

RAPPORTO CER

Aggiornamenti

17 Settembre 2010

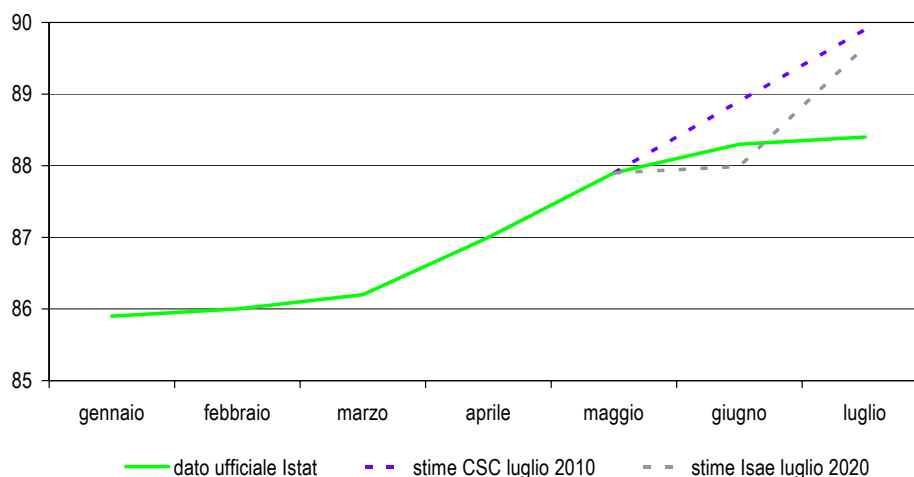
L'ECONOMIA ITALIANA HA GIÀ SUPERATO UN PUNTO DI MASSIMO CICLICO?

I dati diffusi dall'Istat lo scorso venerdì suscitano qualche preoccupazione sulle prospettive di brevissimo termine dell'economia italiana. La produzione ha registrato a luglio un rallentamento inatteso e ciò potrebbe compromettere i risultati della seconda parte dell'anno, oltre che indebolire il trascinarsi sul 2011. Inoltre, la crescita del Pil nel primo semestre 2010 è rimasta considerevolmente al di sotto di quella degli altri paesi europei. La buona congiuntura del settore industriale non è sufficiente a sostenere il processo di crescita. L'evidenza econometrica segnala infatti per l'Italia un indebolimento del traino esercitato dal settore industriale sulla più generale dinamica del Pil.

A luglio la produzione industriale ha registrato in Italia un brusco quanto inatteso rallentamento. L'Istat certifica un livello dell'indice destagionalizzato pari a 88,4, con un incremento dello 0,1 per cento su giugno. Le stime della Confindustria¹ e dell'Isae² prospettavano invece un aumento, rispettivamente, dell'1,2 e dell'1,9 per cento.

ITALIA: ANDAMENTI EFFETTIVI E STIMATI DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE NEL 2010 (indice destagionalizzato)

Grafico 1



Il dato di luglio non necessariamente segnala un'inversione della tendenza espansiva in atto dal marzo 2009. Ma certo si rafforza l'ipotesi che l'economia italiana possa aver già superato

¹ CSC, Centro studi, Indagine rapida sulla produzione industriale, 29 luglio 2010.

² Isae, Le previsioni Isae sulla produzione industriale, Comunicato stampa, 6 agosto 2010.

una prima fase di massimo ciclico, dopo la grande recessione del 2008-2009. Anche perché il rallentamento della produzione interessa anche gli altri paesi europei, Germania compresa. In Italia, come in Europa, l'attenuazione della fase ciclica potrebbe dunque aver preso avvio già nel terzo trimestre, mentre l'aspettativa generale era che essa si sarebbe verificata solo a partire dal quarto trimestre. Sulla base di quest'ultima assunzione è stata costruita anche la previsione del Rapporto 2/2010.

Se l'anticipo del rallentamento ciclico trovasse conferma nei prossimi dati e con questa intensità, la previsione di crescita del Pil subirebbe, in termini inerziali, un ridimensionamento di circa mezzo punto.

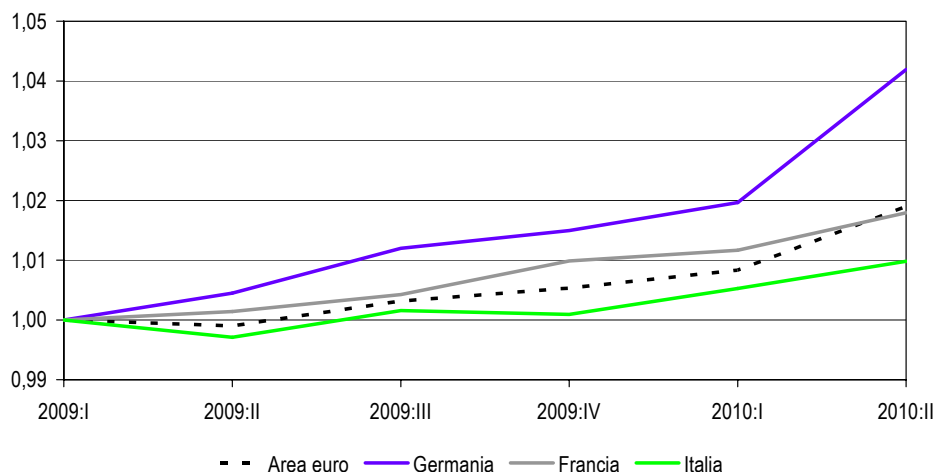
Questo è un fattore di preoccupazione, dal momento che nei passati mesi, di congiuntura favorevole i progressi realizzati dalla nostra economia sono stati limitati, come rivela il confronto con gli altri paesi europei.

Tra il primo trimestre 2009 e il secondo trimestre 2010, il Pil italiano è aumentato cumulativamente dell'1 per cento. Nello stesso periodo, il Pil della Germania è cresciuto del 4,2 per cento e quello della Francia dell'1,8 per cento. Nella media europea, escludendo l'Italia, l'incremento è stato del 1,9 per cento.

ITALIA E ALTRI PAESI EUROPEI: VARIAZIONI CUMULATE DEL PIL

Grafico 2

(2009:I = 1)

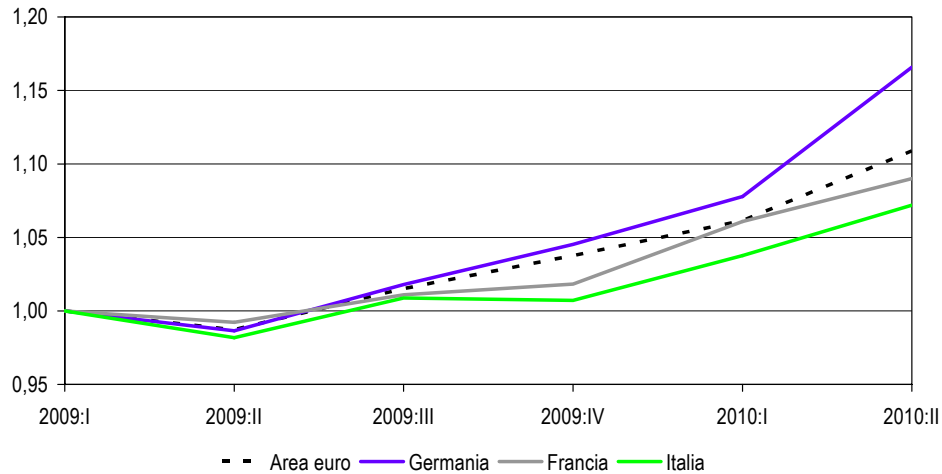


Nonostante la buona congiuntura che ha caratterizzato il settore industriale per tutta la prima parte dell'anno, uno degli elementi che determina lo svantaggio relativo dell'Italia è l'andamento delle esportazioni. Per esse osserviamo incrementi cumulati del 17 per cento in Germania, dell'11 per cento nella media europea, del 9 per cento in Francia e solo del 7,2 per cento in Italia.

**ITALIA E ALTRI PAESI EUROPEI:
VARIAZIONI CUMULATE DELLE ESPORTAZIONI**

Grafico 3

(2009:I = 1)

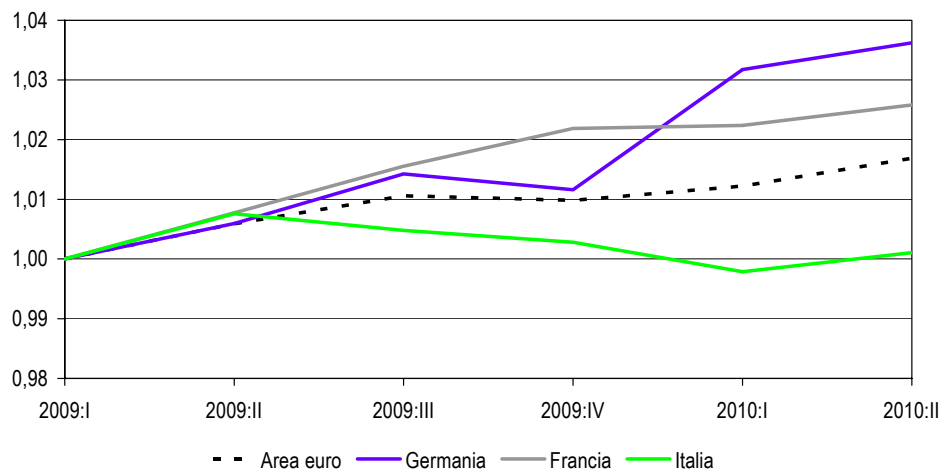


Un elemento di freno alla crescita italiana sono i consumi pubblici, che solo in Italia sono fermi sul livello del primo trimestre 2009 e che solo in Italia hanno registrato una variazione nulla nel primo semestre 2010. Questo conferma come il nostro sia uno dei paesi che, in Europa, ha meno utilizzato in chiave anticiclica la leva di bilancio.

**VARIAZIONI CUMULATE DEI CONSUMI
DELLA PA IN ITALIA E ALTRI PAESI EUROPEI**

Grafico 4

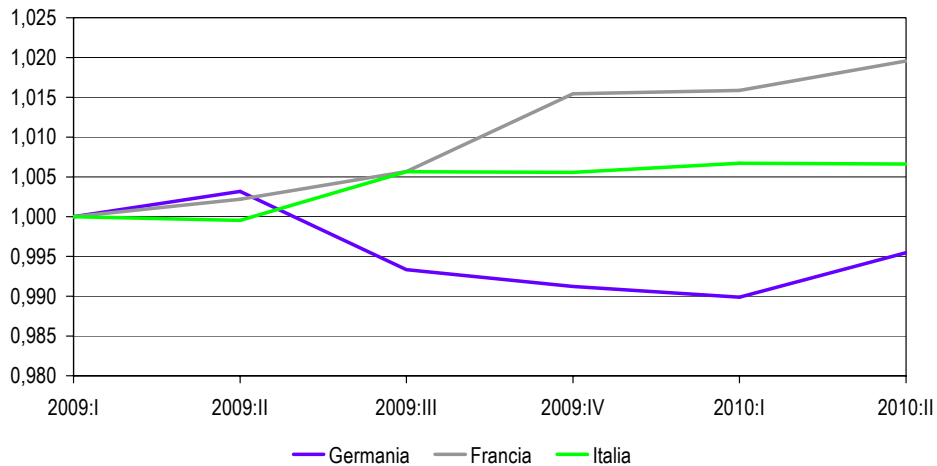
(2009:I = 1)



Per quanto riguarda la spesa delle famiglie, questa è collocata, con un incremento dello 0,7 per cento, a metà strada fra i risultati di Francia (+2 per cento) e Germania (-0,5 per cento).

SPESA DELLE FAMIGLIE
(2009:I = 1)

Grafico 5

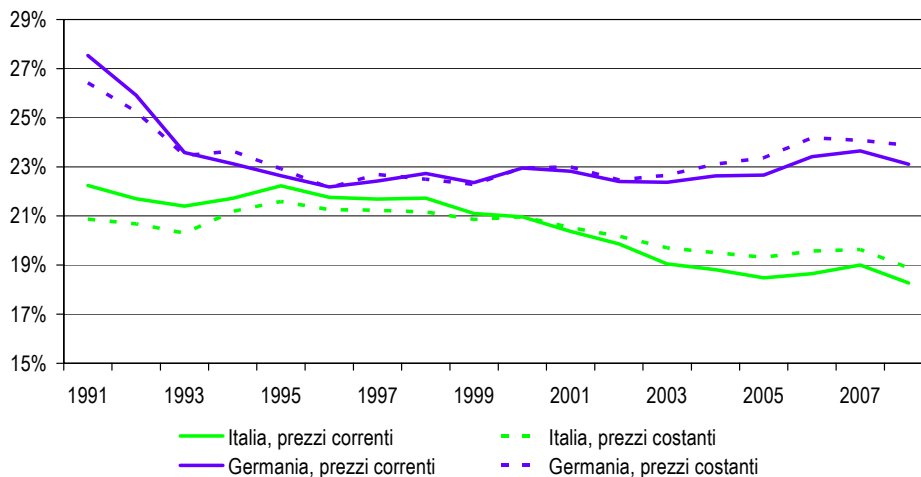


Nel complesso, gli ultimi dati confermano il profilo che da qualche tempo identifica la nostra economia: la spesa delle famiglie ristagna (a differenza di quanto osservato in Francia) e le esportazioni offrono un contributo limitato alla crescita (senza cioè attivare quel modello export-led caratteristico della Germania).

Quest'ultimo aspetto ha probabilmente a che fare con il progressivo restringimento della base industriale, piuttosto che con una perdita di qualità delle nostre produzioni manifatturiere. Rispetto alla Germania, l'altra grande economia manifatturiera d'Europa, è molto più accentuata la perdita di peso del valore aggiunto dell'industria sul totale dell'economia. Inoltre, sempre in confronto alla Germania, si rileva una assai minore dinamicità delle produzioni ad elevato contenuto tecnologico.

ITALIA E GERMANIA: PESO DEL SETTORE MANIFATTURIERO
(% del valore aggiunto)

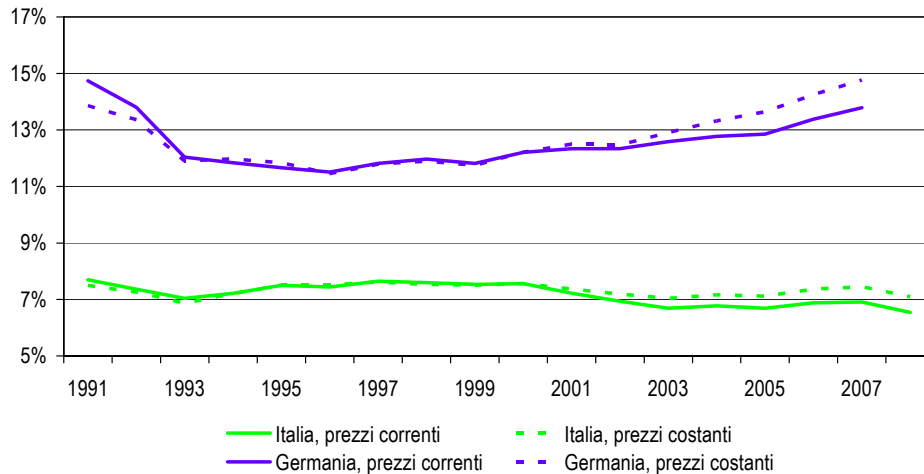
Grafico 6



ITALIA E GERMANIA: PESO DEI COMPARTI A ELEVATA E MEDIA TECNOLOGIA

Grafico 7

(% del valore aggiunto)



All'interno di una simile tendenza, è possibile che la capacità di competere sui mercati internazionali resti appannaggio di un numero ristretto di imprese di eccellenza, che sempre meno riescono a trasferire esternalità positive sul resto del sistema economico. Per verificare questa ipotesi, abbiamo confrontato nel tempo, per Italia e Germania, i risultati di una semplice equazione che esprime la dinamica del Pil in funzione degli andamenti della produzione industriale. In Italia, si osserva un indebolimento strutturale di questa relazione già a partire dalla prima metà degli anni '90, che diventa maggiormente evidente, e statisticamente più significativo, a partire dal 2007. Negli ultimi anni, la capacità del settore industriale di attivare la crescita dell'intera economia si sarebbe ridotta di circa il 5 per cento (si veda il Box per un maggior dettaglio).

Questa nota è stata redatta da Stefano Fantacone, Rosanna Gualotto e Christian Mongeau.

**BOX: La relazione fra produzione industriale e Pil in Italia, Germania.
Un'analisi econometrica**

È stata stimata la relazione che lega il saggio di variazione del Pil a quello dell'indice della produzione industriale per Germania e Italia.³ Per tener conto di eventuali cambiamenti strutturali nelle relazioni, è stato impiegato il metodo proposto da Bai e Perron (1998).⁴ In sintesi, esso si basa sulla stima della relazione:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad (t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j; j = 1, \dots, m + 1) \quad (1)$$

dove m rappresenta il numero di cambiamenti di struttura ($m+1$ regimi), y_t è il vettore relativo alla variabile dipendente, x_t ($p \times 1$) e z_t ($q \times 1$) sono i vettori delle esplicative, β e δ_j sono i rispettivi vettori dei coefficienti, T è l'ampiezza del campione, j indica il regime e u_t è un disturbo casuale. Per convenzione si pone $T_0 = 0$ e $T_{m+1} = T$. Al fine di trovare eventuali cambiamenti di struttura, viene minimizzata la somma dei quadrati dei residui della stima della relazione (1) per ogni ottima m -partizione della dimensione temporale T . Al fine di verificare l'esistenza di *break* strutturali ed il loro eventuale numero vengono proposte una serie di statistiche, che testano da una parte l'assenza di cambiamenti di struttura contro l'alternativa di k *break* (con $k = 1, \dots, m$) e dall'altra la presenza di $i+1$ cambiamenti strutturali contro l'ipotesi alternativa di n *break* (per $i = 1, \dots, m-1$). Questi sono indicati, rispettivamente come $\sup F(k)$ e $\sup F(i+1|i)$. Inoltre, la scelta del modello che più aderisce ai dati può essere assistita da un criterio di informazione come quello di Schwarz (BIC).

L'aspetto interessante della metodologia di Bai e Perron è che essa non impone l'esistenza di cambiamenti di struttura e, nel caso in cui questi venissero trovati, nemmeno il loro numero e la loro collocazione temporale.⁵ La relazione (1) è un modello di cambiamento parziale, dato che i parametri di x_t non variano tra i diversi periodi. Nel caso in cui la dimensione di x_t sia zero, si parla di modello di cambiamento strutturale puro. Nelle stime, abbiamo deciso di prendere in considerazione solo quest'ultimo caso. Quindi, la relazione stimata, che include una costante, sarà

$$gdp = \delta_j^0 + \delta_j^1 \times prod \quad j = 1, \dots, m + 1 \quad (2)$$

dove gdp e $prod$ sono, rispettivamente, il tasso di variazione del prodotto interno lordo e quello della produzione industriale,⁶ δ_j^0 e δ_j^1 sono, rispettivamente, i valori della costante e

³ La fonte usata nelle elaborazioni è il database statistico dell'OCSE, disponibile on-line all'indirizzo <http://stats.oecd.org/Index.aspx> (ultimo accesso: 01/09/2010). I dati sono trimestrali e destagionalizzati. Il Pil corrisponde alla variabile LNBQRSA della sezione "National accounts > Quarterly National Accounts" ed è espressa in milioni di valuta nazionale a valori costanti (concatenati, anno di riferimento nazionale). L'indice della produzione industriale è la serie "Production of total industry" reperibile nella sezione "Industry and services > Industry and Service Statistics (MEI)".

⁴ Bai, J., e Perron, P., (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66(1), pp. 47-78.

⁵ Ovviamente ci sono limiti obiettivi, imposti dal campione analizzato, e soggettivi, relativo al numero massimo di regime che si ipotizza possano esistere.

⁶ Questi tassi sono stati approssimati con la differenza logaritmica delle relative variabili.

del coefficiente di *prod* durante il *j*-esimo regime. Per l'Italia abbiamo stimato un modello con dati dal 1981q2 ed un altro dal 1991q2, in modo da avere un riferimento più omogeneo con la relazione tedesca, stimata anch'essa dal 1991q2. In tutti i casi l'ultimo periodo è il 2010q2. Dai test di cambiamento strutturale, riportati in Tabella 1, è evidente come nel caso italiano vi sia la presenza di almeno un *break*, dato che le statistiche $supF(k)$ sono tutte significative, per $k = 1, \dots, 5$. La presenza o meno di ulteriori cambiamenti di struttura può essere analizzata tramite i risultati delle statistiche $supF(i+1|i)$. Queste non sono mai significative, il che implica la poca verosimiglianza di *break* multipli. In effetti, il numero di cambiamenti di struttura selezionati dalle procedure è pari ad 1. Nel caso della stima prendendo in considerazione tutto il campione (quindi 1981q2-2010q1), la data del *break* è il 1991q1, mentre per il campione ridotto (1991q2-2010q2) la data scelta corrisponde al 2007q1. Per quanto riguarda la Germania vi è evidenza di una relazione stabile durante il periodo analizzato.

Tabella 1 - Test di cambiamento

	Italia (a)	Italia	Germania
Test			
<i>supF</i> (1)	15,18 **	26,01 ***	5,41
<i>supF</i> (2)	13,37 ***	17,57 ***	10,43
<i>supF</i> (3)	16,52 ***	17,94 ***	8,07
<i>supF</i> (4)	12,82 ***	14,18 ***	7,10
<i>supF</i> (5)	11,08 ***	13,08 ***	6,63
<i>supF</i> (2 1)	9,46	4,14	4,46
<i>supF</i> (3 2)	3,30	15,34	3,43
<i>supF</i> (4 3)	2,67	4,37	3,35
<i>supF</i> (5 4)	4,36	5,09	4,85
Procedura selezione <i>break</i>			
Sequenziale	1	1	0
BIC	1	1	0
Data <i>break</i>	91q1	07q1	
Intervallo di confidenza			
95%	87q1-96q3	06q1-09q2	
90%	88q2-95q1	06q3-08q3	

Note: In (a) il campione usato 1981q2-2010q2, mentre negli altri casi il campione è 1992q-2010q2. Il test $supF(k)$ ha come nulla l'assenza di *break*, contro l'alternativa di presenza di k *break*; $supF(i+1|i)$ è il test la cui nulla implica la presenza di i *break*, contro l'alternativa di presenza di $i+1$ *break*; *, ** e *** significano, rispettivamente, significatività al 10 per cento, 5 per cento e 1 per cento; "Sequenziale" e "BIC" è il numero di *break* scelti, rispettivamente, dalla procedura sequenziale e dal criterio di informazione di Schwarz; "Data *break*" sono i punti di svolta di regime; Intervallo di confidenza è riferito all'intervallo al 95 per cento o 90 per cento in cui si collocano i cambiamenti strutturali. La procedura è stata implementata col *software* Gauss ed è stato usato il codice sviluppato da Pierre Perron che è disponibile in <http://people.bu.edu/perron/code.html>. I parametri imposti alla procedura sono quelli standard, ad eccezione dell'esclusione di eterogeneità e correlazione nei residui.

E' importante notare che l'esistenza di due *break* alternativi per la relazione Pil-produzione a seconda dei campioni considerati non è da considerarsi poco robusta. Infatti, nella procedura di Bai e Perron è prevista la possibilità di considerare diverse date dove collocare il primo e l'ultimo possibile *break*. Per l'Italia, usando tutto il campione, abbiamo considerato un parametro di *trimming*, ε , pari al 15 per cento, quindi i *break* sono cercati dal 1985q2 al 2006q3, mentre per l'Italia e la Germania, usando il campione dal 1991q2, questo parametro è stato posto pari al 10 per cento, ossia i possibili *break* si sarebbero da collocare nel periodo 1982q4-2008q4. Ponendo il parametro ε pari a 10 per cento anche per il caso italiano dal 1981q2, la procedura individua un solo *break* pari proprio a quello trovato con $\varepsilon = 0,1$. Questo fatto, di per sé, indica che già dai primi anni '90 è cominciato un processo di cambiamento nella relazione Pil-produzione che, tuttavia, ha conosciuto in anni più recenti una sostanziale accelerazione tale da far cambiare i valori dei parametri in maniera più decisa. Il modo in cui questa relazione è cambiata, ed una sua precisa quantificazione, si può ottenere con stimando la relazione (2) considerando la data del *break* indicata nella Tabella 1. Queste sono riportate in Tabella 2.

Tabella 2 – Variabile dipendente *gdp*.

	Italia (a)	Italia	Germania
costante [1]	0,0050 *** (0,0006)	0,0029 *** (0,0004)	0,0025 *** (0,0005)
costante [2]	0,0022 *** (0,0004)	-0,0010 * (0,0006)	
<i>prod</i> [1]	0,2954 *** (0,0429)	0,2758 *** (0,0339)	0,2759 *** (0,0162)
<i>prod</i> [2]	0,2661 *** (0,0184)	0,2327 *** (0,0141)	
<i>N</i>	113	77	77
\overline{R}^2	0,69	0,76	0,62
<i>DW</i>	1,88	2,09	2,20
<i>F</i>	65,33	62,72	123,03

Note: *gdp* e *prod* sono, rispettivamente, i tassi di variazione del Pil e della produzione industriale. In (a) il campione usato 1981q2-2010q2, mentre negli altri casi il campione è 1992q-2010q2. *, ** e *** significano, rispettivamente, significatività al 10 per cento, 5 per cento e 1 per cento. Il valore del coefficiente nell'*i*-esimo regime è indicato con [*i*] (ad esempio, per l'Italia il coefficiente che lega la variazione del Pil a quella della produzione industriale è pari a 0,276 nel primo regime e 0,233 nel secondo regime). Sotto ogni parametro è riportato il corrispondente errore standard. *N* è il numero di osservazioni, \overline{R}^2 è il coefficiente di bontà di adattamento corretto, *DW* è la statistica di Durbin-Watson ed *F* è la statistica F di Fisher.

Come si può ricavare dalla precedente tabella, in Italia la dinamica della produzione industriale ha un effetto inferiore rispetto al passato sulla dinamica del Pil. Consideriamo solo il modello stimato dal 1991q1 in modo da poter fare un paragone con l'esperienza tedesca. Mentre nei due paesi la relazione Pil-produzione era pressoché identica, essa si è indebolita in maniera sostanziale in Italia negli ultimi anni. Da un valore di circa 0,28 punti, il Pil oggi risponde per circa 0,23 punti ad una variazione percentuale unitaria della produzione industriale. Negli ultimi anni, quindi, la capacità del settore industriale di attivare la crescita dell'intera economia si sarebbe ridotta di circa il 5 per cento.