

*Vittorio Ferrero, Giovanna Garrone,
Riccardo Revelli, Claudia Villosio*

**L'AGGIORNAMENTO DEI
CONTI REGIONALI:
UN'APPLICAZIONE PER IL PIEMONTE**

W.P. 131/2000

Working paper n. 131, marzo 2000



ISTITUTO RICERCHE ECONOMICO-SOCIALI DEL PIEMONTE

L'IRES PIEMONTE è un istituto di ricerca che svolge la sua attività d'indagine in campo socioeconomico e territoriale, fornendo un supporto all'azione di programmazione della Regione Piemonte e delle altre istituzioni ed enti locali piemontesi.

Costituito nel 1958 su iniziativa della Provincia e del Comune di Torino con la partecipazione di altri enti pubblici e privati, l'IRES ha visto successivamente l'adesione di tutte le Province piemontesi; dal 1991 l'Istituto è un ente strumentale della Regione.

Giuridicamente l'IRES è configurato come ente pubblico regionale dotato di autonomia funzionale disciplinato dalla legge regionale n. 43 del 3 settembre 1991.

Costituiscono oggetto dell'attività dell'Istituto:

- la relazione annuale sull'andamento socioeconomico e territoriale della regione;*
- l'osservazione, la documentazione e l'analisi delle principali grandezze socioeconomiche e territoriali del Piemonte;*
- rassegne congiunturali sull'economia regionale;*
- ricerche e analisi per il piano regionale di sviluppo;*
- ricerche di settore per conto della Regione e di altri enti.*

@2000 IRES – Istituto di Ricerche Economico-Sociali del Piemonte
via Nizza 18
10125 Torino
Tel. 011/6666411, fax 011/6696012

Si autorizza la riproduzione, la diffusione e l'utilizzazione del contenuto del volume con la citazione della fonte.

Indice

1. Premessa	5
2. Introduzione	7
3. La metodologia	9
3.1. Le serie di supporto	9
3.1.1. Fonte Istat: i conti regionali e nazionali	9
3.1.2. Fonte Inps: retribuzioni e occupazione (lavoratori dipendenti)	12
3.1.3. Fonte Enel: i consumi di energia elettrica	13
3.1.4. Fonte ANFIA: la produzione di autoveicoli	14
3.2. La procedura seguita	14
3.3. Alcune questioni econometriche	14
3.3.1. Variabili ritardate	14
3.3.2. Numerosità delle osservazioni	15
3.3.3. Multicollinearità	16
3.3.4. Valutazione della previsione degli aggiornamenti	16
4. Le stime	21
4.1. Valore Aggiunto	21
4.2. Consumi finali interni	24
4.3. Investimenti fissi lordi	24
4.4. Redditi da lavoro dipendente	26
4.5. Unità di lavoro	26
4.5.1. Unità di lavoro dipendenti	28
4.5.2. Unità di lavoro indipendenti	29
5. Riferimenti bibliografici	31

Appendice: Risultati delle regressioni e confronto previsioni/realizzazioni

1. PREMESSA

Il lavoro, di cui si presentano i risultati, consiste nella messa a punto di una metodologia di stima per l'aggiornamento di alcune grandezze della contabilità regionale che vengono pubblicate dall'Istat con un ritardo di circa due anni.

La disponibilità di informazioni aggiornate, seppur provvisorie, sui conti regionali offre un contributo rilevante all'analisi dell'andamento dell'economia regionale necessario per la realizzazione di attività istituzionali dell'Ires - si pensi alla Relazione annuale sulla situazione economica sociale e territoriale del Piemonte - oltre a fornire un quadro sintetico di confronto con le performance di altre realtà regionali. In prospettiva la stima di variabili come il valore aggiunto, le unità di lavoro o i consumi a livello regionale - e subregionale - assume una crescente rilevanza anche in virtù di una maggior relazione fra l'andamento economico locale ed il finanziamento delle politiche pubbliche, sempre meno legato ai trasferimenti centrali e sempre più dipendente dalle performance economiche locali.

I risultati raggiunti con questo lavoro sono ampiamente positivi, rispetto agli obiettivi prefissati, e offrono la possibilità di ottenere stime provvisorie sufficientemente affidabili, per un ampio ventaglio i variabili relative ai conti regionali.

La revisione della contabilità nazionale e regionale, secondo l'adozione del nuovo schema comunitario SEC95, ha creato una situazione di ulteriore vuoto nelle statistiche ufficiali a livello regionale. Al tempo stesso la revisione delle serie storiche secondo la nuova classificazione, che richiederà tempi piuttosto lunghi, renderà necessario stimare nuovamente il modello e forse rivedere la specificazione delle equazioni che ne fanno parte.

Il lavoro svolto tuttavia è di notevole utilità in prospettiva, sia sotto il profilo metodologico, che per l'individuazione delle variabili chiave necessarie alla stima, che si è avvalsa in misura determinante del ricorso a fonti amministrative. In futuro sarà perciò utile ampliare l'utilizzo di tali fonti: a questo riguardo si sta avviando un progetto con l'Istat per l'utilizzo a questo fine delle dichiarazioni Inps delle imprese, ma andranno anche valutate le potenzialità di altre fonti fra le quali le informazioni sulle entrate tributarie a livello regionale.

2. INTRODUZIONE

Questo lavoro mira all'aggiornamento delle serie di contabilità regionale attraverso stime provvisorie, dal momento che, di norma, i dati ufficiali vengono messi a disposizione con circa due anni di ritardo.

L'obiettivo del presente lavoro è dunque quello di stimare una serie di equazioni che rendano possibile la stima degli aggregati regionali in modo da poter aggiornare la contabilità regionale per il periodo non coperto dai dati disponibili.

Tale aggiornamento viene effettuato mediante stima econometrica ed utilizza serie di dati di "supporto" di fonte amministrativa, disponibili con maggior tempestività rispetto alle variabili di contabilità regionale pubblicate.

L'aggiornamento si articola nelle seguenti fasi, che vengono nel seguito documentate:

1. individuazione delle variabili utili alla stima;
2. prove di diverse specificazioni;
3. individuazione del modello più soddisfacente;
4. valutazione della precisione degli aggiornamenti.

Il modello proposto per aggiornare gli aggregati di contabilità regionale è formato da una serie di equazioni descrittive successive: non si tratta per tanto di un modello strutturale con equazioni di comportamento stimate simultaneamente.

Per ciascuna delle grandezze di contabilità oggetto di aggiornamento sono stati individuati la (le) specificazioni (e) più adatte, sulla base del grado di adattamento dei valori stimati con quelli previsti e sulla valutazione degli errori di previsione. In tutte le equazioni scelte la bontà di adattamento è molto elevata: il valore di R^2 si colloca in media attorno a 99.7-99.9, con pochissime eccezioni.

La valutazione degli errori di previsione effettuata tramite il coefficiente di variazione (scarto tra previsione e realizzazione sul valore medio della variabile), calcolato sulle previsioni fuori dal periodo di stima, mostra valori molto bassi: ad esempio, nel caso del valore aggiunto, il coefficiente di variazione è pari a 0.04 nell'industria meccanica e 0.05 nel settore dei mezzi di trasporto; vale 0.003 nel settore del credito e assicurazione.

Il lavoro è stato realizzato con la disponibilità della serie di conti regionali relativa al periodo 1980-95.

Gli aggregati di contabilità regionale oggetto di aggiornamento sono i seguenti:

- valore aggiunto per 17 branche produttive¹;
- investimenti fissi lordi per 4 macrosettori²;
- consumi delle famiglie;
- consumi collettivi;
- redditi da lavoro dipendente per 17 branche produttive;
- unità di lavoro dipendenti per 17 branche produttive;
- unità di lavoro indipendenti per 4 macrosettori.

¹ Si tratta della classificazione Nace-Clio per 17 branche produttive: 00.agricoltura, 01.prodotti energetici, 02.metallurgia, 03.minerali non metalli, 04.chimiche, 05.meccaniche, 06.mezzi di trasporto, 07.alimentari, 08.tessili, 09.carta e prodotti cartotecnici, 10.legno, gomma e altri prodotti industriali, 11.costruzioni, 12.commercio e alberghi, 13.trasporti e comunicazioni, 14.credito e assicurazione, 15.altri servizi destinabili alla vendita, 16.servizi non destinabili alla vendita: è stata inoltre considerata una ulteriore branca 17. come aggregazione delle branche 9 e 10.

² Agricoltura, Industria, Servizi destinabili alla vendita, Servizi non destinabili alla vendita.

3. LA METODOLOGIA

Il fulcro metodologico è costituito dal ricorso a serie di “supporto” aggiornate più tempestivamente dei dati di contabilità regionale.

I benefici derivanti dall'utilizzo statistico di fonti amministrative sono ampiamente documentati³ e, per gli scopi del presente lavoro, risultano di particolare utilità: la caratteristica longitudinale delle serie di dati; la tempestività con cui si rendono disponibili alcune informazioni; la disaggregazione con cui è possibile ottenere tali informazioni. Inoltre, in molti casi, i dati di fonte amministrativa possono essere ottenuti a costi molto contenuti⁴.

Utilizzando diverse serie di supporto, di provenienza diversa e descritte in dettaglio nel paragrafo successivo, si sono costruite stime con il metodo della regressione a minimi quadrati ordinari.

Un problema tipico che si manifesta quando si utilizzano serie temporali è la presenza di autocorrelazione dei residui: se i residui non sono tra loro indipendenti gli stimatori a minimi quadrati sono corretti ma inefficienti e le procedure inferenziali possono risultare non valide. La presenza di autocorrelazione nei residui, infatti, dà luogo ad una sistematica sottostima della varianza dei residui. In questi casi, è consigliabile procedere a stima con il metodo dei minimi quadrati generalizzati (GLS).

Il test di autocorrelazione Durbin Watson effettuato al momento sulle regressioni del valore aggiunto non consente né di rifiutare l'ipotesi di errori autocorrelati né di accettarla⁵. Miglioramenti dell'efficienza delle stime attraverso procedure GLS potranno essere effettuate in futuro.

3.1. *Le serie di supporto*

3.1.1. Fonte Istat: i conti regionali e nazionali

A) CONTABILITÀ REGIONALE

Rappresentano i dati di input del modello di aggiornamento.

Le stime sono state realizzate con la serie che copre il periodo 1980-1995⁶. La serie comprende i dati per le 20 regioni italiane.

³ Si veda, tra gli altri, Revelli (1995).

⁴ Di fronte a tali vantaggi, tuttavia, esistono anche dei limiti all'utilizzo dei dati di fonte amministrativa, che dipendono dalle finalità con cui gli Enti proprietari raccolgono le informazioni. L'utilizzabilità o meno del dato di fonte amministrativa dipende dalle regole che definiscono il campo di rilevazione, l'oggetto della rilevazione, l'esistenza di penalità o incentivi che possono distorcere in modo sistematico i dati raccolti (Revelli, 1995).

⁵ I valori della statistica d per tutti i settori in cui viene stimato il valore aggiunto cade all'interno dei limiti superiore e inferiore tabulati quindi il test non risulta conclusivo:

	D calcolato	D_L	D_U
Industria	1.554	1.116	1.979
Servizi	1.413	1.111	1.584
Metallurgia e mezzi di trasporto	1.129	0.856	1.690
Agricoltura	1.224	0.737	1.252
Servizi non vendibili	1.269	0.737	1.252

⁶ Ad eccezione dei dati sugli Investimenti fissi lordi che riguardano il periodo 1980-1994. Si veda il par. 4.3.

B) CONTABILITÀ NAZIONALE

I dati di contabilità nazionale sono stati ottenuti dalla serie dei conti economici trimestrali ISTAT 1970-1997 fornita su dischetto magnetico⁷.

La serie trimestrale contiene i dati fino al 1997 di:

- *Valore aggiunto*, disaggregati per branca;
- *Consumi* delle famiglie e collettivi;
- *Redditi* da lavoro dipendente disaggregati per branca;
- *Unità di lavoro* dipendente e indipendente per branca.

I dati sugli investimenti sono stati ottenuti dai volumi sui conti nazionali; a partire dal 1994 sono disponibili disaggregati per 4 macrosettori, l'ultimo dato utilizzabile per il presente lavoro è riferito al 1996⁸.

- *Investimenti* fissi lordi per 4 macrosettori.

Occorre fare alcune precisazioni.

- La serie annuale e quella trimestrale differiscono nel numero di branche in cui i dati sono disaggregati: nella prima (dati annuali) le branche sono effettivamente 17, e la branca "Carta, prodotti cartotecnici, della stampa ed editoria" è distinta da "Legno, gomma ed altri prodotti industriali". Queste attività sono invece riunite nell'unica branca "Legno carta gomma e altre manifatture" nella serie di dati trimestrali 1970-1997. Nelle stime effettuate per branca queste attività sono pertanto state riunite in un'unica branca.
- Vi è un'ulteriore differenza tra la serie di dati trimestrali e annuali: nella prima il valore aggiunto è fornito per branca unicamente ai prezzi di mercato, mentre la serie oggetto di aggiornamento è al costo dei fattori. Per poter utilizzare i dati del 1996 e 1997 per l'aggiornamento è necessario trasformarli in valori al "costo dei fattori" (ad esempio moltiplicando i valori al costo dei fattori per la media delle differenze percentuali riscontrate in ciascuna branca tra i valori al costo dei fattori e i valori ai prezzi di mercato negli anni precedenti).

La revisione dei conti nazionali e regionali: il SEC95.

Nel corso del 1999 è stato realizzato il passaggio al nuovo sistema europeo dei conti SEC95, al fine di armonizzare gli schemi contabili, i concetti e le definizioni fra paesi europei.

L'adozione del nuovo sistema comporta una rottura nelle serie storiche attualmente disponibili che rende necessaria una loro ricostruzione: mentre a livello nazionale si può disporre per ora di una limitata serie che si estende lungo l'arco 1988-98, a livello regionale non vi sono ancora stime ufficiali secondo il nuovo schema. Il loro rilascio è previsto entro tempi brevi, anche se inizialmente sarà limitato soltanto al valore aggiunto ed alle forze di lavoro: la

⁷ Solo a partire dal 1998 si sono rese disponibili le serie nazionali 1988-98 calcolate secondo il nuovo schema SEC95: nel presente lavoro sono tuttavia state utilizzate le vecchie serie nazionali, omogenee ai conti regionali disponibili.

⁸ I dati nazionali possono essere ottenuti anche dalla serie dei dati di contabilità regionale.

ricostruzione delle serie storiche più complete a livello regionale avverrà in un momento successivo.

Ne consegue che, nell'immediato futuro, risulteranno di difficile applicazione metodologie di aggiornamento come quella presentata in questo lavoro.

Le principali modificazioni sono così riassumibili⁹:

- classificazione delle attività economiche: si riferisce alla natura dell'attività svolta e non, come in passato, a quella dei soggetti che la esercitano. Nella nuova definizione la distinzione fra attività market e non market, che ricalca la precedente fra attività destinabili e non destinabili alla vendita, si basa sul fatto che i prodotti di tali attività vengano o meno ceduti a prezzi economicamente significativi, indipendentemente dal soggetto a cui fanno riferimento;
- non vi sono stati mutamenti di rilievo nella definizione della produzione, che include come in precedenza la parte relativa all'attività sommersa, le cui metodologie di calcolo sono tuttavia state riviste;
- di rilievo invece i cambiamenti nella definizione dei consumi finali delle famiglie: in questo caso sono stati introdotte due varianti distinte del concetto di consumo: la spesa per consumo, che fa riferimento all'esborso monetario sostenuto dalle famiglie per consumi, ed il consumo effettivo, che comprende il valore dell'insieme di beni e servizi di cui le famiglie vengono a disporre per consumi;
- infine per quanto riguarda gli investimenti, concorrono secondo le nuove definizioni alla formazione del capitale il valore di beni immateriali: il software, le prospezioni minerarie, gli originali di opere artistiche, letterarie, dell'ingegno. È inoltre prevista la categoria specifica degli oggetti di valore (beni acquistati in quanto riserva di valore) che in precedenza venivano conteggiati nei consumi.

Per quanto riguarda la contabilità regionale è previsto il rilascio di stime per il valore aggiunto, i redditi da lavoro dipendente, gli investimenti fissi lordi, l'occupazione totale, l'occupazione dipendente. Rispetto al passato, dunque, non è prevista la stima dei consumi, mentre viene introdotta la stima dell'occupazione (che si affiancherà a quella delle unità di lavoro). È previsto il rilascio di stime sul valore aggiunto per regione con un ritardo di 18 mesi e, con un ritardo di 24 mesi, tutti gli altri aggregati contabili previsti, disaggregati in almeno 17 branche. Vi è da dire che la disaggregazione per branca si riferirà alle Sezioni della classificazione Ateco91: questa presenta notevoli difformità rispetto al passato, mentre garantisce una maggior articolazione per quanto riguarda le attività relative ai servizi, ma, al contrario, aggrega in un'unica sezione tutte le attività manifatturiere. L'Istat prevede comunque di procedere ad una maggiore disaggregazione queste ultime per avvicinarsi alla precedente classificazione.

Le prime stime secondo la nuova classificazione verranno rilasciate a partire da giugno 2000 per il valore aggiunto e a dicembre 2000 per gli altri aggregati, in entrambi i casi per gli anni 1995-98.

⁹ I principali cambiamenti sono stati sinteticamente presentati nella pubblicazione Istat, 'Note Rapide', Anno 4, Numero 4, 30 aprile 1999. Gli approfondimenti metodologici sono contenuti, invece, in Istat, Verso il nuovo sistema di contabilità nazionale, Annali di Statistica serie X, vol. 11, 1996.

Permarrà dunque un ritardo relativamente ampio nel rilascio delle stime a livello regionale. Al tempo stesso la mancanza, almeno per un certo periodo iniziale, di serie storiche regionali omogenee, comporterà alcuni problemi nell'applicazione di modelli di stima quale quello qui presentato.

3.1.2. Fonte Inps: retribuzioni e occupazione (lavoratori dipendenti)

L'Osservatorio INPS su imprese, occupazione e retribuzioni fornisce tavole su stock e flussi di imprese e lavoratori alle dipendenze nonché statistiche sulle retribuzioni medie annue degli operai e degli impiegati.

I dati forniti sono relativi unicamente alle imprese private, e sono disaggregati per anno, provincia, classe di attività economica ATECO81¹⁰, dimensione di impresa.

I dati pubblicati dall'Osservatorio presentano un certo ritardo (al momento della stima si disponeva della serie 1985-96).

I dati utilizzati nel presente lavoro sono:

- *numero di lavoratori* alle dipendenze in Piemonte disaggregati per branca;
- *retribuzioni* medie di operai e impiegati in Piemonte disaggregati per branca.

I dati dell'Osservatorio, disaggregati per classe di attività economica secondo la classificazione ATECO81 sono stati ricondotti alle branche in base alla seguente tavola di conversione:

Settore ATECO81	Branca
....	00. agricoltura
10-19	01. prodotti energetici
21-22	02. metallurgia
23-24	03. minerali non metalli
25-26	04. chimiche
31-34 e 37	05. meccaniche
35-36	06. mezzi di trasporto
41-42	07. alimentari
43-45	08. tessili
47	09. carta e prodotti cartotecnici ¹¹
46 e 48-49	10. legno, gomma e altri prod. industriali
50	11. costruzioni
60-69	12. commercio, alberghi
70-79	13. trasporti e comunicazioni
81-82	14. credito e assicurazione
83-84 e 90-99	15. altri servizi destinabili alla vendita
....	16. servizi non destinabili alla vendita

Poiché il numero di occupati su cui vengono calcolate le retribuzioni pubblicate dall'Osservatorio differisce, seppur lievemente, dal valore totale degli occupati¹², il monte salari utilizzato nelle stime è stato calcolato, per

¹⁰ Dal 1997 la disaggregazione per attività economica segue la classificazione ATECO91.

¹¹ Si veda la precisazione nel paragrafo precedente sull'accorpamento delle branche 09 e 10.

¹² Nel calcolo delle retribuzioni sono esclusi gli *outliers*, cioè le imprese che pagano retribuzioni medie

ciascuna branca, applicando il valore delle retribuzioni medie di operai e impiegati al totale degli occupati:

$$\text{mnt} = \frac{(\text{ope_w} * \text{ope_num}) + (\text{imp_w} * \text{imp_num})}{(\text{ope_num} + \text{imp_num})} * \text{dip}$$

dove:

mnt=monte salari;
ope_w= salario medio degli operai;
imp_w= salario medio degli impiegati;
ope_num=numero di operai;
imp_num=numero di impiegati;
dip=occupati totali.

3.1.3. Fonte Enel: i consumi di energia elettrica

L'ENEL pubblica a cadenza annuale i dati relativi al consumo di energia elettrica secondo i settori di utilizzazione e regione. I dati utilizzati si riferiscono al periodo 1980-1997.

Nel 1995 è stata revisionata la classificazione adottata, questo ha determinato una revisione (peraltro marginale) dei dati di consumo di energia elettrica del 1995. Dal 1996 i dati vengono forniti secondo la nuova definizione. Per conformare la serie alla nuova definizione per ciascuna branca è possibile calcolare, sulla base dei due valori forniti per il 1995, dei coefficienti di riporto da applicare ai dati degli anni precedenti.

Per conformarsi alla classificazione ISTAT per branche occorre inoltre aggregare il settore "legno e mobili" con "altre manifatture" e il settore "industrie estrattive" con "minerali non metalli".

Coefficienti di riporto

Settori di utilizzazione	Coefficienti
Energia	0.075
Metallurgiche	-0.051
Estrattive	-0.077
Minerali non metalli	0.124
Chimiche	-0.243
Meccaniche	-0.006
Mezzi trasporto	0.047
Alimentari	0.006
Tessili e abbigliamento	-0.003
Carta e poligr.	0.007
Legno e mobili	0.025
Altre manifatture	-0.010
Costruzioni	0.397

annue particolarmente basse, gli apprendisti e i dirigenti.

3.1.4. Fonte ANFIA: la produzione di autoveicoli

La serie è relativa alla produzione in numero di autovetture, autocarri e autobus. La serie disponibile copre il periodo 1980-1997.

3.2. *La procedura seguita*

Nell'aggiornamento degli aggregati si è proceduto in modo quanto possibile uniforme nei tre momenti:

1. dell'individuazione delle variabili utili alla stima;
 2. della stima;
 3. e della valutazione della precisione degli aggiornamenti.
1. Per individuare, tra le serie di dati disponibili, le variabili esplicative più adatte a ciascuna stima, si sono preliminarmente esplorate le relazioni delle variabili considerate utilizzabili sia tra di loro e che con l'aggregato da stimare mediante:
 - grafici degli andamenti temporali delle variabili;
 - calcolo dei coefficienti di correlazione.
 2. Per la stima di ciascun aggregato sono stati provati modelli diversi. Anche laddove diverse branche sono state stimate congiuntamente nella stessa specificazione (si veda oltre, par. 3.3.2.), si è comunque sempre mantenuta la separazione tra agricoltura, industria, servizi vendibili e servizi non vendibili.
 3. La scelta della specificazione preferibile si è basata principalmente sull'analisi della bontà di adattamento tra i valori effettivi assunti dalle variabili oggetto di stima e quelli previsti da ciascun modello. Tale confronto è stato effettuato generalmente "all'interno del periodo di stima", cioè utilizzando per la stima tutte le osservazioni relative alla variabile dipendente realmente disponibili (cioè fino al 1995)¹³. L'analisi è stata condotta sia analizzando i diversi test statistici sulla bontà del fit (R^2 , test F, varianza dei residui) che attraverso confronti grafici tra i valori realizzati e quelli previsti. I valori dei parametri stimati, i test statistici delle regressioni e i confronti grafici sono presentati in appendice.

3.3. *Alcune questioni econometriche*

3.3.1. Variabili ritardate

Inizialmente si è pensato di utilizzare nella stima, accanto alle serie di supporto vere e proprie, il valore assunto dalla variabile oggetto di stima all'anno precedente.

In considerazione dei problemi econometrici sopra esposti e della natura degli

¹³ In questo modo, tuttavia, si osserva la bontà di *stime* e non di vere e proprie *previsioni*. Un confronto metodologicamente più corretto dovrebbe riguardare i valori previsti per anni *non utilizzati* nella stima: si veda al riguardo il par. 3.3.4.

obiettivi del lavoro, si è invece deciso di non utilizzare variabili ritardate. L'esistenza di problemi di multicollinearità rende infatti consigliabile la riduzione del numero delle variabili esplicative, e in specie, la scelta di una sola tra due variabili esplicative fortemente correlate tra loro. A causa dell'alta correlazione con altre variabili utilizzate le variabili ritardate non risultano indispensabili.

Inoltre l'utilizzo di variabili ritardate implica l'esclusione dalla stima di una o più osservazioni (a seconda dell'ampiezza del ritardo considerato in termini di anni), fattore che nel nostro caso risulta non indifferente dal momento che si opera con un numero ridotto di osservazioni.

Infine, l'utilizzo di variabili ritardate non migliora la capacità del modello di cogliere le discontinuità.

3.3.2. Numerosità delle osservazioni

Una evidente difficoltà è posta dalla scarsa numerosità delle osservazioni per ciascuna branca. Le serie da aggiornare comprendono 16 anni, dal 1980 al 1995, ma a seconda delle serie di supporto utilizzate per la stima, gli anni utilizzabili si riducono fino a 11 (nel caso in cui si utilizzino dati di fonte INPS, disponibili dal 1985).

La scarsità di osservazioni ha scoraggiato il tentativo iniziale di stimare ciascuna branca di attività individualmente. Si è preferito quindi scegliere modelli diversi in cui raggruppare branche di attività "affini" (sia in base alla tipologia di attività che alle relazioni osservate tra le variabili da stimare e le serie di supporto).

Tipicamente sono state raggruppate tra loro le attività industriali (branche 01-11) e le attività di fornitura di servizi destinabili alla vendita (branche 12-15) mentre sono state stimate individualmente l'agricoltura (branca 00) e i servizi non destinabili alla vendita.

Per cogliere il comportamento individuale di ciascuna branca alcune variabili esplicative sono state inserite nel modello, ma moltiplicate per dummy di branca, in modo da stimare un coefficiente specifico per ciascuna.

Esemplificando: nella stima del valore aggiunto di 8 branche industriali (escluse la metallurgia e la produzione di mezzi di trasporto), la variabile "consumo di energia elettrica" (**enel**) in alcuni dei modelli provati, quelli in cui la variabile è indicata semplicemente come **enel**, è stata inserita normalmente, cogliendo cioè la relazione tra consumo di energia elettrica e valore aggiunto sul complesso delle attività industriali considerate; in altri, quelli in cui compare come **enel_br**, sono invece state inserite 8 distinte variabili così costruite:

$$\begin{aligned} \text{en_01} &= \text{enel} * \text{bra_01} ; \\ \text{en_03} &= \text{enel} * \text{bra_03} ; \\ \text{en_11} &= \text{enel} * \text{bra_11} ; \end{aligned}$$

dove bra_01 , ..., bra_11 sono variabili dummy che valgono rispettivamente 1 se la branca è la 01 e 0 altrimenti, etc.

Ciascuna variabile en_xx assume quindi il valore del consumo di energia elettrica nella branca xx se la branca è xx , e ha valore 0 in tutte le altre branche.

3.3.3. Multicollinearità

L'osservazione dei coefficienti di correlazione rivela una forte correlazione non solo tra la variabile da stimare e le variabili esplicative, ma anche di queste ultime tra loro. Questo comporta problemi di multicollinearità, cioè relazioni approssimativamente lineari tra le variabili esplicative. La presenza di variabili indipendenti multicollineari riduce l'attendibilità delle stime separate dei rispettivi coefficienti: si ottengono infatti varianze molto elevate dei coefficienti stimati e di conseguenza è impossibile sottoporre le stime a verifica statistica. La conseguenza è quella di non riuscire a stimare in modo separato gli effetti dei singoli coefficienti sulla variabile dipendente, ma solamente il loro effetto congiunto.

Poiché però nel presente lavoro i modelli stimati sono di tipo descrittivo e non strutturale, il problema della multicollinearità non riduce l'affidabilità dei risultati ottenuti.

3.3.4. Valutazione della precisione degli aggiornamenti

Come si è descritto nel par. 3.2., per ogni stima effettuata si sono confrontati i valori previsti con quelli effettivamente realizzati nel periodo 1985-1995 il confronto cioè è stato operato "all'interno del periodo di stima".

Limitatamente alla stima del valore aggiunto, si è costruito un confronto analogo che, più corretto metodologicamente, produce una previsione "al di fuori del periodo di stima": sono stati cioè stimati gli stessi modelli utilizzando solo le osservazioni della variabile dipendente sino al 1993, come se non fossero disponibili quelle relative agli ultimi due anni (1994 e 1995), che sono quindi oggetto di previsione vera e propria.

Bisogna, però, tener conto che la stima utilizza in questo caso solamente 9 anni per effettuare la previsione rispetto agli 11 utilizzati nel caso di previsione all'interno del periodo di stima, è quindi prevedibile che la previsione risulti meno buona.

I grafici successivi (figure A, B, C) mostrano, accanto ai valori realizzati, i valori previsti nel caso di previsione "all'interno del periodo di stima" e quelli previsti utilizzando solamente le osservazioni fino al 1993. La capacità di previsione continua a rimanere soddisfacente. In particolare, in alcune branche, specialmente dei servizi (vendibili e non), la previsione "fuori del periodo di stima" continua ad essere molto buona (figure A e B); mentre in altre, principalmente industriali (figura C), si nota una sottostima del valore degli ultimi due anni dovuto in primo luogo all'esclusione delle osservazioni relative agli anni di ripresa.

Nel caso di previsioni al di fuori del periodo di stima è possibile valutare gli errori di previsione mediante alcuni indicatori statistici. Il più immediato è il coefficiente di variazione che confronta gli scarti tra valore previsto e realizzato con il valore medio della variabile oggetto di previsione.

Nei tre casi illustrati dal grafico, il coefficiente di variazione risulta rispettivamente pari a 0.041 nella branca "industrie meccaniche", 0.0034 nella branca "credito e assicurazione" e 0.12 nella branca "carta, legno".

In tutti i casi il valore del coefficiente è molto contenuto, è decisamente basso nel caso dei servizi, più elevato nella branca della carta e legno, dove anche la rappresentazione grafica mostra un certo scostamento tra il valore realizzato e quello previsto.

Un'altro criterio per la valutazione degli errori di previsione è il “coefficiente di disegualianza” proposto da Theil. Questo indicatore misura la bontà della previsione rispetto ad una procedura che utilizzi come previsione della variabile al tempo t la realizzazione della stessa variabile al tempo t-1¹⁴.

Figura A

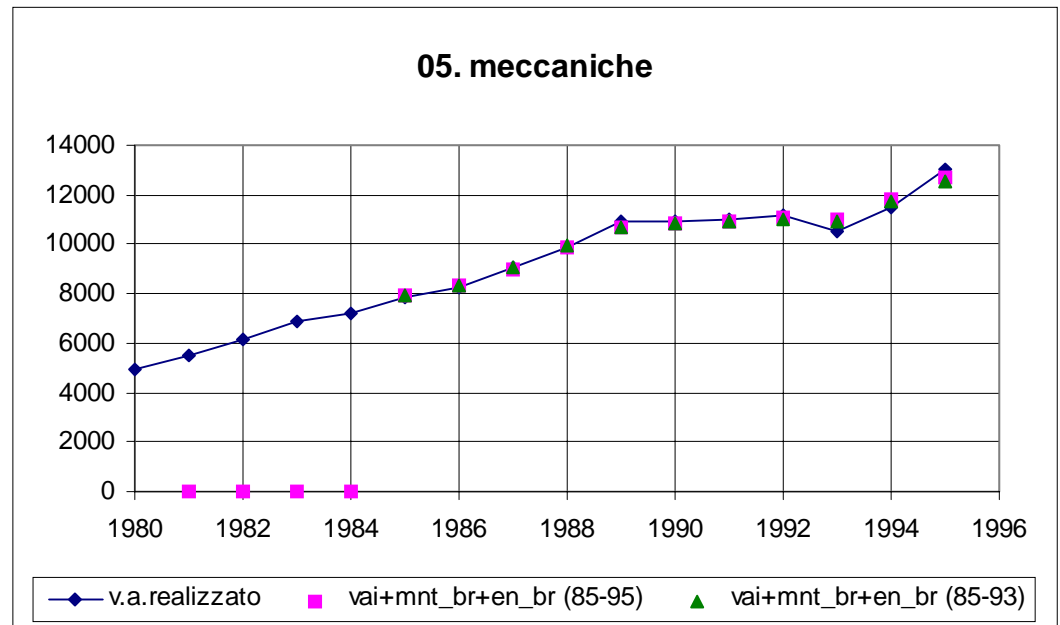
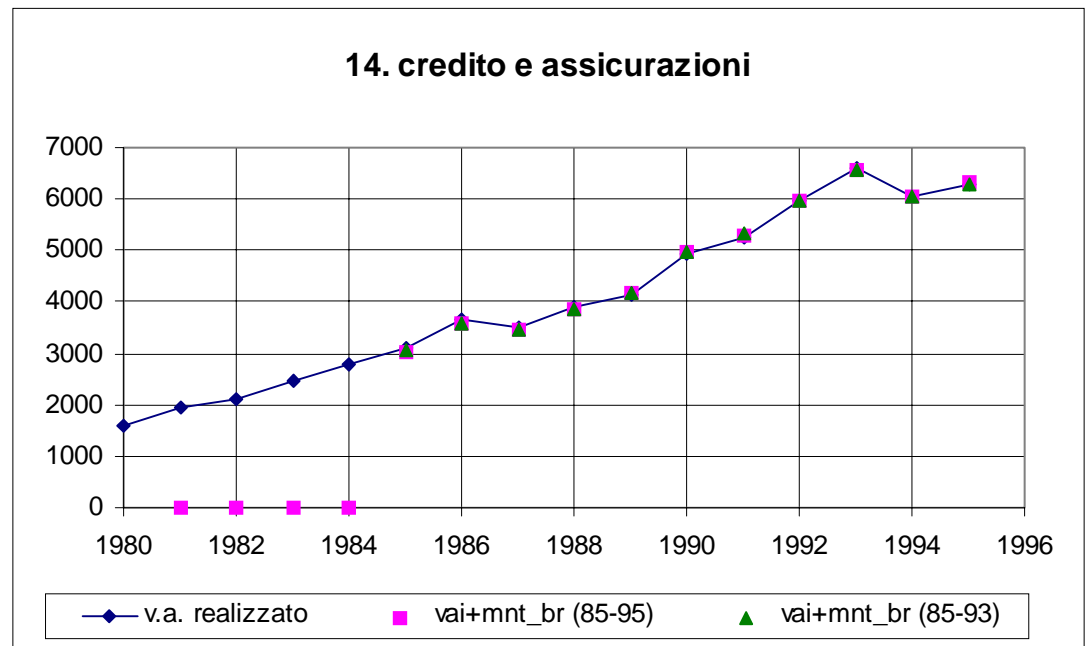
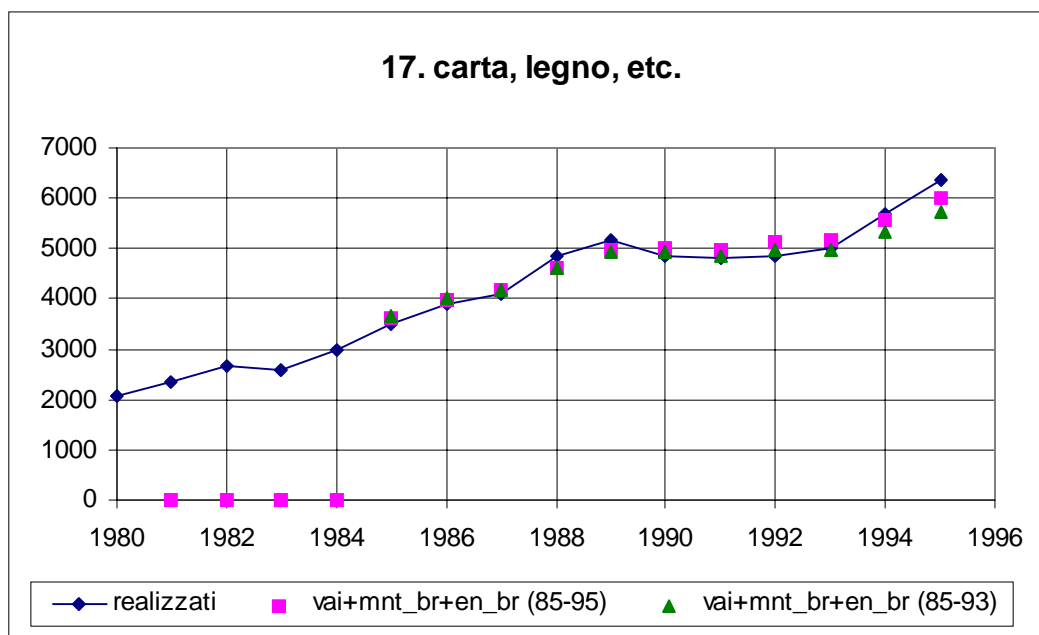


Figura B



¹⁴ In simboli: $U = \frac{\sum_t (\hat{y}_t - y_t)^2}{\sum_t (y_{t-1} - y_t)^2}$

Figura C



Il coefficiente assume valore 0 quando la previsione è perfetta; assume valore 1 quando la previsione effettuata coincide con il valore della variabile al periodo precedente; assume valore maggiore di 1 se il metodo di previsione adottato è peggiore della previsione effettuata utilizzando il valore della variabile al periodo precedente.

Nei casi illustrati il coefficiente vale 0.296 nella branca "meccaniche", 0.039 nella branca "credito e assicurazione", 0.748 nella branca "carta e legno". Anche questo indicatore conferma che per i servizi la previsione è molto buona; nel settore industriale, anche nella branca "carta e legno" in cui la previsione è meno buona, essa è tuttavia migliore rispetto a quanto sarebbe se si utilizzasse il valore dell'anno precedente come previsione.

Successivamente alla predisposizione di questo lavoro l'Istat ha rilasciato le stime a livello regionale limitatamente al valore aggiunto e alle unità di lavoro per le 17 branche Nace-Clio per l'anno 1996. Si tratta dell'ultimo anno della serie storica calcolata secondo le definizioni e la metodologia ormai superata dal nuovo SEC95. È peraltro possibile effettuare per quell'anno un confronto fra le stime attraverso il modello messo a punto dall'Ires e i risultati della contabilità economica ufficiale: in tal modo si ha una parziale verifica della bontà del modello stimato sul periodo 1985-95 anche all'esterno del periodo di previsione.

Si osserva, per quanto riguarda il valore aggiunto uno scostamento molto limitato fra i dati effettivi e quelli stimati attraverso il modello: il tasso di variazione fra il valore aggiunto al costo dei fattori a prezzi correnti fra il 1995 ed il 1996 è +5,3 nella stima Ires contro +4,7 per l'Istat; la differenza calcolata fra i valori assoluti del Pil secondo le due fonti è soltanto dello 0,6%.

Più marcate sono le differenze per le singole branche, come risulta dalla tabella seguente:

Confronto stime Ires e Contabilità regionale Istat per l'anno 1996 - valore aggiunto al costo dei fattori

	Var.% 1995-96		Anno 1996
	Modello Ires	Istat contabilità regionale	Valori assoluti Ires / Istat
Agricoltura, silvicoltura e pesca	5,1	7,3	0,91
Prodotti energetici	4,5	2,4	0,99
MANIFATTURA	3,5	2,6	1,00
Minerali e metalli ferrosi e non ferrosi	7,8	8,7	1,08
Minerali e prodotti a base di minerali non metalliferi	8,2	-1,4	1,08
Prodotti chimici e farmaceutici	5,4	1,2	1,13
Prodotti in metallo e macchine	5,2	7,1	0,96
Mezzi di trasporto	-3,2	-11,4	1,07
Prodotti alimentari, bevande e tabacco	15,5	11,9	1,02
Prodotti tessili e dell'abbigliamento, pelli, cuoio e calzature	1,2	1,9	0,99
Carta, stampa, legno, ed altri	-1,0	2,8	0,92
SERVIZI VENDIBILI	6,0	5,4	0,99
Costruzioni e lavori del Genio Civile	6,9	4,7	0,98
Commercio, alberghi e pubblici esercizi	5,2	3,2	0,98
Trasporti e comunicazioni	3,9	6,4	0,97
Credito e assicurazione	8,8	5,7	1,02
Altri servizi destinabili alla vendita	6,7	7,3	1,01
Servizi non destinabili alla vendita	7,6	8,4	0,99
TOTALE	5,3	4,7	0,99

4. LE STIME

Di seguito vengono presentati i dettagli sulle equazioni proposte per la stima degli aggregati regionali: le tabelle nelle pagine successive riportano un quadro sinottico delle variabili utilizzate e dei modelli scelti.

In generale viene individuata una specificazione “preferibile” per stimare ciascuna grandezza. Essa discende dal confronto fra diverse specificazioni alternative, scegliendo in base al minor scostamento tra previsione/realizzazione. Nel caso in cui il confronto non conduce all’individuazione in modo univoco della specificazione “preferibile” vengono indicate due specificazioni alternative.

In appendice, per ciascun aggregato contabile, sono riportati i coefficienti delle regressioni, i relativi test statistici, il confronto grafico tra previsione e realizzazione.

4.1. Valore Aggiunto

Le stime del valore aggiunto regionale sono disaggregate per 16 branche produttive¹⁵.

Le variabili esplicative utilizzate nella stima sono:

- il valore aggiunto nazionale, disaggregato per branca;
- il consumo di energia elettrica a livello regionale, disaggregato per branca;
- stock di occupati alle dipendenze e monte retribuzioni distinti per operai e impiegati disaggregati per branca a livello regionale;
- infine, limitatamente alle branche "metallurgia" e "mezzi di trasporto", la produzione annuale azionale di autoveicoli.

I coefficienti calcolati mostrano nella quasi totalità dei casi una elevata correlazione e segno atteso tra le variabili utilizzate nella stima e la variabile dipendente.

Le specificazioni provate per la stima del valore aggiunto delle branche industriali hanno prodotto risultati soddisfacenti in termini di previsione per la maggioranza delle branche, ma non per la produzione di mezzi di trasporto e per la metallurgia, che sono pertanto state stimate separatamente utilizzando tra le variabili esplicative la produzione di automobili.

Modelli scelti:

Industria tranne metallurgia e mezzi di trasporto:

- $\text{vap} = \text{intercetta} + \text{vai} + \text{enel} + \text{mnt_br}$
- $\text{vap} = \text{intercetta} + \text{vai} + \text{mnt_br} + \text{en_br}$

Industria, branche 02 e 06

- $\text{vap} = \text{intercetta} + \text{vai_br} + \text{auto_br} + \text{en_br}$

¹⁵ Le branche “Carta ed editoria” e “Legno, gomma ed altri prodotti industriali” sono raggruppate in un’unica branca (Cfr. par. 3.1.).

Servizi destinabili alla vendita

$$- \text{vap} = \text{intercetta} + \text{vai} + \text{mnt_br}$$

Agricoltura e servizi non destinabili alla vendita

$$- \text{vap} = \text{intercetta} + \text{vai} + \text{anno}$$

*Riepilogo delle variabili utilizzate**

nome	Descrizione	fonte
bra	Dummy di branca	
vap	valore aggiunto Piemonte	ISTAT
vap_br	valore aggiunto Piemonte per dummy di branca	ISTAT
vai	valore aggiunto Italia	ISTAT
vai_br	valore aggiunto Italia per dummy di branca	ISTAT
enel_t	consumi di energia elettrica	ENEL
en_br	consumi di energia elettrica per dummy di branca	ENEL
mnt	monte salari (calcolato su dipendenti totali)	INPS
mnt_br	monte salari per dummy di branca	INPS
auto	produzione di auto	ANFIA
auto_br	produzione di auto per dummy di branca	ANFIA
cons_fp	consumi finali interni delle famiglie Piemonte	ISTAT
cons_fi	consumi finali interni delle famiglie Italia	ISTAT
cons_cp	consumi finali interni collettivi Piemonte	ISTAT
cons_ci	consumi finali interni collettivi Italia	ISTAT
iflp	Investimenti fissi lordi Piemonte	ISTAT
ifli	Investimenti fissi lordi Italia	ISTAT
ifli_set	Investimenti fissi lordi Italia per dummy di settore	ISTAT
vap_set	valore aggiunto Piemonte per dummy di settore	ISTAT
rldp	redditi da lavoro dipendente Piemonte	ISTAT
rldi	redditi da lavoro dipendente Italia	ISTAT
rldi_br	redditi da lavoro dipendente Italia per dummy di branca	ISTAT
dip	dipendenti totali	INPS
dip_br	dipendenti totali per dummy di branca	INPS
uldip	unità di lavoro dipendente Piemonte	ISTAT
uldii	unità di lavoro dipendente Italia	ISTAT
uldii_br	unità di lavoro dipendente Italia per dummy di branca	ISTAT
ulinp	unità di lavoro indipendente Piemonte	ISTAT
ulini	unità di lavoro indipendente Italia	ISTAT
ulini_br	unità di lavoro indipendente Italia per dummy di branca	ISTAT

* Alcune variabili sono espresse nelle regressioni in unità fisiche: i consumi di energia elettrica (GWh), la produzione di autoveicoli (numero di unità), le unità di lavoro, i dipendenti. Le variabili espresse in termini monetari sono a prezzi correnti.

Riepilogo dei modelli scelti

A. VALORE AGGIUNTO

Agricoltura	- $vap = vai + anno$
Industria (tranne branche 02 e 06)	- $vap = vai + enel + mnt_br$ oppure - $vap = vai + mnt_br + en_br$
Metallurgia e mezzi di trasporto	- $vap = vai_br + auto_br + en_br$
Servizi destinabili alla vendita	- $vap = va_i + mnt_br$
Servizi non destinabili alla vendita	- $vap = vai + anno$

B. CONSUMI FINALI INTERNI

Delle famiglie	- $cons_fp = cons_fi + vap$
Collettivi	- $cons_cp = cons_ci$

C. INVESTIMENTI FISSI LORDI

Agricoltura	- Cfr. par. 4.3.
Industria	- $iflp = ifli + vap$
Servizi destinabili alla vendita e non	- $iflp = ifli_set + vap_set$

D. REDDITI DA LAVORO DIPENDENTE

Agricoltura	- $rldp = rldi + vap$
Industria (esclusa branca 02)	- $rldp = rldi_br + mnt_br + vap$
Metallurgia	- $rldp = rldi + mnt + vap$
Servizi destinabili alla vendita	- $rldp = rldi_br + mnt_br$
Servizi non destinabili alla vendita	- $rldp = rldi + vap$

E. UNITÀ DI LAVORO DIPENDENTI

Agricoltura	- $uldip = uldi$
Industria	- $uldip = uldii_br + dip_br$
Servizi destinabili alla vendita	- $uldip = uldii + vap_br + dip_br$
Servizi non destinabili alla vendita	- $uldip = uldii + vap$

F. UNITÀ DI LAVORO INDIPENDENTI

Agricoltura	- $ulinp = ulini + vap$
Industria in senso stretto	- $ulinp = ulini + vap$
Costruzioni	- $ulinp = ulini + vap$
Servizi	- $ulinp = ulini_br + vap$

4.2. *Consumi finali interni*

Vengono stimati l'ammontare totale dei consumi delle famiglie e l'ammontare totale dei consumi collettivi.

L'alta correlazione di entrambi gli aggregati con la rispettiva grandezza nazionale permette una stima soddisfacente, senza che sia necessario stimare/calcolare preventivamente il reddito disponibile delle famiglie (ricavabile dal valore aggiunto tenendo conto dei trasferimenti dalla e alla pubblica amministrazione: contributi alla produzione, imposte, pensioni, etc.).

Modelli scelti:

Consumi finali interni delle famiglie

$$\text{cons_fp} = \text{intercetta} + \text{cons_fi} + \text{vap}$$

Consumi finali interni collettivi

$$\text{cons_cp} = \text{intercetta} + \text{cons_ci}$$

4.3. *Investimenti fissi lordi*

I dati sugli investimenti fissi lordi, come si è detto, sono disponibili per branca solamente fino al 1994. Per il 1995 e il 1996 i dati sono disponibili¹⁶ disaggregati in 4 macrosettori:

1. agricoltura;
2. industria;
3. servizi destinabili alla vendita;
4. servizi non destinabili alla vendita.

Si è quindi convenuto di effettuare la stima secondo tale disaggregazione.

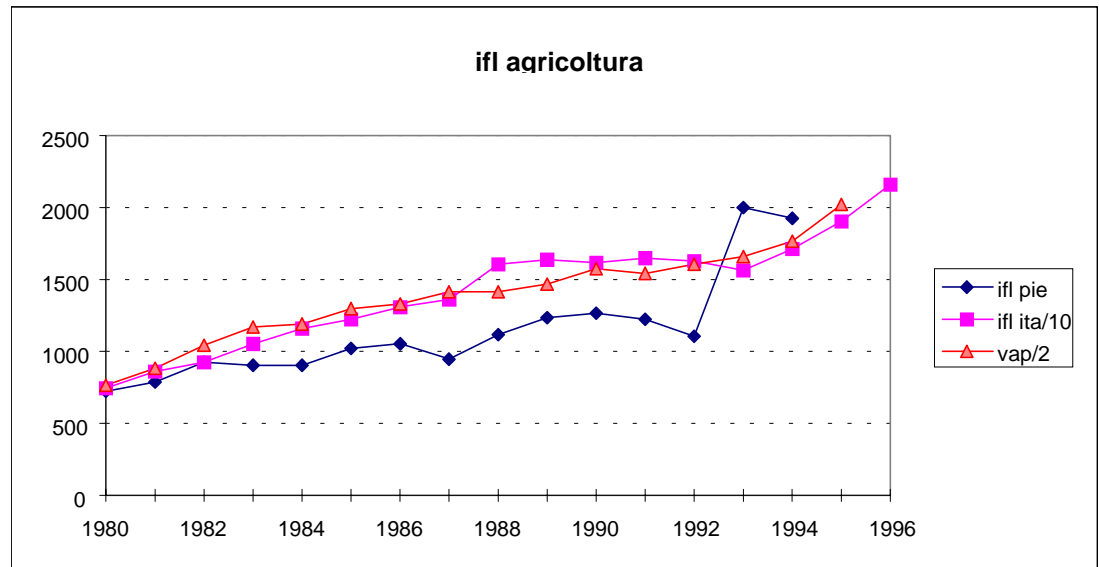
La scelta obbligata di questa minore disaggregazione sembra peraltro convenire alla stima degli investimenti fissi lordi, il cui andamento nelle singole branche appare molto volatile ed irregolare, mentre lo è molto meno a livello di macrosettori (industria e servizi).

Le variabili individuate per la stima sono gli investimenti fissi lordi nazionali e il valore aggiunto regionale.

Una precisazione è necessaria per il settore agricolo. L'andamento temporale degli investimenti fissi lordi nell'agricoltura regionale, piuttosto regolare sino al 1992, mostra un forte salto tra il 1992 e il 1993. Gli investimenti fissi lordi appaiono infatti quasi raddoppiare (da 1105 a 2005 miliardi di lire), per rimanere poi a livelli analogamente elevati nel 1994 (1926 miliardi) (figura D).

¹⁶ Nel volume "Conti nazionali" ISTAT.

Figura D



Tale salto potrebbe essere dovuto ad una revisione intervenuta in seguito al censimento del 1991, nel qual caso ci si attende anche per gli anni successivi che i valori si mantengano a tali quote. In questo caso l'analisi di regressione è di scarsa utilità.

Sono stati comunque effettuati dei tentativi di stima, in base ai modelli:

$$\begin{aligned} \text{iflp} &= \text{intercetta} + \text{ifli}; \\ \text{iflp} &= \text{intercetta} + \text{ifli} + \text{vap}; \\ \text{iflp} &= \text{intercetta} + \text{vap}; \end{aligned}$$

ma in mancanza di informazioni certe sulle cause dell'andamento illustrato non è possibile esprimersi in merito alla qualità delle previsioni prodotte.

Modelli scelti:

Industria:

$$\text{iflp} = \text{intercetta} + \text{ifli} + \text{vap}$$

Servizi vendibili:

$$\text{iflp} = \text{intercetta} + \text{ifli_set} + \text{vap_set}$$

Servizi non vendibili:

$$\text{iflp} = \text{intercetta} + \text{ifli_set} + \text{vap_set}$$

4.4. *Redditi da lavoro dipendente*

La forte ed attesa relazione tra i redditi da lavoro dipendente e il monte salari dei lavoratori dipendenti da fonte INPS ha permesso di stimare in modo agevole i redditi da lavoro dipendente in quasi tutte le 16 branche¹⁷. L'unica eccezione è rappresentata dal settore della metallurgia (branca 02) che mostra un andamento anomalo nel periodo considerato (e, in particolare, una sensibile riduzione a partire dal 1992) che non sembra avere alcuna relazione con i salari di fonte INPS. Ciò è probabilmente dovuto ad un problema nel raccordo tra la classificazione ATECO81 dell'INPS e la ATECO91 dell'ISTAT. Per tale motivo si è scelto di stimare tale branca separatamente dal resto delle branche dell'industria.

Modelli scelti:

Agricoltura:

$$\mathbf{rldp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{rldi} + \mathbf{vap}$$

Industria (metallurgia esclusa):

$$\mathbf{rldp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{rldi_br} + \mathbf{mnt_br} + \mathbf{vap}$$

Metallurgia:

$$\mathbf{rldp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{rldi} + \mathbf{mnt} + \mathbf{vap}$$

Servizi:

$$\mathbf{rldp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{rldi_br} + \mathbf{mnt_br}$$

oppure:

$$\mathbf{rldp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{rldi_br} + \mathbf{mnt_br} + \mathbf{vap}$$

Servizi non destinabili alla vendita:

$$\mathbf{rldp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{rldi} + \mathbf{vap}$$

4.5. *Unità di lavoro*

L'unità di lavoro rappresenta la quantità di lavoro prestata nell'anno da un occupato a tempo pieno, oppure la quantità di lavoro equivalente prestata da lavoratori a tempo parziale o da lavoratori che svolgono un doppio lavoro.

L'analisi per l'individuazione della metodologia più adatta a stimare le unità di lavoro ha seguito diverse strade:

— Una prima possibilità esplorata è stata quella di calcolare direttamente le unità di lavoro tramite i dati su occupazione ed ore lavorate (disaggregati per lavoro dipendente e indipendente e per tre macrosettori: agricoltura, industria, altre attività), tratti dall'Indagine Trimestrale sulle Forze di Lavoro dell'ISTAT

¹⁷ Le branche "Carta ed editoria" e "Legno, gomma ed altri prodotti industriali" sono raggruppate in un'unica branca (Cfr. par. 3.1.).

(RTFL). Tale via è risultata però impraticabile: la procedura di calcolo delle unità di lavoro a partire dai dati RTFL è molto complessa, e anche una conoscenza precisa della procedura seguita nel calcolo delle unità di lavoro sarebbe probabilmente insufficiente, in quanto non tutte le informazioni ad essa necessarie sono disponibili (la RTFL non è l'unica fonte su cui il calcolo delle unità di lavoro si basa).

— Una seconda possibilità analizzata è quella di utilizzare gli stessi dati su occupazione e ore lavorate per stimare le unità di lavoro. Poiché l'Indagine Trimestrale sulle forze di lavoro ha subito delle modifiche nel 1992 (in specie in merito al metodo di riporto alla popolazione), al momento si dispone di una serie omogenea di 6 anni (1992-1997) di cui solo 4 utilizzabili per la stima (1992-1995), insufficienti per un'analisi di regressione analoga a quelle utilizzate per la stima delle altre variabili.

Si è dunque osservato l'andamento dei rapporti unità di lavoro/occupati e unità di lavoro/ore lavorate (separatamente per il lavoro dipendente e indipendente), calcolandone la media e individuandovi un trend. L'ipotesi è che il valore di ciascun rapporto in ciascun anno da stimare si trovi in un intorno di questi due valori.

Tale via, peraltro poco convincente sul piano metodologico, conduce a risultati poco soddisfacenti: per il 1996 tali rapporti sono tendenzialmente stabili per il lavoro dipendente nell'industria e nei servizi, molto più ampi per il lavoro indipendente in genere e per l'agricoltura (che presenta un trend meno regolare)¹⁸.

— Un'altra strada presa in considerazione è l'osservazione del valore aggiunto per addetto, misurato dal rapporto del v.a. a prezzi 1990 sulle unità di lavoro totali: se fosse pressoché costante - in quanto misura della produttività del lavoro - se ne potrebbero ricavare le unità di lavoro totali, scorporandole poi in dipendenti e indipendenti¹⁹. Tuttavia l'andamento irregolare di questo rapporto (soprattutto nel settore industriale - Cfr. figura E) ha fatto propendere per l'abbandono anche di questa strada.

— Si è quindi infine optato, in uniformità con quanto fatto per le altre variabili, per la stima mediante regressione.

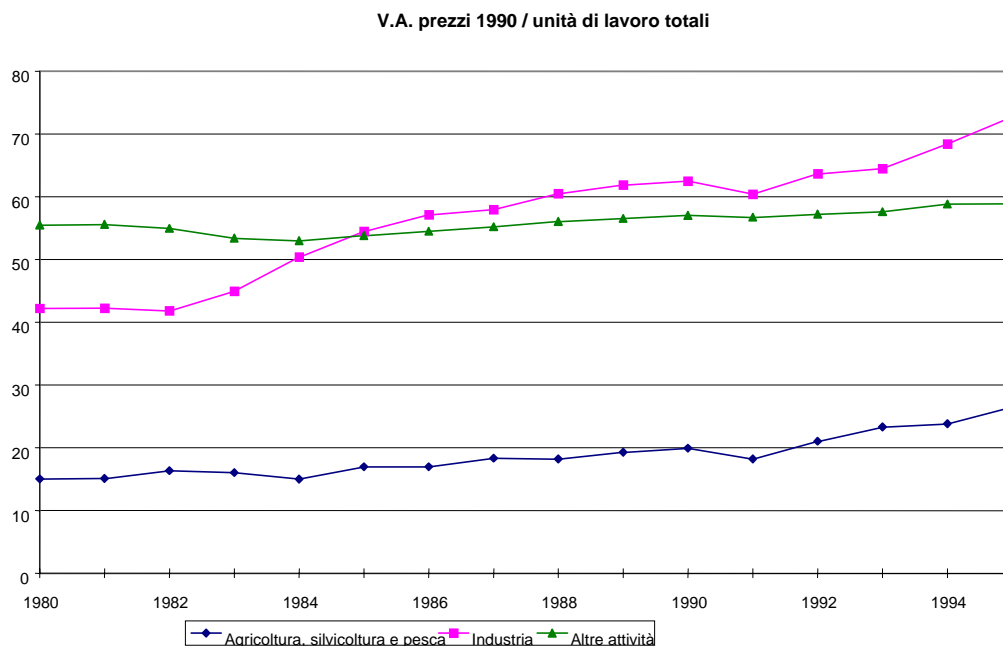
¹⁸ i valori calcolati dei predetti rapporti risultano essere:

Settore	Rapporto	Unità di lavoro dipendenti		Unità di lavoro indipendenti	
		media 92-95	trend 92-95	media 92-95	trend 92-95
Agricoltura	UNI/Occupati	0.71	0.80	1.36	1.55
	UNI/Ore lav. (X100)	2.01	2.39	3.53	4.14
Industria	UNI/Occupati	0.88	0.86	0.91	0.81
	UNI/Ore lav. (X100)	2.35	2.28	2.15	1.93
Altre attività	UNI/Occupati	1.24	1.31	1.23	1.28
	UNI/Ore lav. (X100)	3.59	3.87	2.85	2.99

¹⁹ La separazione delle unità di lavoro tra dipendenti e indipendenti potrebbe essere effettuata, ad esempio:

- in base alla quota di ciascuna sul totale (tali valori sono relativamente stabile nel tempo in specie per industria e servizi)
- ricalcolando le unità dipendenti utilizzando il rapporto unità di lavoro dipendenti/ redditi da lavoro dipendente.

Figura E



4.5.1. Unità di lavoro dipendenti

Oltre alla variabile nazionale, le variabili utilizzabili in prima battuta per la stima sono il valore aggiunto, e i dipendenti da fonte INPS.

L'uso del valore aggiunto nella stima delle unità di lavoro si basa sull'ipotesi di produttività del lavoro costante, e quindi di relazione tra valore aggiunto e unità di lavoro. I grafici del paragrafo precedente mostrano come, soprattutto nel settore industriale, la produttività del lavoro, nel periodo considerato, non sia costante ma abbia un andamento irregolare. Inoltre i coefficienti di correlazione in molte branche dell'industria tra valore aggiunto a prezzi correnti e unità di lavoro dipendenti sono negativi.

La stima effettuata utilizzando tra le variabili esplicative il valore aggiunto non dà, per il settore industriale, risultati apprezzabili né in termini di significatività dei singoli coefficienti, né in termini di bontà delle previsioni.

Utilizzando il valore aggiunto a prezzi costanti (che parrebbe più corretto nella stima di una grandezza "fisica") invece il segno dei coefficienti di correlazione è normalmente positivo anche se significativo solo in alcuni casi. Anche in questo caso, cioè utilizzando il valore aggiunto a prezzi costanti, la qualità delle stime non migliora. Una situazione analoga si presenta con la variabile redditi da lavoro dipendente (correlazione negativa o non significativa, poco potere esplicativo dei coefficienti nella regressione).

Si è dunque deciso di non inserire il valore aggiunto regionale nella stima delle branche industriali e di utilizzare solamente la variabile nazionale e i dipendenti di fonte INPS.

Nelle branche dei servizi invece, dove il grafico mostra una maggiore costanza nel rapporto valore aggiunto/unità di lavoro, la correlazione delle unità di lavoro dipendenti con il valore aggiunto è positiva (tanto quando quest'ultimo

è espresso a prezzi correnti che a prezzi costanti). I coefficienti stimati sono in genere significativi e anche la precisione delle previsioni è soddisfacente. Si è dunque scelto di utilizzare nella stima delle unità di lavoro dipendenti nei servizi il valore aggiunto regionale a prezzi correnti oltre alla variabile nazionale (unità di lavoro dipendente) e agli occupati dipendenti della regione.

Modelli scelti:

Agricoltura:

$$\mathbf{uldip} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{uldii}$$

Industria:

$$\mathbf{uldip} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{uldii_br} + \mathbf{dip_br}$$

Servizi:

$$\mathbf{uldip} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{uldii} + \mathbf{vap_br} + \mathbf{dip_br}$$

Servizi non destinabili alla vendita:

$$\mathbf{uldip} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{uldii} + \mathbf{vap}$$

4.5.2. Unità di lavoro indipendenti

Le unità di lavoro indipendenti non sono presenti in tutte le branche prese in considerazione. Per definizione non esiste lavoro indipendente nel settore dei servizi non destinabili alla vendita, mentre esso è escluso da altri settori per la natura delle attività in questione, così come sono classificate nelle statistiche, oppure è presente in misura marginale e pertanto non rilevato (ad esempio il settore del credito e delle assicurazioni). In alcune branche dell'industria manifatturiera (è il caso della produzione di energia, della metallurgia, dell'industria chimica, della produzione di mezzi di trasporto) l'ammontare delle unità di lavoro è positivo, ma decisamente esiguo.

Si è quindi deciso di aggregare nella stima le branche industriali in senso stretto, mantenendo invece distinta la branca "costruzioni".

Anche per le unità di lavoro indipendenti la correlazione con il valore aggiunto a prezzi correnti è negativa nelle branche industriali, sia considerate singolarmente sia aggregate.

Dunque, nelle stime relative al settore delle costruzioni e dell'industria il coefficiente del valore aggiunto è significativo, ma negativo. La qualità della stima in termini di precisione delle previsioni, tuttavia, è migliore rispetto alle specificazioni da cui il valore aggiunto è escluso.

Se si prende in considerazione il valore aggiunto a pezzi costanti, invece, i coefficienti di correlazione con le unità di lavoro indipendenti nella maggioranza delle branche perdono di significatività (e/o diminuiscono in valore), e in nessuna cambiano di segno. Le previsioni, tuttavia, peggiorano.

Tenuto conto delle precedenti osservazioni, i modelli scelti per la stima comprendono, quindi, la variabile stessa (unità di lavoro indipendenti) a livello nazionale e il valore aggiunto regionale a prezzi correnti.

Modelli utilizzati:

Industria in senso stretto:

$$\mathbf{ulinp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{ulini} + \mathbf{vap}$$

Costruzioni:

$$\mathbf{ulinp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{ulini} + \mathbf{vap}$$

Servizi:

$$\mathbf{ulinp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{ulini_br} + \mathbf{vap}$$

Agricoltura:

$$\mathbf{ulinp} = \mathbf{intercetta} + \mathbf{ulini} + \mathbf{vap}$$

5. RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

B. CONTINI, R. REVELLI,
1992 *I dati su imprese, occupazione e retribuzioni di fonte INPS*, Padova Ricerche,
Quaderno n. 13.

R. REVELLI,
1995 *Potenzialità degli archivi INPS ai fini della stima degli aggregati dei conti economici territoriali*, ISTAT Quaderni di ricerca n. 1/1995.