



SAPIENZA  
UNIVERSITÀ EDITRICE

ANNALI DEL DIPARTIMENTO DI METODI  
E MODELLI PER L'ECONOMIA  
IL TERRITORIO E LA FINANZA

2019

**Direttore Responsabile - Director**

Alessandra De Rose

**Direttore Scientifico - Editor in Chief**

Roberta Gemmiti

**Curatrici del numero - Managing Editors**

Adriana Conti Puorger, Cristina Giudici

**Comitato Scientifico - Editorial Board**

Maria Giuseppina Bruno (Sapienza Università di Roma)

Adriana Conti Puorger (Sapienza Università di Roma)

Alessandra Faggian (The Ohio State University)

Francesca Gargiulo (Sapienza Università di Roma)

Roberta Gemmiti (Sapienza Università di Roma)

Cristina Giudici (Sapienza Università di Roma)

Ersilia Incelli (Sapienza Università di Roma)

Antonella Leoncini Bartoli (Sapienza Università di Roma)

Isabella Santini (Sapienza Università di Roma)

Marco Teodori (Sapienza Università di Roma)

Catherine Wihtol de Wenden (CERI-Sciences Po-CNRS Paris).

Copyright © 2019

**Sapienza Università Editrice**

Piazzale Aldo Moro 5 – 00185 Roma

[www.editricesapienza.it](http://www.editricesapienza.it)

[editrice.sapienza@uniroma1.it](mailto:editrice.sapienza@uniroma1.it)

Iscrizione Registro Operatori Comunicazione n. 11420

ISSN: 2385-0825

Pubblicato a dicembre 2019



Quest'opera è distribuita  
con licenza Creative Commons 3.0  
diffusa in modalità *open access*.

# POLITICHE DI BILANCIO E DEBITO PUBBLICO NELLA STORIA ITALIANA: UN MODELLO NON LINEARE

Are Italy's primary-surplus policies compatible with the sustainability of government debt? We address the question by examining historical budget data in post-unification Italy, over the 150 years from 1862 to 2012. Controlling for temporary output, temporary spending and world war-time periods in assessing whether primary surpluses significantly reacted to changes in debt, we find the following results: (i) the hypothesis of nonlinearity in the surplus-debt relationship significantly outperforms the hypothesis of linearity; (ii) there exists a threshold level in the debt-GDP ratio, approximately equal to 111%, above which Italian fiscal policy makers are concerned with corrective actions to avoid insolvency; (iii) the robustly positive reaction of primary surpluses to debt beyond the trigger point ensures fiscal sustainability.

*Keywords:* sostenibilità fiscale, debito pubblico, regole di politica fiscale, modelli non-lineari.

## 1. Introduzione

È un punto controverso, da molto tempo, se il debito pubblico italiano sia o meno su un percorso di sostenibilità. Come si può vedere nella Figura 1, nel corso della storia fiscale italiana, fatta eccezione per il periodo immediatamente successivo all'Unificazione (dal 1861 al 1863), un anno durante il periodo fascista (1926) e nei primi trentasei anni del secondo dopoguerra (dal 1946 al 1981), la dinamica del rapporto debito pubblico-PIL italiano ha mostrato un valore stabilmente al di sopra del 60%, il limite previsto dal Trattato di Maastricht.

La politica di bilancio italiana, storicamente, è stata coerente con una sostenibilità di tipo fiscale di lungo periodo? In questo lavoro esamineremo i dati di bilancio nell'Italia post-unitaria, e precisamente nei 150 anni successivi all'Unificazione dal 1862 al 2012, in modo da controllare le risposte degli avanzi primari a cambiamenti nel debito e testare eventuali reazioni di *policy* significativamente coerenti con la sostenibilità dello stesso. Seguendo la teoria del "tax smoothing" (Barro, 1979, 1986) controlliamo per i periodi delle guerre mondiali e per i gap nell'*output* e nella spesa pubblica temporanea.

In base a questa teoria, infatti, quando la spesa pubblica è temporaneamente elevata, per esempio a causa di guerre, e/o il livello di output è temporaneamente basso, a causa di recessioni, aumenti improvvisi delle aliquote fiscali necessari a garantire bilanci in equilibrio causerebbero distorsioni economiche non necessarie che influenzerebbero le scelte ottimali degli operatori economici riguardo a lavoro, output, consumo e investimento. Ne segue che il governo potrebbe ritenere ottimale lasciar aumentare il rapporto debito-PIL in periodi in cui i livelli di spesa sono temporaneamente alti e/o in periodi in cui i livelli di output sono temporaneamente bassi. Utilizzeremo metodi econometrici che controllano per la presenza di non-linearità potenziale. Dal punto di vista teorico, molti modelli di economia politica giustificano l'adozione di una prospettiva "non-lineare" in modo da verificare la posizione di politica fiscale di lungo periodo. Più nello specifico, secondo Alesina e Drazen (1991) e Bertola e Drazen (1993), la presenza di polarizzazione politica, gruppi socioeconomici con obiettivi distributivi differenti rispetto alla riduzione

---

\* Tor Vergata University of Rome

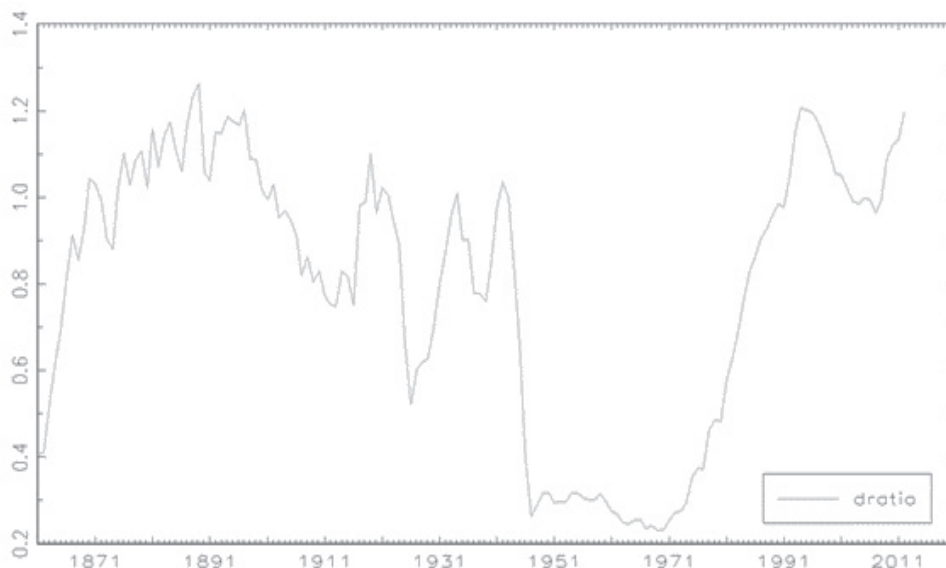
\*\* Sapienza University of Rome

della tassazione, e lo stallo politico riguardo a come il peso di una maggiore tassazione o di elevati tagli alla spesa dovrebbero essere allocati, potrebbero allentare l'applicazione di aggiustamenti di bilancio opportuni, fino ad un certo valore-soglia al quale, un'azione fiscale sufficientemente consolidata e pronunciata, ha una probabilità maggiore di verificarsi al fine di escludere i costi diffusi di una crisi del debito sovrano.

Troviamo i seguenti risultati. Primo, l'ipotesi di non-linearità nella relazione surplus-debito sembra attagliarsi meglio rispetto all'ipotesi di linearità, in accordo con la precedente struttura teorica di economia politica riguardo alle azioni fiscali posticipate. Secondo, esiste una forte evidenza riguardo al verificarsi di un livello soglia nel rapporto debito-PIL, secondo le nostre stime approssimativamente uguale al 111%, al di sopra del quale i *policy makers* italiani adottino misure correttive volte ad evitare l'insolvenza del debito. Terzo, esiste ancora un'importante evidenza riguardo all'esistenza di una reazione dell'avanzo primario al debito oltre tale valore soglia. Tale reazione è significativamente positiva e, pertanto, compatibile con le abituali condizioni di sostenibilità fiscale basate sul vincolo di bilancio pubblico intertemporale (Bohn, 1998, 2008).

L'articolo procede come segue. La Sezione 2 svolge una rapida rassegna della letteratura sulle strutture econometriche non-lineari ed espone la metodologia econometrica utilizzata in questo studio. La Sezione 3 descrive i dati storici, mentre la Sezione 4 presenta e discute i principali risultati empirici. La Sezione 5 trae le principali conclusioni.

Figura 1: Rapporto debito pubblico-PIL italiano nel periodo 1861-2012.



## 2. Review della letteratura e individuazione del modello

Al fine di valutare empiricamente l'esistenza della sostenibilità fiscale, in questo lavoro utilizzeremo i modelli *smooth transition regression* (STR) proposti nei fondamentali lavori di Teräsvirta (1994, 1998, 2004) e Teräsvirta et al. (2010). Questa tipologia di modelli rappresenta uno strumento efficace per testare l'ipotesi di linearità nella politica fiscale contro l'ipotesi alternativa di non-linearità. Andando nello specifico, il modello STR è basato su uno *switching mechanism* che consente il passaggio da una fase

economica ad un'altra, a seconda di un preciso valore soglia. Nell'approccio STR la transizione al nuovo stato dell'economia non avviene in modo repentino, come nei modelli di *regime switching regression* (cfr. Maddala, 1986, per una rassegna sui modelli di regressione cosiddetti "switching"). A tal proposito, utilizziamo una funzione logistica in modo tale da combinare le variabili di transizione e conferire una certa *smoothness* al meccanismo dinamico.

Il sottostante ragionamento generale per l'adozione di un approccio STR è che, di solito, poichè le variabili economiche non rispondono immediatamente alle mutate condizioni economiche in corso, i fenomeni economici sono persistenti nel tempo. L'utilizzo di modelli STR è di fondamentale importanza quando il principale obiettivo è quello di analizzare la questione della sostenibilità fiscale di lungo periodo. Simili modelli, infatti, consentono di tenere in considerazione l'eventuale verificarsi di un meccanismo ritardato di ritorno al valore medio in dinamiche di debito indotto da una stabilizzazione posticipata nel tempo. Ciò risulta cruciale, nel nostro caso, per la valutazione della reazione degli avanzi primari all'accumulazione di debito e, conseguentemente, poter testare l'ipotesi di solvibilità dello stato nel lungo periodo.

Il nostro modello empirico, pertanto, assume la seguente forma:

$$s_t = \phi' \mathbf{z}_t + \theta' \mathbf{z}_t G(\gamma, c, b_{t-1}) + u_t, \quad (1)$$

$$G(\gamma, c, b_{t-1}) = \left( 1 + \exp \left\{ -(\gamma \hat{\sigma}_b^K) \prod_{k=1}^K (b_{t-1} - c_k) \right\} \right)^{-1}, \quad (2)$$

dove  $s_t$  denota il rapporto avanzo-PIL nel periodo

$t$ ,  $t = 1, \dots, T$ ,  $\mathbf{z}_t = (\mathbf{w}_t', \mathbf{x}_t')$  rappresenta un vettore di variabili esplicative,  $\mathbf{w}_t = (1, s_{t-1}, \dots, s_{t-p})$  e

$\mathbf{x}_t = (b_{t-1}, D_{WWI}, D_{WWII}, \tilde{y}_t, \dots, \tilde{y}_{t-r}, \tilde{g}_t, \dots, \tilde{g}_{t-q})$ , che contiene determinanti addizionali di  $s_t$ , in particolare il rapporto avanzo primario-PIL del periodo precedente  $b_{t-1}$ , variabili *dummies* riferite alla Prima e Seconda Guerra Mondiale,

$D_{WWI}$  and  $D_{WWII}$ , rispettivamente, e misure di *output* temporaneo  $\tilde{y}_t$  e della spesa pubblica temporanea

$\tilde{g}_t$ ;  $\phi = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_m)$  e  $\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_m)$  indicano i vettori dei coefficienti di regressione; supponiamo

inoltre che i residui  $u_t$  siano variabili casuali i.i.d.  $(0, \sigma^2)$ ;  $G(\gamma, c, b_{t-1})$  è una funzione di transizione logistica, limitata tra 0 e 1, che dipende dalla variabile di transizione  $b_{t-1}$ , dallo *slope parameter*  $\gamma > 0$

standardizzato rispetto alla potenza  $K$  della deviazione standard campionaria di  $b_{t-1}$ ,  $\hat{\sigma}_b^K$ , e da un vettore di "parametri soglia"  $c = (c_1, \dots, c_K)$ , con  $c_1 \leq \dots \leq c_K$ .

Coerentemente con quanto riportato da Teräsvirta (1994, 1998, 2004), testare la presenza di linearità contro il modello STR richiede l'adozione di una regressione ausiliaria, ottenuta da un'approssimazione di Taylor del terzo ordine della funzione di transizione (2) in (1) attorno all'ipotesi nulla di linearità data da  $\gamma = 0$ , della forma:

$$s_t = \beta_0' \mathbf{z}_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j' \tilde{\mathbf{z}}_j b_{t-1}^j + u_t^*, \quad (3)$$

dove  $\mathbf{z}_t = (1, \tilde{\mathbf{z}}_t')$  e dove  $(\tilde{\mathbf{z}}_t)$  corrisponde al vettore delle covariate al tempo  $t$  senza intercetta mentre  $u_t^*$  è funzione di  $u_t$ . Da (3), l'ipotesi di linearità è data da:

$$H_{01} : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0. \quad (4)$$

Sotto  $H_{01}$ , il test statistico si distribuisce approssimativamente come una legge F con  $3m$  e  $T-4m-1$  gradi di libertà. Nel caso di rifiuto di  $H_{01}$ , la regressione (3) può essere utilizzata per selezionare il valore di  $K$  in (2) e seguendo la sequenza del test data da:

$$H_{04} : \beta_3 = 0, \quad (5)$$

$$H_{03} : \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0, \quad (6)$$

$$H_{02} : \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0. \quad (7)$$

Il rifiuto di  $H_{04}$  conduce a  $K = 1$  con un valore-limite diverso da zero; il rifiuto di  $H_{03}$  porta a  $K = 2$ ; il rifiuto di  $H_{02}$  porta a  $K = 1$  con un valore-limite pari a zero.

### 3. Dati storici

I dati storici annuali relativi al bilancio del governo centrale e al PIL in termini nominali provengono da Fratianni e Spinelli (2001) per il periodo 1861-1998 e dal *Rapporto Annuale di Banca d'Italia* per gli anni 1999-2012. Abbiamo invece ottenuto i dati sul PIL in termini reali dal database di Maddison.

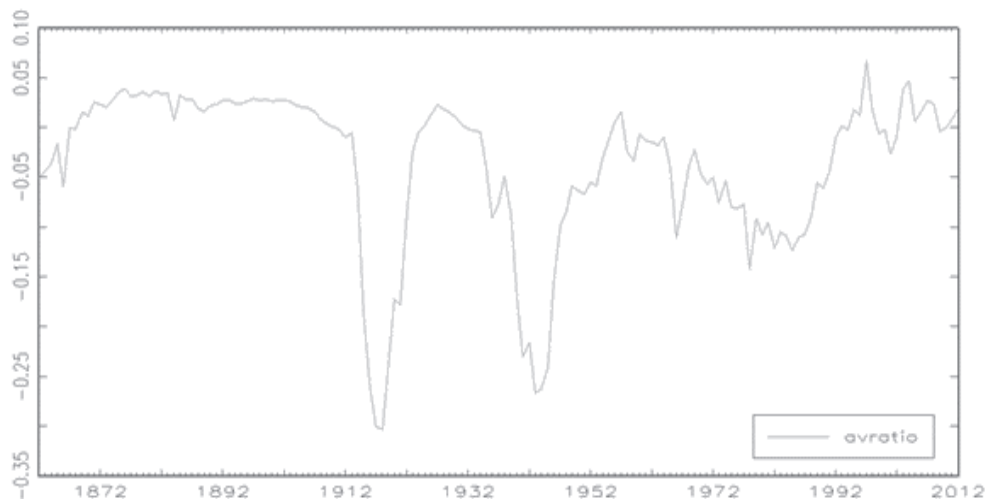
Abbiamo calcolato la serie del rapporto debito-PIL  $b_t$  dividendo il debito nominale di fine periodo per il PIL nominale. La Figura 1 mostra l'andamento storico del rapporto debito-PIL. Dopo l'accorpamento dei debiti degli Stati pre-unitari svolta dal Ministro delle Finanze Pietro Bastogi nel 1861 si verificarono aumenti sostenuti nel debito a causa di politiche fiscali espansive necessarie a finanziare infrastrutture e ferrovie per il Nuovo Regno appena formatosi sebbene mitigati parzialmente da consolidamenti attraverso riforme fiscali introdotti dalla Destra Storica, dal 1870 al 1873 (Plebano, 1960; Toniolo, 1992). Il rapporto debito-PIL continuò a salire durante il periodo della cosiddetta Sinistra Storica dal 1876 al 1896 sia a causa di notevoli incrementi negli investimenti pubblici che portarono, tra l'altro, alla costituzione della acciaieria di Terni nel 1884, sia a causa della riorganizzazione dell'emissione monetaria del 1893 (Pecorari, 1994). Inoltre le spese militari aumentarono in seguito al finanziamento delle campagne in Etiopia e nella Baia di Assab ad opera del Governo Crispi (Pecorari, 2005). Tuttavia le voci di spesa che portarono nel 1897 il debito a superare il 116% sono connesse ai grandi interventi infrastrutturali, come le opere pubbliche romane, il risanamento di Napoli, l'ampliamento della rete ferroviaria e l'acquisto da parte dello Stato degli impianti e della stessa rete ferroviaria (Bonelli, 1978). L'età giolittiana si caratterizzò per una forte crescita economica con un conseguente aumento del PIL pari al 58% nei quindici anni compresi tra il 1897 e il 1913 ed una relativa caduta del debito di 41 punti percentuali (Fenoaltea, 2012).

I picchi positivi sono successivamente dominati dai periodi in concomitanza con le due guerre mondiali. Di lì in poi, espansioni del debito sono chiaramente osservabili durante gli Anni Ottanta e i primi Anni Novanta, a seguito del cosiddetto "divorzio" tra il Tesoro e la Banca d'Italia nel 1981, che eliminò l'obbligo per la Banca Centrale di acquistare Buoni del Tesoro rimasti invenduti mediante asta, e durante la Grande Recessione scoppiata nel 2007.

Abbiamo poi calcolato la serie degli avanzi primari  $s_t$  dividendo la differenza tra i ricavi e le spese nominali al netto dei tassi di interesse da pagare sul debito per il PIL nominale. La Figura 2 espone l'andamento storico del rapporto tra avanzo primario e PIL. I picchi negativi coincidono con i periodi relativi alle due guerre mondiali. Aumenti positivi sono particolarmente visibili dal 1869 al 1876 durante il periodo della Destra Storica, dal 1922 al 1927 durante il periodo fascista, dal 1952 al 1957 durante la *Golden age* dal 1991 al 1997 durante il periodo di Maastricht, dal 2002 al 2004 durante il secondo Governo Berlusconi, e dal 2006 al 2008 durante l'ultimo Governo Prodi.

Abbiamo seguito Mendoza e Ostry (2008) per ricavare la componente ciclica dell'output e della spesa. Nello specifico, abbiamo ricavato la spesa temporanea  $\tilde{g}_t$  e l'output temporaneo  $\tilde{y}_t$  eliminando il trend del rapporto spesa pubblica-PIL e del tasso di crescita del PIL reale utilizzando il filtro di Hodrick-Prescott (HP).

Figura 2: Rapporto avanzo primario-PIL italiano, 1862-2012.



#### 4. Risultati empirici

Test lineari contro la specificazione non-lineare STR dati da (1)-(2) sono riportati in Tabella 1. Abbiamo fissato  $p = 2$  e  $q = r = 1$  in modo da ottenere ritardi coerenti con una struttura nonlineare parsimoniosa, ed inoltre compatibile con i test di errata specificazione del modello indicati da Teräsvirta (2004).

Tabella 1: Test di linearità contro il modello STR, 1862-2012

Ipotesi:	Variabile di transizione: $b_{t-1}$
$H_{01}$	$2.180 \times 10^{-4}$
$H_{04}$	0.316
$H_{03}$	0.002
$H_{02}$	0.002

Note: p-Values degli F-test (4)-(7).

Si può osservare come l'ipotesi di non-linearità nell'andamento seguito dalla politica fiscale si adatti decisamente meglio rispetto a quella di linearità.



Tabella 2: Risultati delle regressioni nonlineari, 1862-2012

Variabile dipendente: $S_t$	Valore iniziale	Valore stimato	p-value
<i>- parte lineare -</i>			
costante	0.003	0.002	0.713
$S_{t-1}$	1.206	1.206	$-10^{-6}$
$S_{t-2}$	-0.264	-0.265	-0.000
$b_{t-1}$	-0.003	-0.002	0.734
$D_{WWI}$	-0.021	-0.020	0.713
$D_{WWII}$	-0.018	-0.018	0.013
$\tilde{y}_t$	-0.008	-0.008	0.776
$\tilde{y}_{t-1}$	0.036	0.036	0.266
$\tilde{g}_t$	-0.865	-0.870	$<10^{-6}$
$\tilde{g}_{t-1}$	0.967	0.966	$<10^{-6}$
<i>- parte nonlineare - (variabile di transizione: <math>b_{t-1}</math>)</i>			
Costante	-0.048	-0.048	0.024
$S_{t-1}$	-0.975	-0.972	0.005
$S_{t-2}$	0.482	0.472	0.039
$b_{t-1}$	0.054	0.053	0.020
$D_{WWI}$	0.021	0.020	0.021
$D_{WWII}$	0.018	0.018	0.013
$\tilde{y}_t$	0.213	0.214	0.128
$\tilde{y}_{t-1}$	0.252	0.250	0.095
$\tilde{g}_t$	0.474	0.443	0.090
$\tilde{g}_{t-1}$	-0.896	-0.902	0.005
$\gamma$	5.380	5.381	0.063
$c_1$	0.264	0.259	$-10^{-6}$
$c_2$	1.118	1.107	$-10^{-6}$
$\bar{R}^2 = 0.96$			

Note: Stime del modello STR (1)-(2) con dati annuali (1)-(2); le stime sono ottenute seguendo l'algoritmo iterativo BFGS quasi-Newton (Hendry, 1995; Teräsvirta, 2004); i ritardi  $p = 2$  e  $q = r = 1$  sono selezionati al fine di ottenere un modello nonlineare parsimonioso coerente con i test di errata specificazione del modello (Teräsvirta, 2004);

$\bar{R}^2$  = goodness of fit.

In particolare, il rifiuto di  $H_{01}$  e  $H_{03}$ , chiaramente, supporta il modello STR con  $K = 2$ . Il modello viene stimato attraverso il metodo di verosimiglianza condizionale utilizzando l'algoritmo iterativo BFGS quasi-Newton (Hendry, 1995; Teräsvirta, 2004). Si noti come il modello risulti lineare nei parametri quando  $(\gamma, c_1, c_2)$  sono fissi nella funzione di transizione. Successivamente, eseguiamo una "grid search" in modo da selezionare i valori iniziali per la stima che minimizzano la somma dei quadrati dei residui. Otteniamo

quindi  $\gamma = 5.380$ ,  $c_1 = 0.264$ , e  $c_2 = 1.118$  come valori iniziali. Il valore di  $\gamma$  stimato relativamente basso suggerisce una transizione considerevolmente “morbida” (*smoothed*) verso un nuovo regime.

Tabella 3: *Statistiche di controllo di robustezza, 1862-2012.*

Autocorrelazione seriale	AR(1)=[0.620], AR(2)=[0.565]
Eteroschedasticità	ARCH(1)=[0.348], ARCH(2)=[0.323]
Nonlinearità rimanente	$H_{01} = [0.115]$ , $H_{04} = [0.404]$ , $H_{03} = [0.576]$ .

Note: AR( $i$ ) = Test del moltiplicatore di Lagrange (LM) per la presenza di correlazione seriale nei residui (Godfrey, 1988; Teräsvirta, 2004) fino all'ordine  $i$ ; ARCH( $i$ ) = test LM per l'eteroschedasticità condizionale autoregressiva (ARCH) nei residui (Engle, 1982) fino all'ordine  $i$ ; i test di tipo LM di nonlinearità residua usano la regressione ausiliaria  $s_t = \beta'_0 \mathbf{z}_t + \theta' \mathbf{z}_t G(\gamma, c, b_{t-1}) + \sum_{j=1}^3 \beta'_j \tilde{\mathbf{z}}_j b_{t-1}^j + u_t^*$  (Teräsvirta, 2004) e verificano l'ipotesi  $H_{01}: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ ,  $H_{04}: \beta_3 = 0$ ,  $H_{03}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$ ,  $H_{02}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$ ; [ ] = p-values degli F-test.

I risultati delle regressioni sono riportati in Tabella 2, mentre le statistiche relative ai controlli di robustezza sono in Tabella 3. Come si può vedere, nella parte lineare della funzione di policy stimata, il coefficiente di regressione riferito al rapporto debito-PIL ritardato  $b_{t-1}$  non è significativo per valori convenzionali (-0.002, con p-value 0.734). La spesa pubblica temporanea entra negativamente e in modo significativo nella relazione (-0.870, con p-value =  $<10^{-6}$ ), fornendo in tale contesto supporto empirico alla teoria del “tax-smoothing”. Poichè l' *output* temporaneo  $\tilde{y}_{t-1}$  presenta una correlazione positiva (0.036, con p-value = 0.266), sembra si verifichino misure di politica fiscale anticicliche, anche se non in modo significativo rispetto ai valori convenzionali. Le variabili *dummies*  $D_{WWI}$  and  $D_{WWII}$  sono significativamente negative (-0.020, -0.018, con p-value = 0.713, 0.013, rispettivamente), sottendendo quindi che, in media, si osserva un effetto negativo dell'avanzo primario di bilancio al netto dell'impatto delle restanti variabili (*coeteris paribus*).

D'altra parte, nella parte non-lineare, il coefficiente di regressione  $b_{t-1}$  diventa positivo e altamente significativo (0.053, con p-value = 0.020).

In tale regime fiscale alternativo, il grado di *tax smoothing* dovuto alla spesa temporanea  $\tilde{g}_t$  decresce di 0.443 (con p-value = 0.090). Ciò sembra essere coerente con l'accresciuta preoccupazione di politica di bilancio sulla stabilizzazione del debito pubblico.

Le correzioni al rialzo negli avanzi primari sono generate sopra un valore di debito di  $c_2$ , approssimativamente uguale al 111% (1.107, con p-value =  $10^{-6}$ ). Il valore relativamente basso di  $\gamma$  (5.381) implica una lunga transizione da un regime fiscale all'altro. Come suggerisce Teräsvirta (2004), tuttavia, a causa della mancanza di informazione e del fatto che il modello STR è identificato soltanto sotto l'ipotesi alternativa di linearità, il p-value (0.063) che ne deriva non può essere inteso come un test affidabile dell'ipotesi  $\gamma=0$ .

La tabella 3 mostra come nell'equazione stimata la componente residuale non presenti nè autocorrelazione seriale nè eteroschedasticità. Non rimane alcun tipo di nonlinearità nè, sulla base dei test LM-ARCH, vi è evidenza di una errata specificazione del modello.

I principali risultati trovati, pertanto, confermano la presenza di nonlinearità nella relazione surplus-debito. Da una prospettiva di policy, l'avanzo di bilancio primario reagisce positivamente all'accumulazione di debito, nonostante l'azione fiscale sembri essere eccessivamente ritardata. I nostri risultati sono coerenti sia con Bertola e Drazen (1993) che con quelli trovati da Bohn (1995, 1998). Di conseguenza, forniscono ampio supporto empirico all'ipotesi di sostenibilità di lungo periodo per quanto concerne la condotta di politica fiscale.

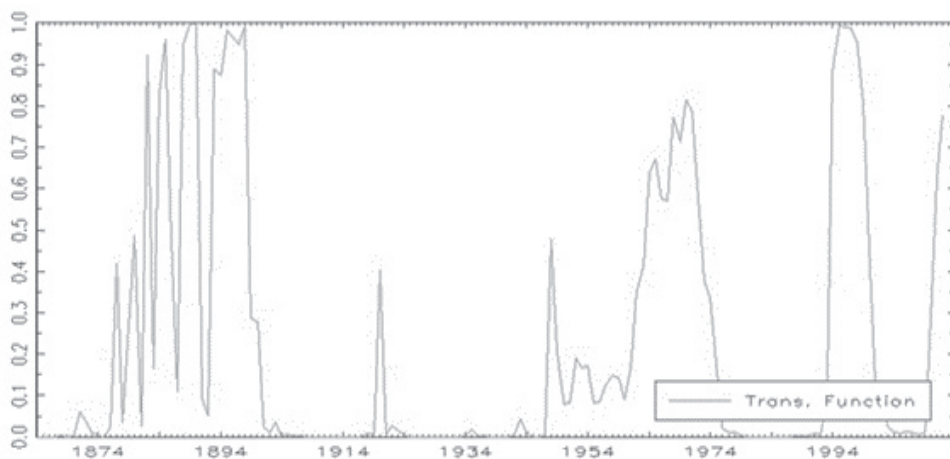
In particolare, per il modello qui esaminato, i coefficienti sul debito ritardato stimati e le componenti autoregressive del rapporto avanzo primario-PIL forniscono una stima della reazione di lungo periodo del rapporto avanzo primario-PIL nel regime di debito alto pari a

$$0.053 / [1 - (1.206 - 0.972) - (-0.265 + 0.472)] \approx 0.095$$

In altre parole, partendo dal valore soglia del debito di 111%, un aumento nel rapporto debito-PIL, diciamo, di 10 punti percentuali, dà luogo ad un aumento permanente del rapporto avanzo primario-PIL di circa 0.95 punti percentuali. La sostenibilità di lungo termine delle finanze pubbliche italiane è preservata proprio da una tale risposta di policy al di sopra del valore-soglia.

La Figura 3 mostra la funzione di transizione nel tempo, e ci aiuta ad identificare meglio, rispetto alla figura 2, i periodi di maggiore espansione o contrazione nel rapporto surplus-PIL. Picchi espansivi negli avanzi primari sono particolarmente visibili durante il periodo della Destra Storica e durante gli anni immediatamente successivi all'Unificazione e alla riorganizzazione dell'offerta di moneta, con la creazione della Banca d'Italia nel 1894 (cfr. Pecorari, 1994). Un lungo periodo di contrazione dell'avanzo primario si fa risalire agli anni successivi alla crisi del 1907, inclusa la Prima Guerra Mondiale. Dopodiché troviamo un periodo di breve espansione congiuntamente al periodo fascista e al ben noto aggancio del tasso di cambio a 90 della Lira con la sterlina inglese. Successivamente si verificò un lungo periodo di contrazione, fino alla stabilizzazione della Lira nel 1947. Un'ulteriore lunga fase di contrazione si colloca tra la prima crisi petrolifera e i problemi di bilancio dei primi Anni Novanta. Al contrario, periodi espansivi pronunciati si evidenziano durante l'Età Aurea, in preparazione all'adesione dell'Italia all'Eurosistema, e nel periodo successivo alla Grande Recessione.

Figura 3: Funzione di transizione nel tempo



## 5. Conclusioni

Le politiche italiane di avanzo primario sono in linea con la sostenibilità del debito sovrano, una volta adottato un approccio non-lineare nel corso degli ultimi 150 anni della storia fiscale italiana. Nello specifico, controllando per i periodi relativi alle due guerre mondiali, la spesa e l' *output* temporanee seguendo i principi della teoria *tax-smoothing* (Barro, 1979,1986), abbiamo innanzitutto trovato una significativa evidenza in favore dell'ipotesi di non linearità nella funzione di risposta del rapporto avanzo primario-debito rispetto a quella di linearità. Inoltre, i nostri risultati empirici, basati sull'approccio STR al fine di dedurre la possibilità di ritardi nell'adeguamento fiscale che escludono l'insolubilità del governo, indicano l'esistenza di un valore-limite nel rapporto debito-PIL, individuato attorno al 111%, oltre il quale i *policy makers* italiani in materia fiscale hanno intrapreso misure correttive robuste. In virtù di questa reazione positiva degli avanzi primari al di sopra di tale valore, concludiamo col dire che la politica di bilancio italiana è situata su un percorso di sostenibilità.

## Bibliografia

- ALESINA A., DRAZEN, A. (1991), Why are stabilizations delayed?, *American Economic Review*, 81, 1170-1188.
- BARRO R. J. (1979), On the determination of public debt, *Journal of Political Economy*, 87, 940-971.
- BARRO R. J. (1986), U.S. deficits since World War I, *Scandinavian Journal of Economics*, 88, 195-222.
- BERTOLA G., DRAZEN, A. (1993), Trigger points and budget cuts: explaining the effects of fiscal austerity, *American Economic Review*, 83, 11-26.
- BOHN H., The sustainability of budget deficits in a stochastic economy, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27 (1995), 257-271.
- BOHN H. (1998), The Behavior of U.S. public debt and deficits, *Quarterly Journal of Economics*, 113, 949-963.
- BOHN H. (2008), The sustainability of fiscal policy in the United States, Neck R., Sturm J., *Sustainability of Public Debt*, MIT Press, Cambridge, 15-49.
- BONELLI F. (1978), Il capitalismo italiano. Linee generali d'interpretazione, *Storia d'Italia. Annali, I, Dal feudalesimo al capitalismo*, Einaudi, Torino, 1195-1255.
- ENGLE R. F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation, *Econometrica*, 50, 987-1007.
- FENOALTEA S. (2012), The growth of the Italian economy, 1861-1913: the expenditure side re-(and de)-constructed, *Rivista di storia economica*, XXVIII, 2, 285-318.
- FRATIANNI M., SPINELLI F. (2001), *Storia monetaria d'Italia*, ETAS, Milano.
- GODFREY L. G. (1988), *Misspecification tests in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HENDRY D. (1995), *Dynamic econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- MADDALA G. S. (1986), *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- MENDOZA E. G., OSTRY J. D. (2008), International evidence on fiscal solvency: is fiscal policy 'responsible'? *Journal of Monetary Economics*, 55, 1081-1093.
- PECORARI P. (1994), *La fabbrica dei soldi. Istituti di emissione e questione bancaria in Italia (1861-1913)*, Pàtron, Bologna 1994.
- PECORARI P. (2005), *L'Italia economica. Tempi e fenomeni del cambiamento (1861-2000)*, Cedam, Padova.
- PLEBANO A. (1960), *Storia della finanza italiana nei primi quaranta anni dell'unificazione, I-III*, Cedam, Padova.
- TERÄSVIRTA T. (1994), Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models, *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-218.

- TERÄSVIRTA T. (1998), Modelling economic relationships with smooth transition regressions, in ULLAH A., GILES D. E., *Handbook of applied economic statistics*, Marcel Dekker, New York.
- TERÄSVIRTA T. (2004), Smooth transition regression modeling, in LUTKEPOHL H., KRATZIG M., *Applied time series econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- TERÄSVIRTA T., TJØSTHEIM D., GRANGER C. W. J., (2010), *Modelling nonlinear economic time series*, Oxford University Press, Oxford.
- TONIOLO G. (1992), *Storia economica dell'Italia liberale (1850-1918)*, Il Mulino, Bologna.