomi)						
<i>gettito effettivo</i>	1.473	0.328	1.131	1.076	0.364	0.331
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	1.473	0.328	1.131	1.076	0.364	0.331
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	13.839**	11.28**	•	•	1.674	1.522
Irpeg/Ires						
<i>gettito effettivo</i>	1.236	0.302	0.046	0.003	•	•
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.408	0.238	0.061	0.035	•	•
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.270	0.121	0.333	0.063	•	•
IVA						
<i>gettito effettivo</i>	0.189	0.135	3.634	1.247	•	•
<i>gettito al netto delle una-tantum</i>	0.506	0.106	0.954	0.583	1.710	1.580
<i>gettito al netto delle misure permanenti</i>	0.651	0.237	•	•	2.162	0.840

La tabella presenta i valori del test di normalità (N) e curtosi (K) applicati ai residui ausiliari ottenuti scomponendo le serie storiche del gettito tributarie in componenti strutturali. Le prime due colonne contengono i risultati relativi alla componente idiosincronica, mentre le successive quattro si riferiscono allo *shock* al livello e, rispettivamente, alla pendenza della componente di *trend*. Le equazioni sono stimate sul periodo 1978-2006 e, tranne i casi di ritenute e Irpef, includono *intervention dummy* per modellare i cambiamenti di regime. I test di curtosi e normalità (nella versione proposta da Bowman e Shenton) si distribuiscono asintoticamente come χ^2 con 1 e 2 gradi di libertà; per $\alpha=.05$ i rispettivi valori critici sono 3.84 e 5.99, mentre per $\alpha=.01$ sono 6.63 e 9.21. I valori evidenziati in rosso con una e due stellette indicano i casi in cui il test rigetta l'ipotesi di nullità a livelli di significatività del 5 e, rispettivamente, 1 per cento.

Tavola 3. Stima del trend delle aliquote implicite delle principali componenti delle entrate tributarie

	Variabile dipendente					
	Totale Dirette	Ritenute Irpef lavoro dipendente	Irpef versata in autotassazione	Irpeg/Ires	Totale Indirette	IVA
Costante	0,119 (4,148)	-0,118 (-4,623)	-0,064 (-2,619)	0,034 (40,688)	-0,226 (-3,389)	0,015 (1,538)
Inflazione	0,05 (-7,22)	0,079 (19,199)	0,006 (8,395)		-0,043 (-8,487)	
ROE delle banche italiane	0,058 (2,567)			0,076 (7,152)		
Tasso di interesse su mutui ipotecari	-0,067 (-2,959)					
Tasso di interesse sulla raccolta				0,000 (6,638)		
Quota pensioni su base imponibile Irpef	-0,292 (-3,022)	-0,080 (-3,702)				
Indicatore di Erosione-Evasione	0,039 (1,683)	0,192 (6,173)	0,052 (6,374)	0,043 (2,089)		0,068 (3,595)
Indicatore di progressività dell'Irpef		0,026 (4,985)	0,005 (2,868)			
Indicatore disegualianza redditi dichiarati		0,598 (5,047)				
Prezzo del petrolio				0,000 (-9,114)		0,167 (7,241)
Prezzo delle case/deflatore consumi			0,002 (2,291)	-0,005 (-2,392)	-0,02 (-2,645)	-0,016 (-3,0567)
Occupati/Lavoratori dipendenti			0,030 (2,096)			
Investimenti della PA/Investimenti totali						0,334 (8,785)
Lavoratori dipendenti/occupati (settore commercio)						0,041 (1,872)
Domanda interna/PIL					0,376 (6,364)	
Consumi PA/consumi privati e pubblici					0,739 (2,841)	
Investimenti non deducibili IVA/Investimenti totali					0,166 (3,3)	
R2	0,984	0,996	0,934	0,925	0,975	0,935
Correlazione seriale dei residui (p-value)	0,97	0,51	0,14	0,53	0,05	0,14

Fig.1 - Gettito tributario, misure una tantum e permanenti nel periodo 1978-2006
(in percentuale del PIL)

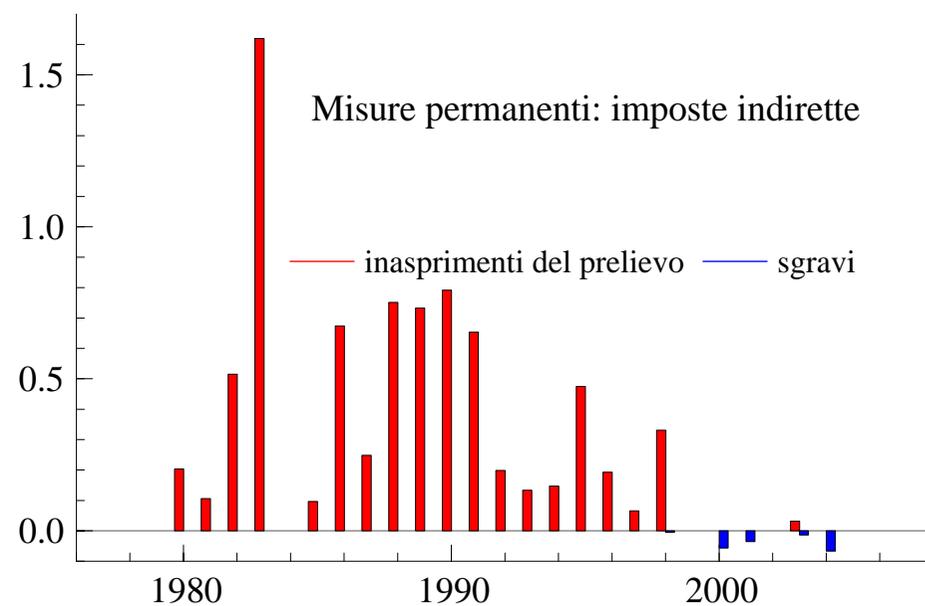
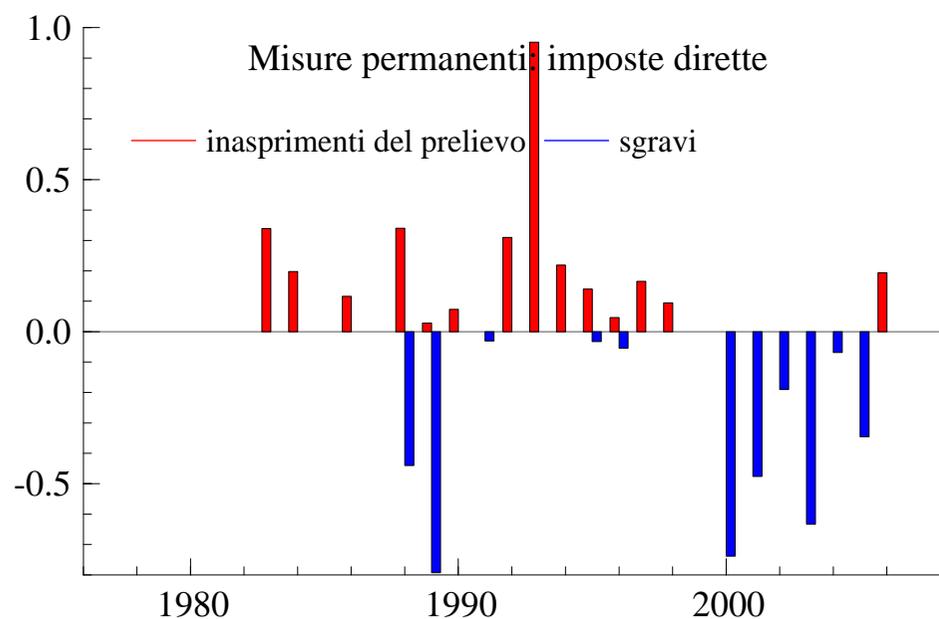
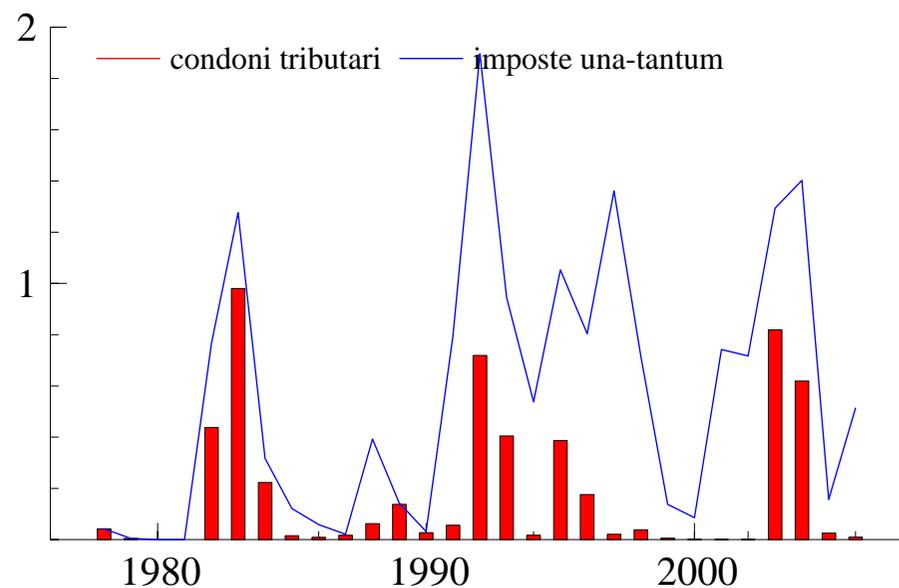
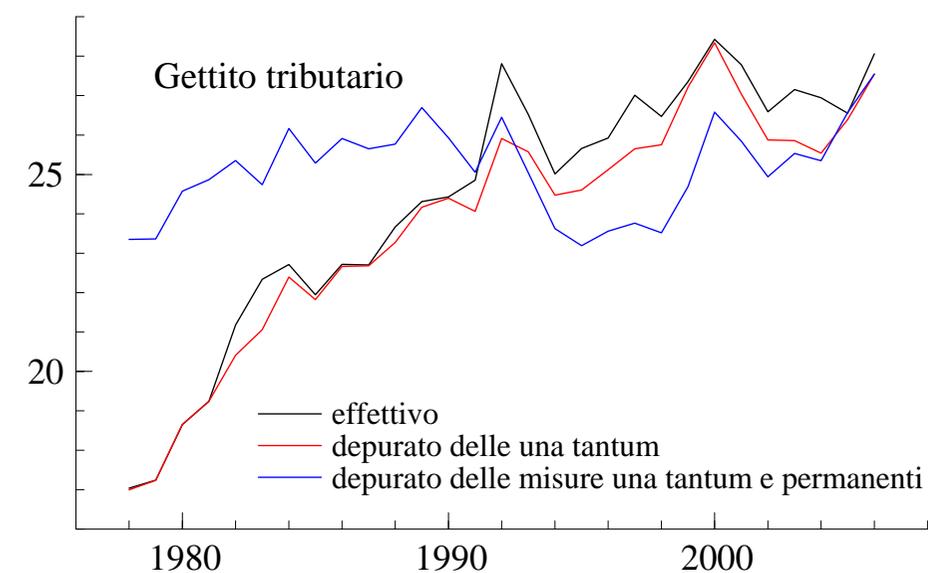
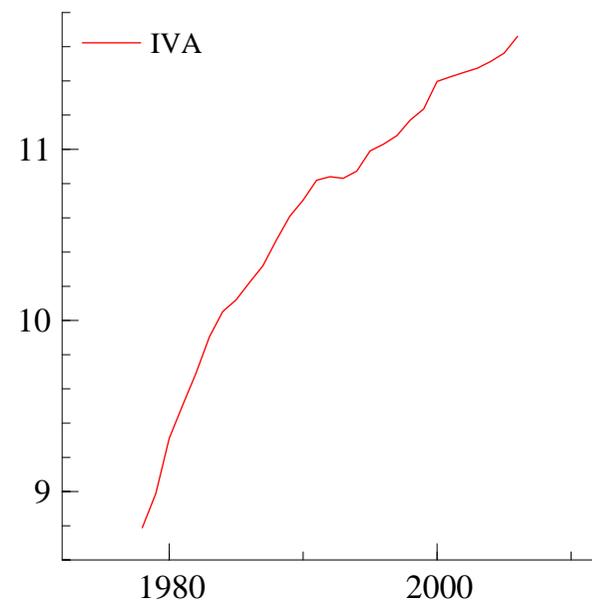
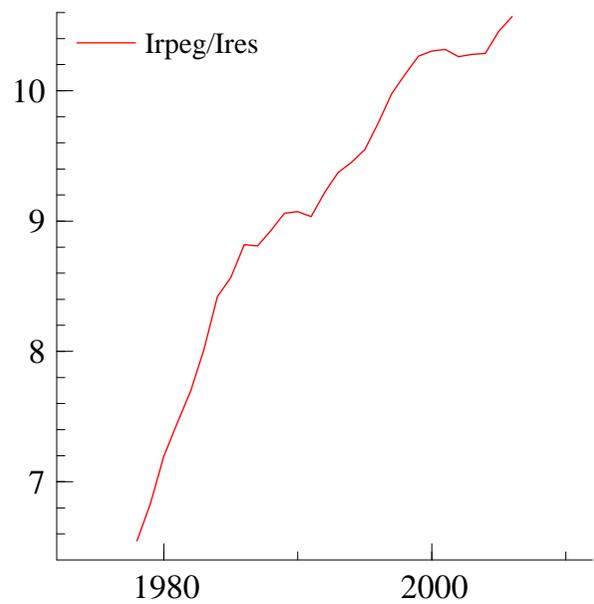
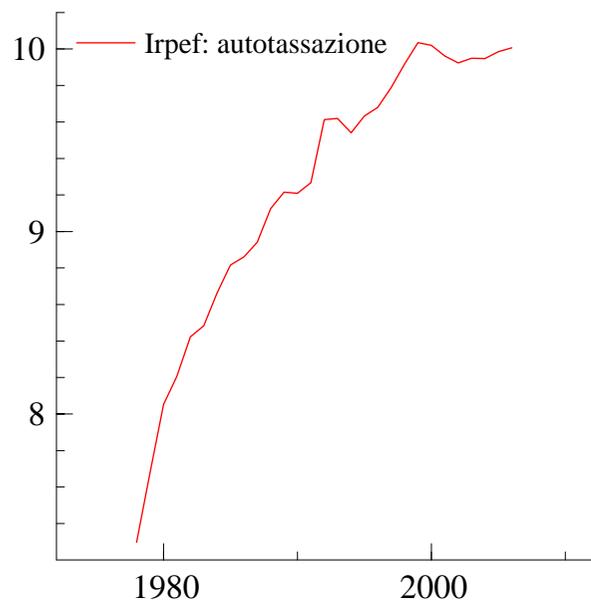
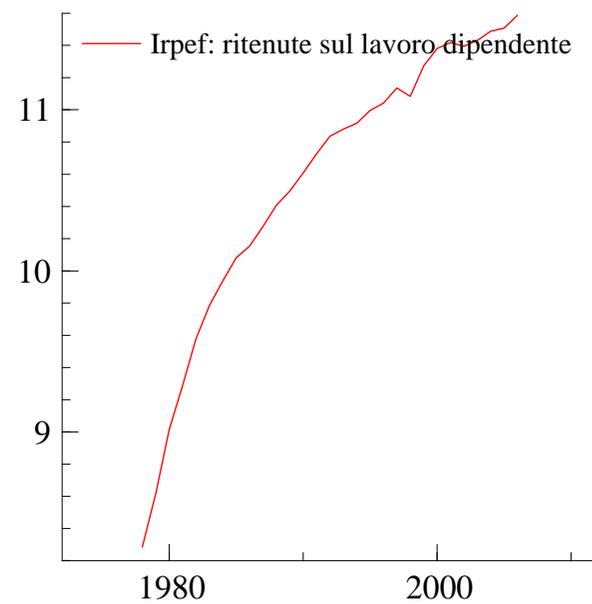
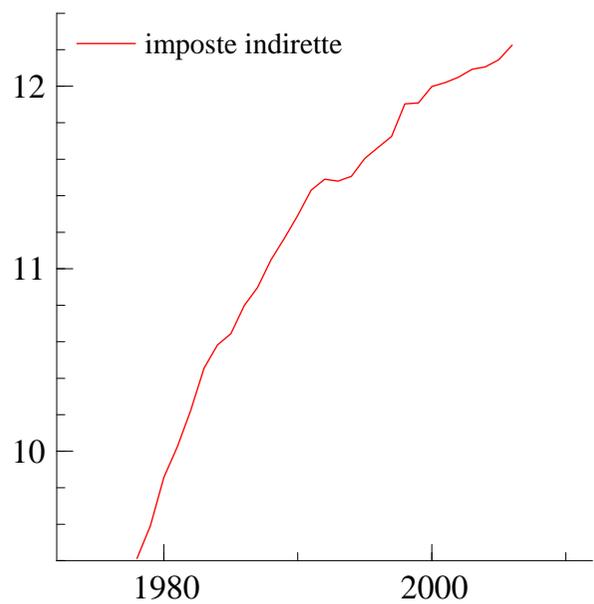
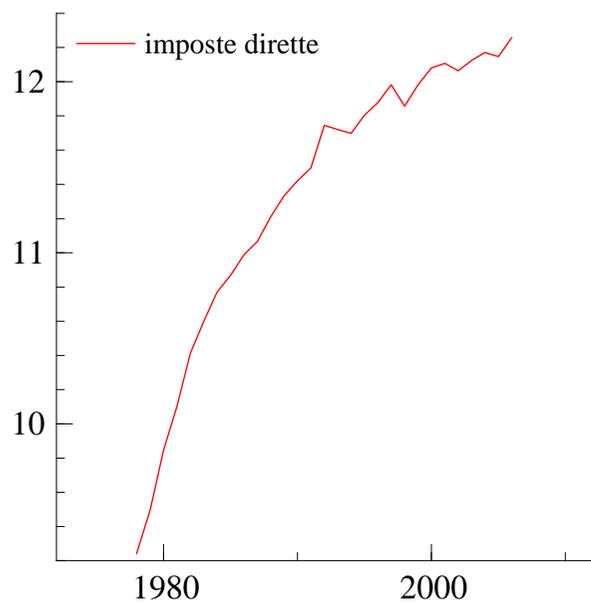
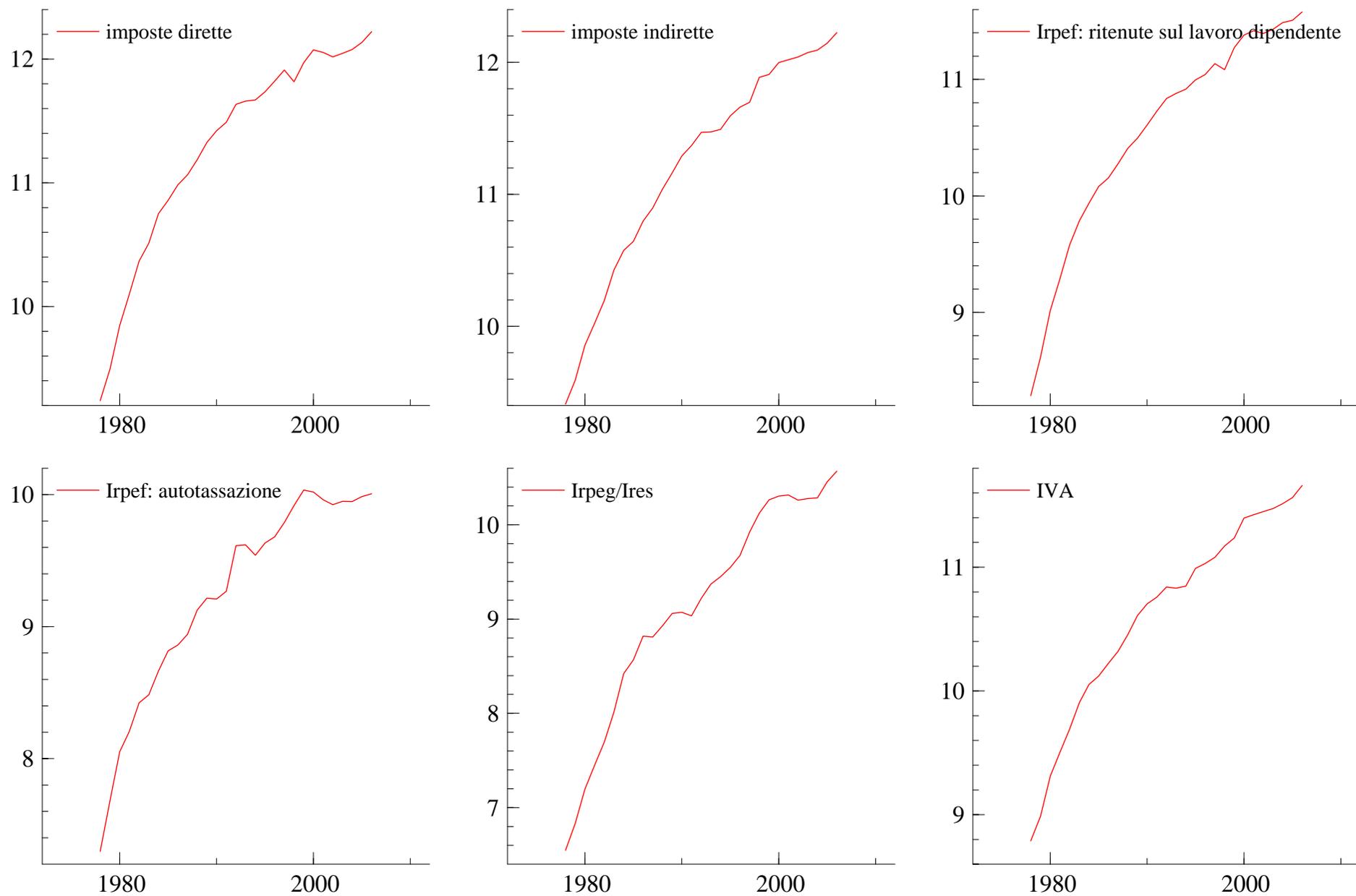


Fig.2a: Gettito tributario effettivo nel periodo 1978-2006



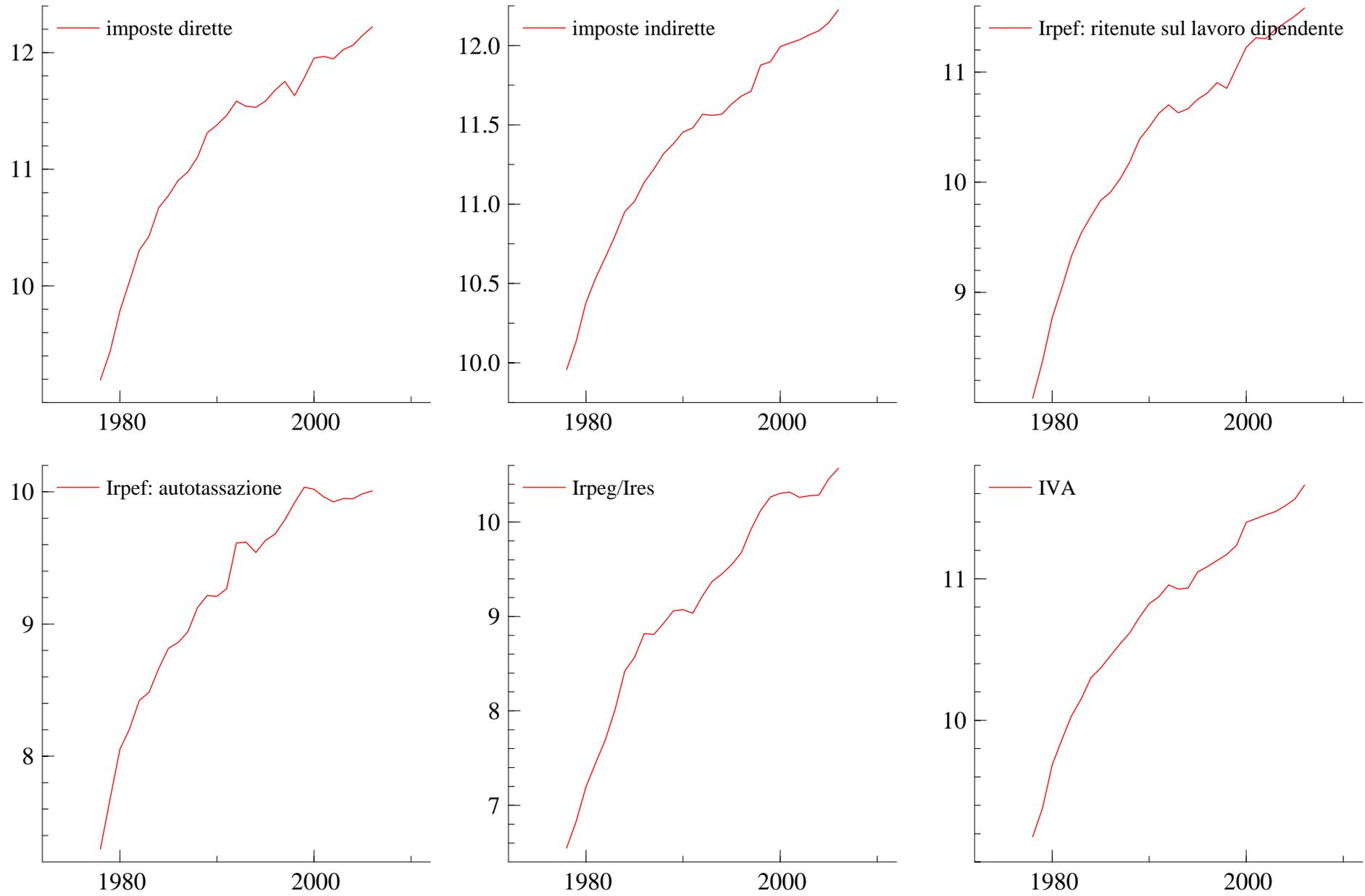
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica.

Fig.2b: Gettito tributario depurato delle misure una tantum nel periodo 1978-2006



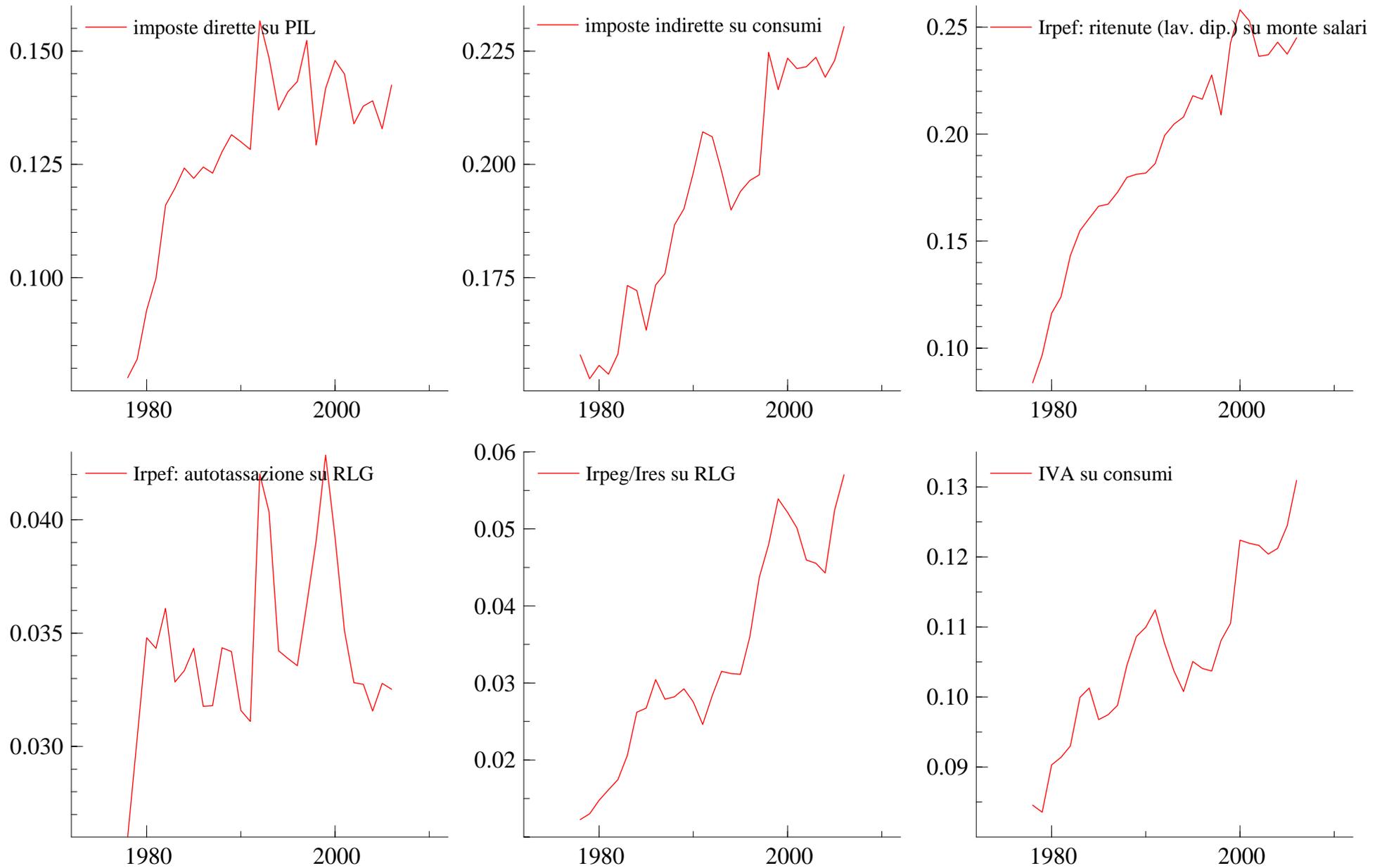
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica.

Fig.2c: Gettito tributario depurato delle misure permanenti nel periodo 1978-2006



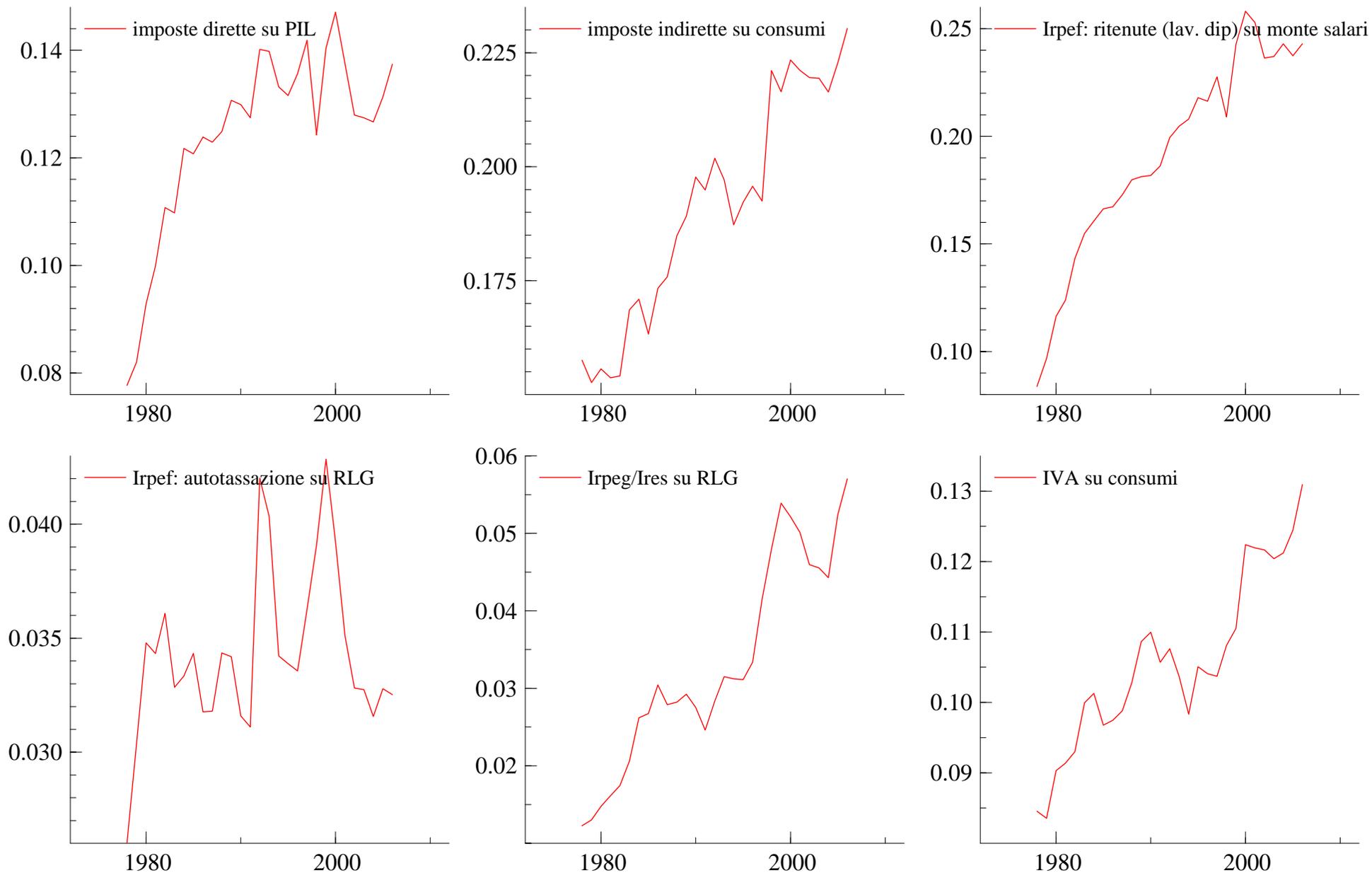
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica.

Fig.2d: Gettito tributario effettivo nel periodo 1978-2006



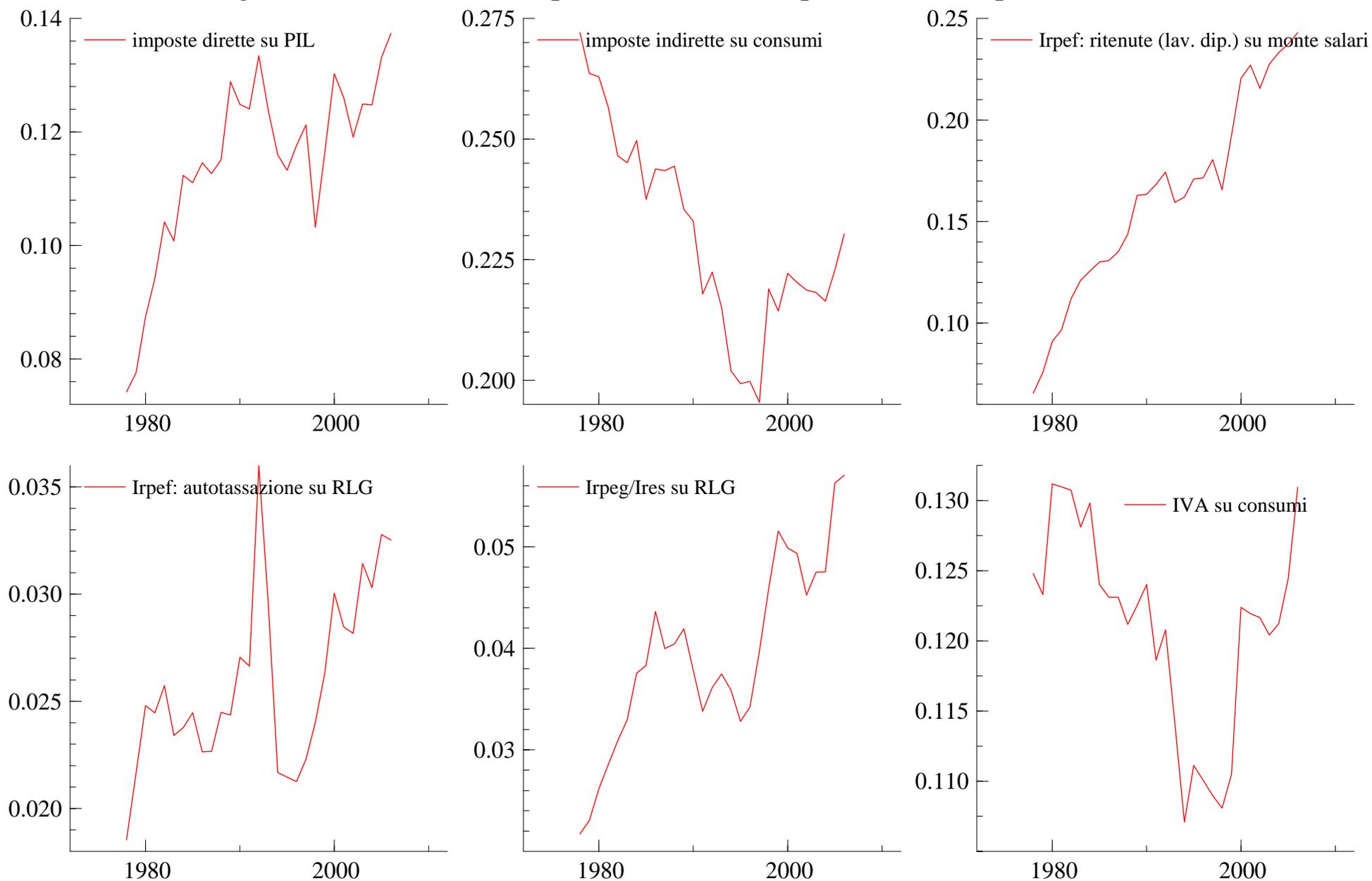
NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile.

Fig.2e: Gettito tributario depurato delle misure una tantum nel periodo 1978-2006



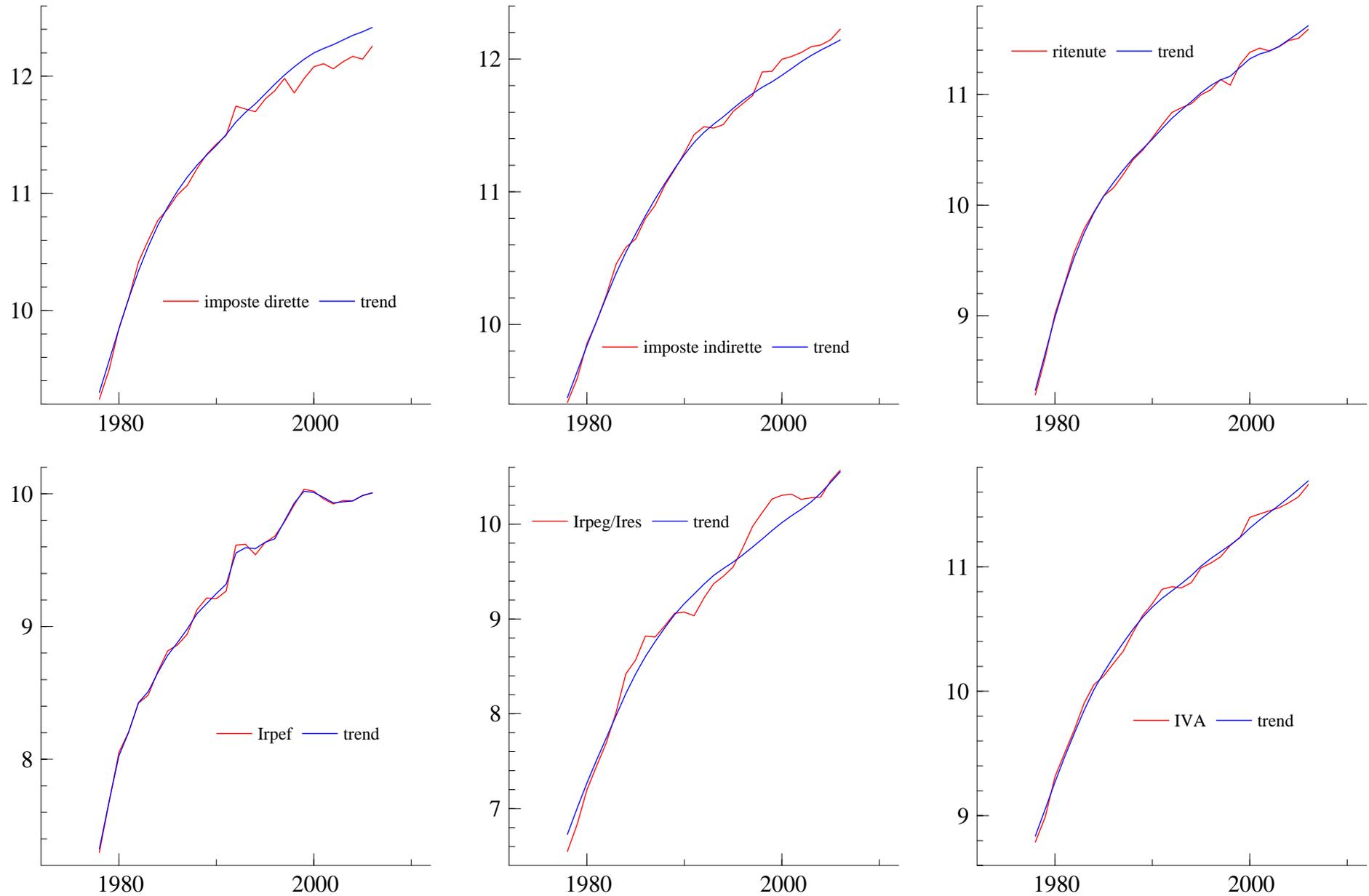
NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile.

Fig.2f: Gettito tributario depurato delle misure permanenti nel periodo 1978-2006



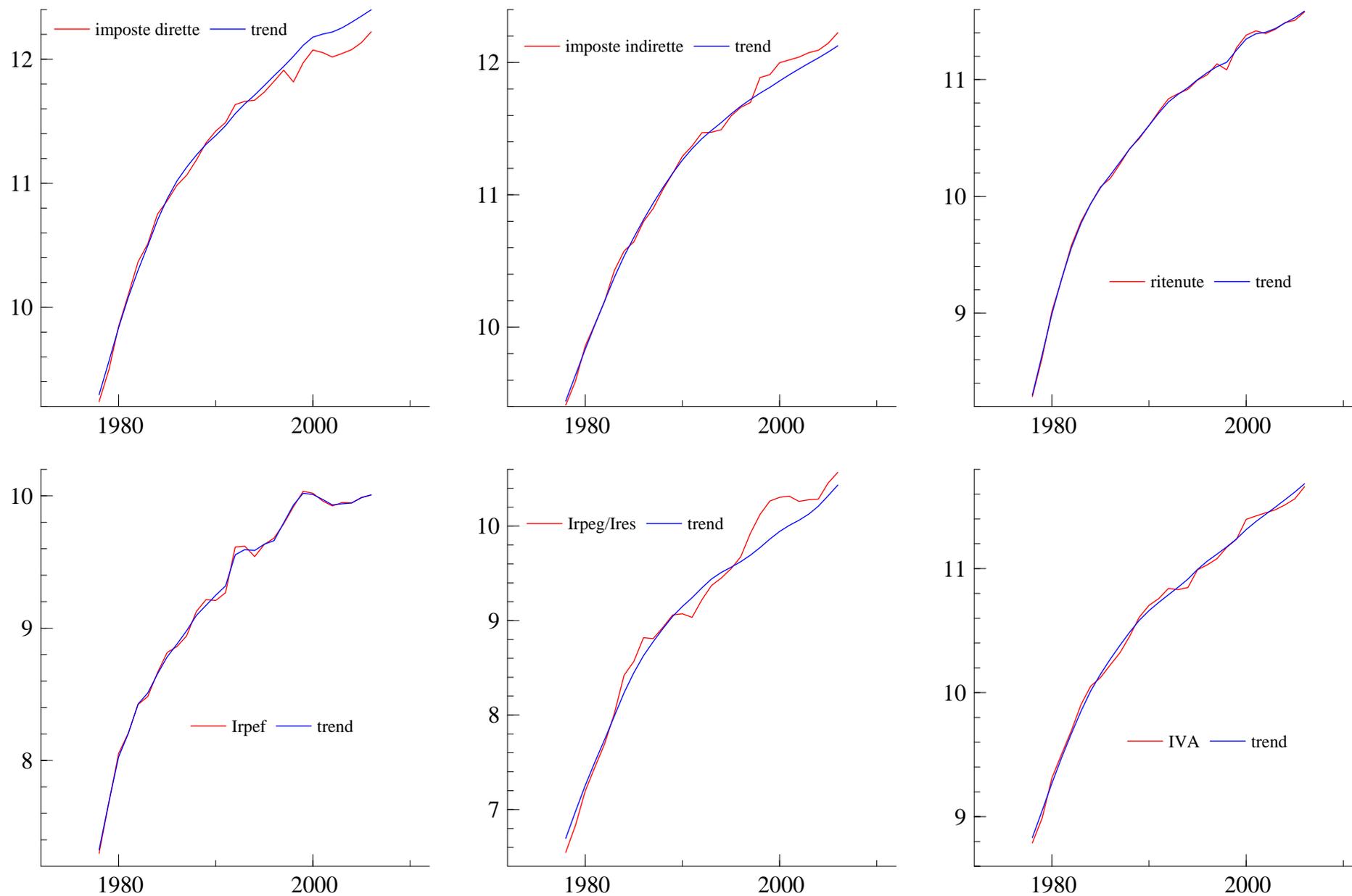
NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile.

Fig.3a: Gettito tributario e componente di trend



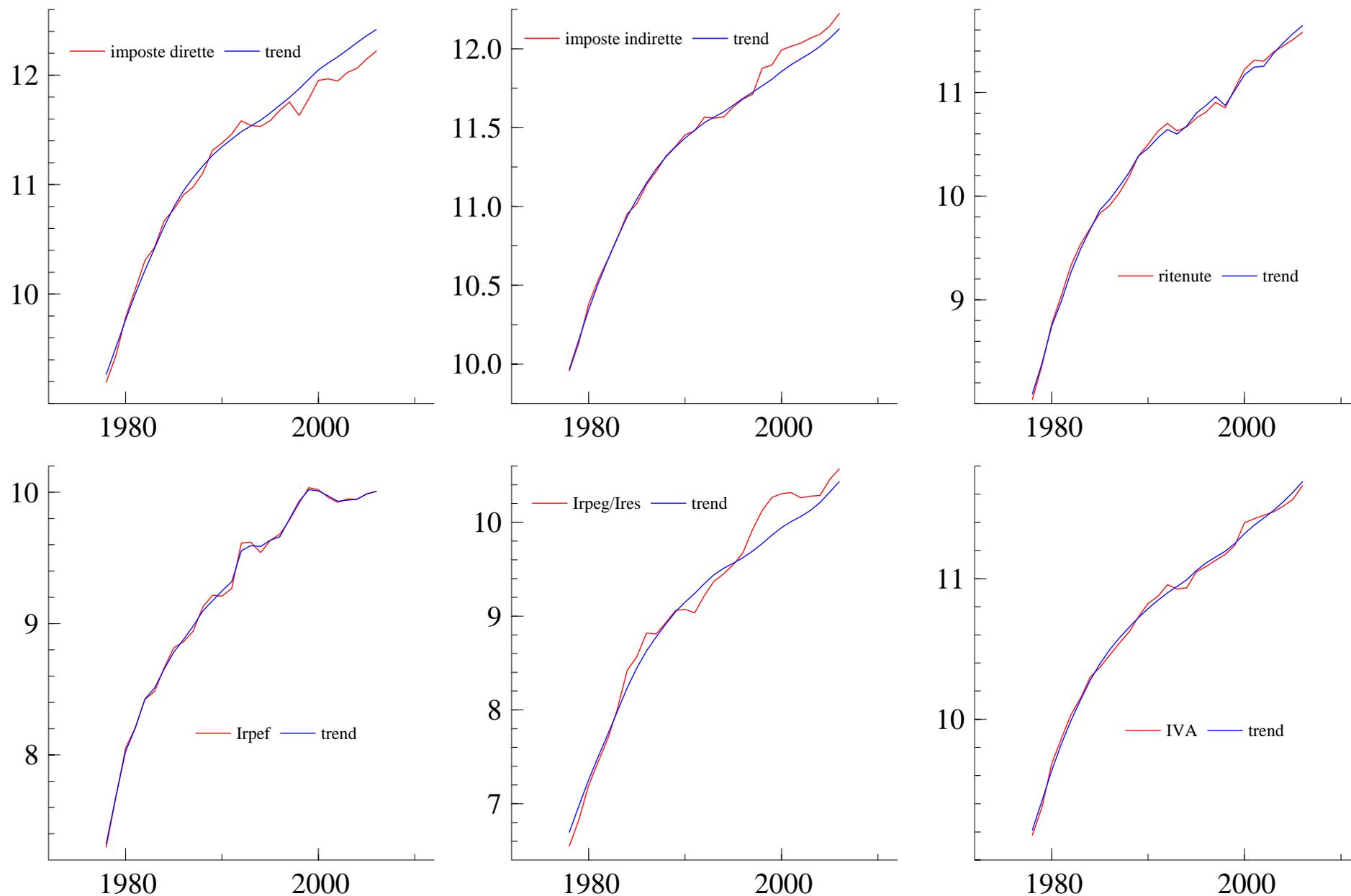
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica.

Fig.3b: Gettito tributario depurato delle misure una tantum e componente di trend



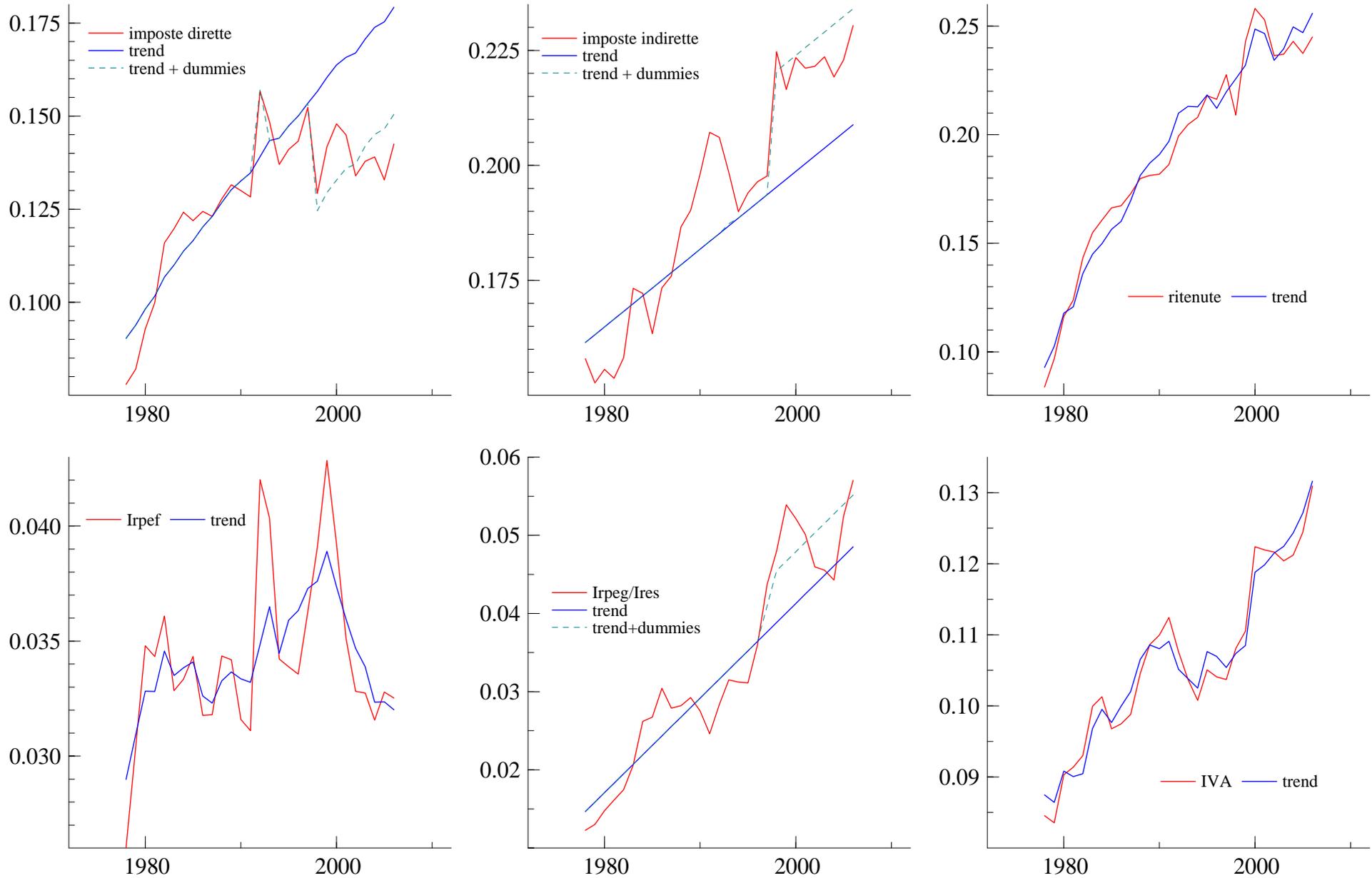
NB: le serie, rappresentate in scala logaritmica, sono depurate delle una tantum

Fig.3c: Gettito tributario depurato delle misure una tantum e permanenti e componente di trend



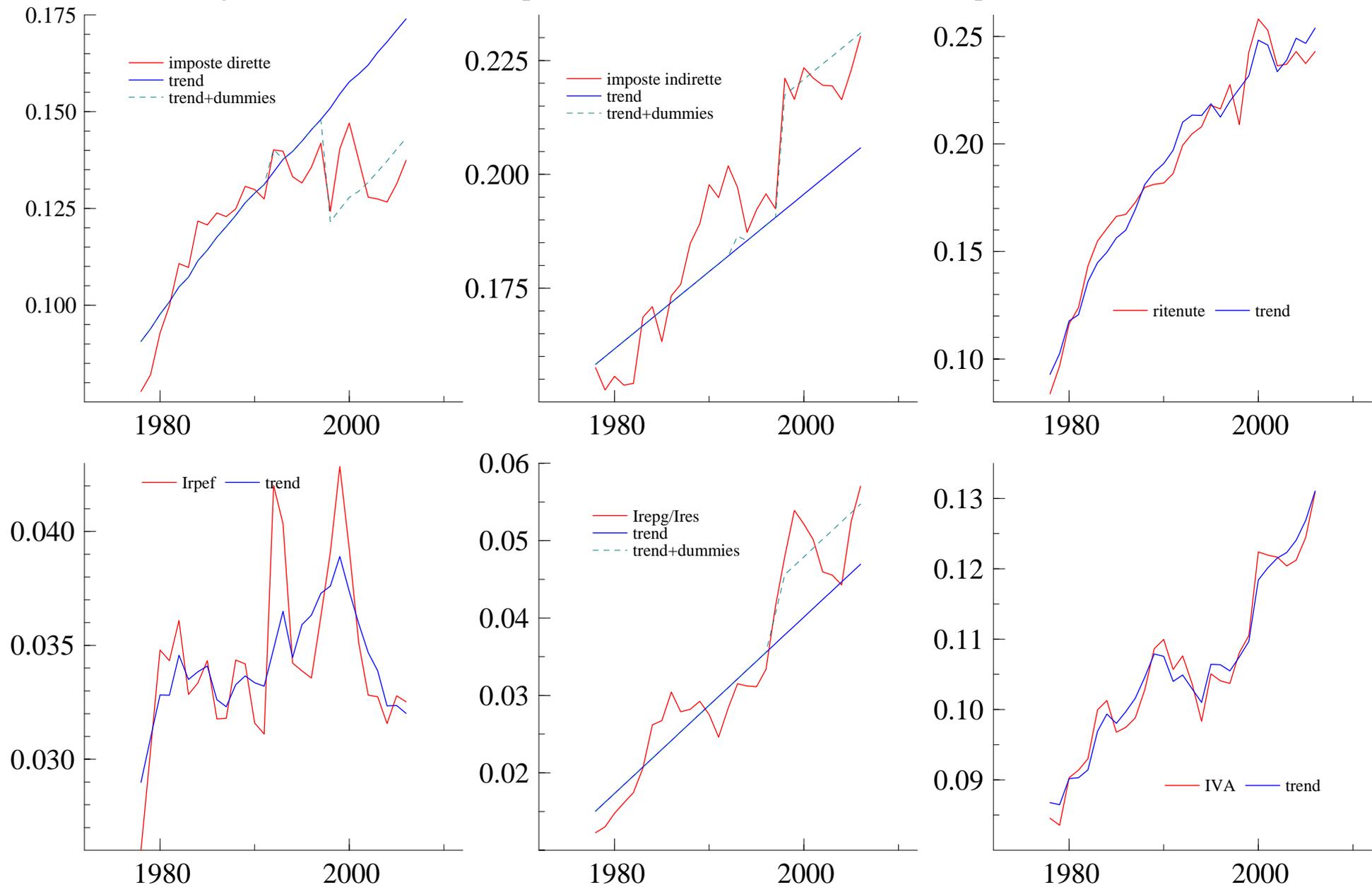
NB: le serie sono rappresentate in scala logaritmica

Fig.3d: Gettito tributario effettivo e componente di trend



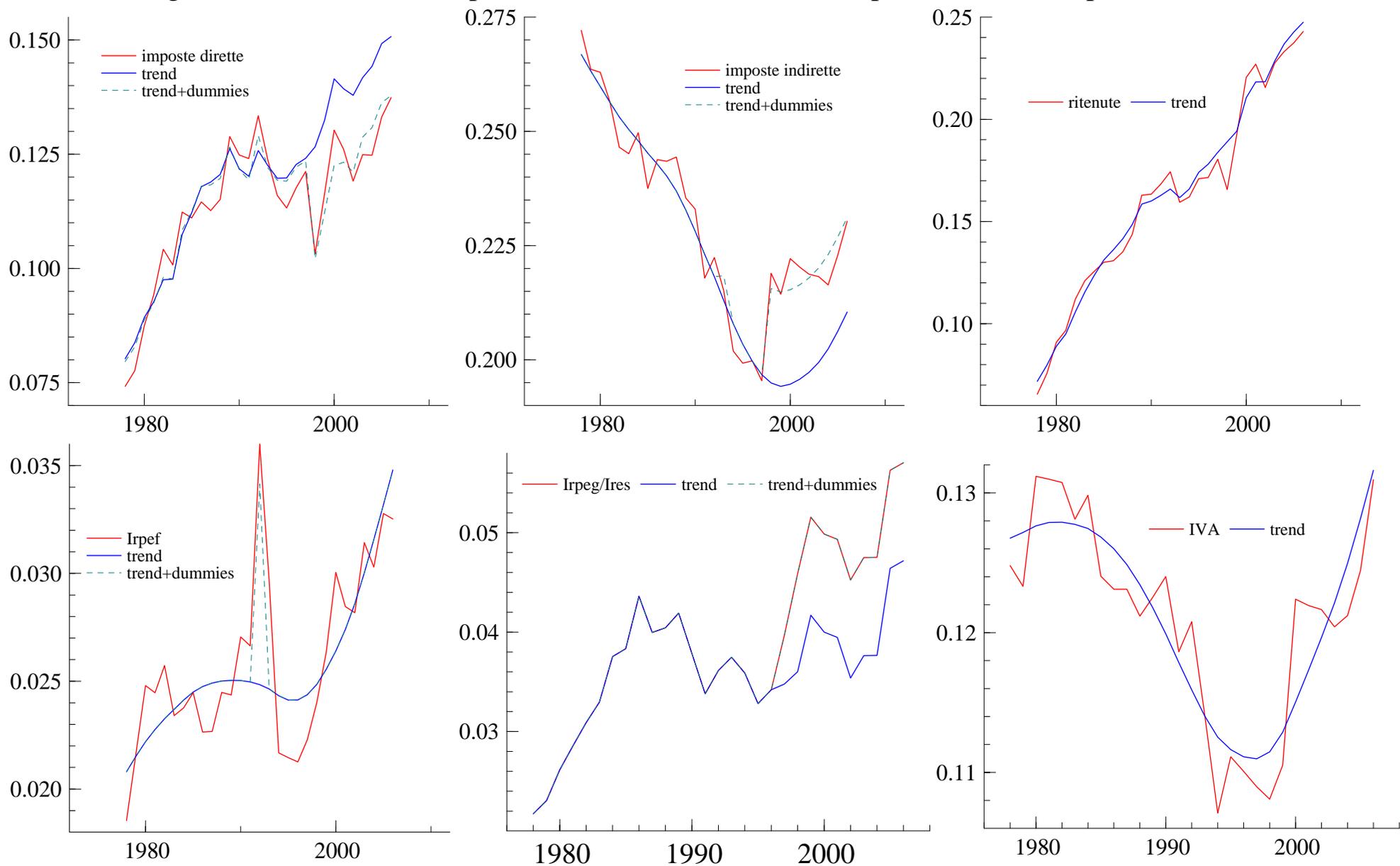
NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile

Fig.3e: Gettito tributario depurato delle misure una tantum e componente di trend



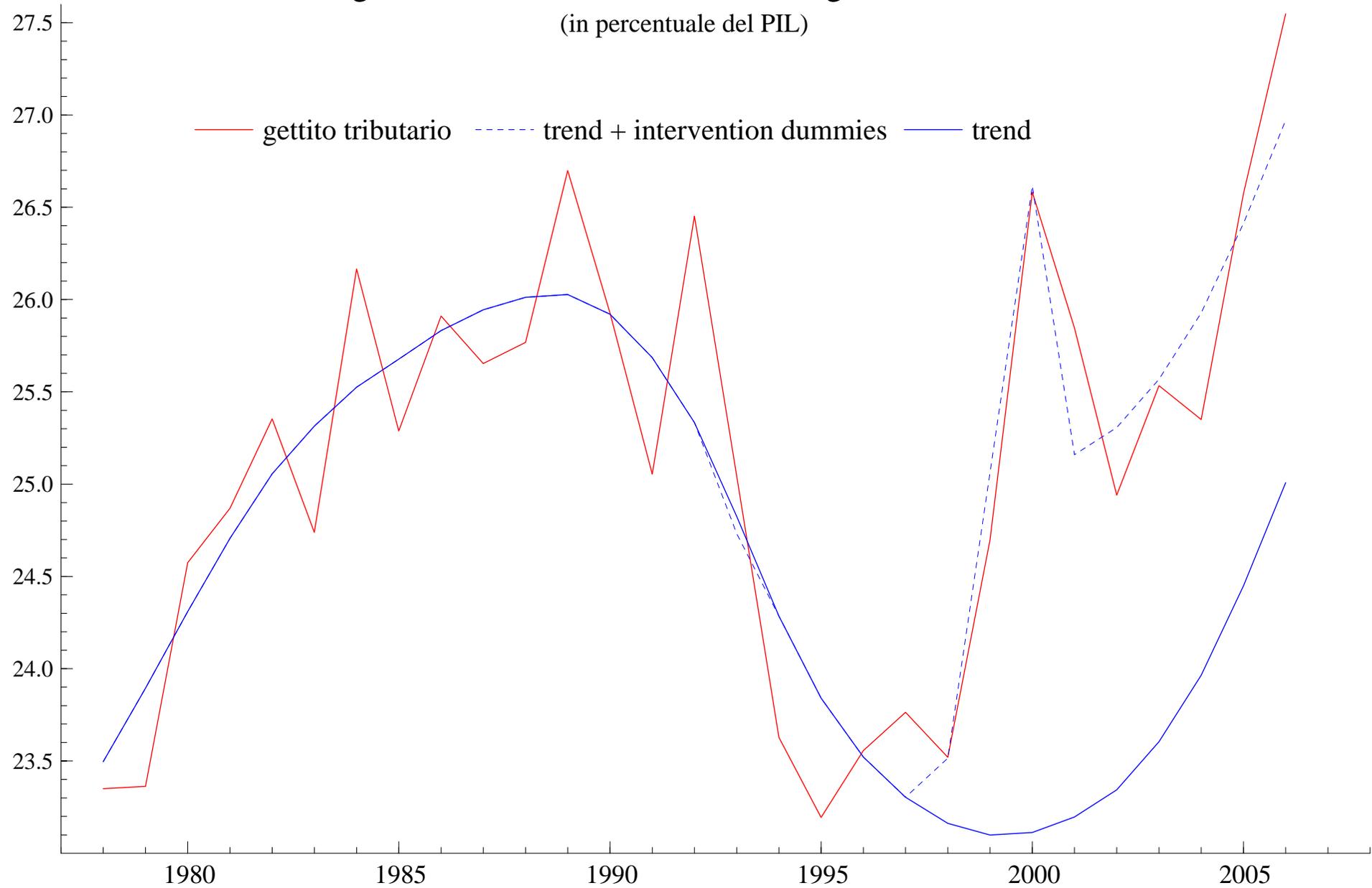
NB: le serie sono rappresentate in rapporto a una proxy della base imponibile

Fig.3f: Gettito tributario depurato delle misure una tantum e permanenti e componente di trend



NB: le serie sono espresse in rapporto a variabili macroeconomiche usate come proxy della base imponibile

Fig.4: Entrate tributarie "corrette" e gettito strutturale
(in percentuale del PIL)



NB: le serie sono corrette per le misure una tantum e gli interventi discrezionali.