

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI SIENA

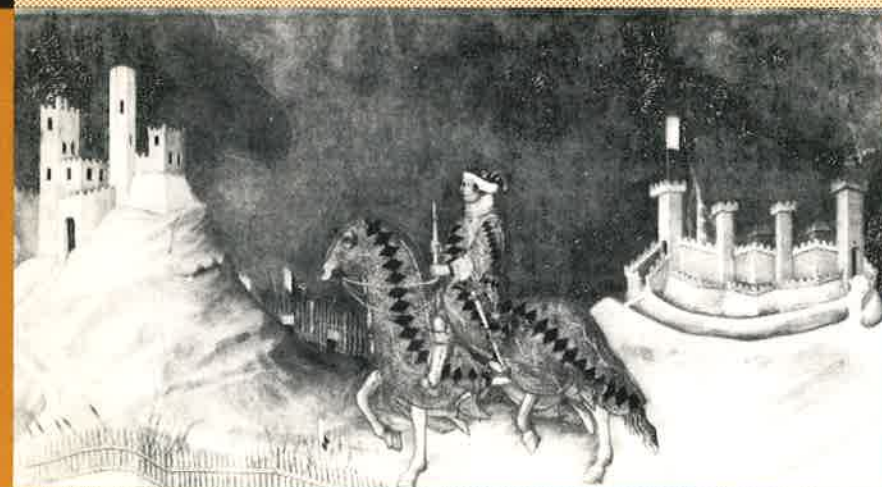


QUADERNI DEL DIPARTIMENTO
DI ECONOMIA POLITICA

Pierpaolo Pierani

Pier Luigi Rizzi

**PRODUTTIVITA' TOTALE DEI FATTORI
E PROGRESSO TECNICO
NELL' AGRICOLTURA ITALIANA :
UN CONFRONTO NORD - SUD**



**QUADERNI DEL DIPARTIMENTO
DI ECONOMIA POLITICA**

COMITATO SCIENTIFICO

MARCELLO DE CECCO
MASSIMO DI MATTEO
RICHARD GOODWIN
MICHIO MORISHIMA
MARIO NUTI
LIONELLO F. PUNZO
SILVANO VICARELLI

Redazione: Dipartimento di Economia Politica, Piazza S. Francesco, 17 - 53100 Siena -
tel.0577/298620

La Redazione ottempera agli obblighi previsti dall'Art.1 del D.L.L. 31.8.45 n.660

Le richieste di copie della presente pubblicazione dovranno essere indirizzate alla Redazione

I Quaderni del Dipartimento di Economia Politica dell'Università di Siena vengono pubblicati come servizio atto a favorire la tempestiva divulgazione di ricerche scientifiche originali, siano esse in forma provvisoria o definitiva. I Quaderni vengono regolarmente inviati a tutti gli istituti e dipartimenti Italiani, a carattere economico, nonché a numerosi docenti e ricercatori universitari. Vengono altresì inviati ad enti e personalità italiane ed estere. L'accesso ai Quaderni è approvato dal Comitato scientifico, sentito il parere di un referee.

(Dal 1979 a tutto il 1987 la denominazione della presente Collana è stata: "Quaderni dell'Istituto di Economia". La numerazione progressiva rimane tuttavia la stessa).

Pierpaolo Pierani
Pier Luigi Rizzi

**PRODUTTIVITA' TOTALE DEI FATTORI E PROGRESSO
TECNICO NELL'AGRICOLTURA ITALIANA:
UN CONFRONTO NORD-SUD**



Siena, Luglio 1991

**Produttività totale dei fattori e progresso tecnico
nell'agricoltura italiana: un confronto Nord-Sud**

Pierpaolo Pierani Pier Luigi Rizzi
Dipartimento di Economia Politica

Siena, Ottobre 1991

* Siamo grati a G. Barbero, M. De Benedictis e N. Rossi per i
commenti forniti ad una precedente stesura del lavoro.

- Pierpaolo Pierani è Ricercatore nel Dipartimento di Economia Politica dell'Università di Siena.
- Pier Luigi Rizzi è Professore di Economia dei mercati agricoli nel Dipartimento di Economia Politica dell'Università di Siena

1. Introduzione

In una rassegna di qualche anno fa sulle misure della produttività totale dei fattori nell'agricoltura italiana, De Benedictis notava come questo filone di ricerca sembrasse inspiegabilmente esaurito e ne auspicava una ripresa, con riferimento alle metodologie apparse nella letteratura anglosassone in quel periodo. Anche se quel suggerimento non ha avuto largo seguito, pensiamo resti valido soprattutto in questi anni, che vedono l'intervento pubblico in agricoltura costretto a ridimensionare le politiche di sostegno perseguite per oltre un quarto di secolo.

Per questo, dopo un primo contributo, che analizzava i divari regionali di produttività negli anni '70 (Pierani), presentiamo in questo lavoro nuove stime dei tassi di progresso tecnico e dei livelli di efficienza relativa per l'agricoltura del Centro-nord e del Mezzogiorno nel periodo 1960-85.

I metodi impiegati, quello contabile dei numeri indice superlativi e quello econometrico, sono illustrati nel paragrafo 2 e in una appendice, mentre il paragrafo 3 è dedicato ai risultati empirici; questi comprendono un confronto fra le varie misure calcolate e una articolata discussione sulle caratteristiche della tecnologia nell'agricoltura delle due aree.

2. Misure dei tassi di variazione della produttività totale e dei divari di efficienza relativa

Nella letteratura sulla crescita economica, la produttività totale dei fattori è definita di solito come il residuo ottenuto dalla differenza tra i tassi di variazione dell'output e di un indice aggregato degli inputs (contabilità della crescita) oppure

come lo spostamento nel tempo della funzione di produzione (analisi strutturale); poichè, in ogni caso si assume che questi cambiamenti siano governati dal progresso tecnico, una misura del tasso di variazione della produttività totale equivale, sotto determinate condizioni, a una misura dell'effetto del progresso tecnico (Rizzi, Antle-Capalbo, Solow).

Nello spazio duale, si definisce in modo equivalente il tasso di progresso tecnico come la differenza tra i tassi di variazione del costo unitario e di un indice aggregato dei prezzi degli inputs, oppure, come lo spostamento nel tempo della funzione di costo (Berndt-Khaled, Nadiri-Shankerman, Berndt-Wood).

Questo schema interpretativo della crescita è stato completato nell'ultimo decennio con l'aggiunta della dimensione spaziale, che consente di valutare nello stesso tempo anche i divari di efficienza relativa esistenti tra regioni di uno stesso Paese o tra Paesi (Jorgenson-Nishimizu, Denny-Fuss, 1980, 1983a, Jorgenson-Kuroda, Conrad, 1988, Fuss-Waverman).

Nella prima parte del paragrafo descriveremo il metodo contabile per la misura dei tassi intertemporali di crescita della produttività e dei divari interspaziali di efficienza; in questo ambito presenteremo formule di numeri indice ricavati dalla funzione di produzione e dalla corrispondente funzione di costo. Dopo aver indicato i limiti, entro cui si applica questo approccio, illustreremo nella seconda parte il metodo basato sulla stima econometrica dei pesi necessari per l'aggregazione; in questo caso, presenteremo solo le misure duali ricavate dalla funzione di costo.

L'impostazione generale e i riferimenti alla teoria economica dei numeri indice si basano in larga misura sui lavori di Denny-

Fuss (1980, 1983a) e Diewert (1976, 1980, 1981). Nel corso della esposizione assumiamo di avere i dati organizzati in un campione spazio-temporale riferito a due sole aree: Centro-nord (N) e Mezzogiorno (S)¹.

2.1 metodo dei numeri indice superlativi

L'approccio contabile si fonda sulle ipotesi generali che: i) esista una tecnologia di produzione lineare omogenea, definita a livello macro e con elementi comuni a entrambe le aree; ii) gli operatori seguano un comportamento ottimizzante; iii) nel mercato dei fattori (dei prodotti) prevalga uno stato di equilibrio concorrenziale di lungo periodo. Sotto queste ipotesi², si può descrivere la funzione di produzione macro come:

$$1) \ln Y_{rt} = F(\ln X_{Mrt}, \ln X_{Lrt}, \ln X_{Krt}, D_r, T)$$

con $r = S, N$; $t = 1, 2, \dots, n$; $\ln =$ logaritmo naturale e dove Y rappresenta l'output; X_M , X_L , e X_K indicano nell'ordine gli inputs di mezzi tecnici, lavoro e capitale; la variabile dicotomica D tiene conto di un effetto specifico di regione e vale uno per il Mezzogiorno ($D_S=1$), zero per il Centro-nord ($D_N=0$), che costituisce l'area di riferimento; T indica la presenza di progresso tecnologico, che in questo lavoro è rappresentato con la variabile tempo.

Si può approssimare la 1), nel punto dove le quantità valgono uno e T zero, con una espansione quadratica che è una variante

¹ In tal modo trascuriamo il problema della non invarianza delle misure nel caso di confronti multilaterali. Questo punto è discusso nel lavoro di Pierani, cui si rimanda per una completa bibliografia sull'argomento.

² Se si ritiene che la scala di produzione sia un fattore importante della crescita, si può introdurre una ipotesi più generale sul grado di omogeneità della tecnologia (Caves-Christensen-Diewert); analoghi aggiustamenti possono tener conto di equilibri di breve periodo, mercati non concorrenziali, ragioni di scambio e fattori istituzionali come le politiche contro l'inquinamento (Morrison-Diewert, Oskam).

della forma translog (Christensen-Jorgenson-Lau), in cui la costante e i termini di primo ordine differiscono tra le due aree, mentre i coefficienti di secondo ordine sono comuni (Denny-Fuss, 1980):

$$2) \ln Y_r = a_0 + a_D D_r + \sum_i [a_i + a_{iD} D_r] \ln X_{ir} + [a_T + a_{TD} D_r] T + \frac{1}{2} \sum_{ij} b_{ij} \ln X_{ir} \ln X_{jr} + \sum_i b_{iT} T \ln X_{ir} + \frac{1}{2} b_{TT} T^2$$

dove, per comodità, si è trascurato l'indice t .

Dopo aver applicato il lemma quadratico all'equazione 2) (Diewert, 1976, 1981), trattando la variabile dicotomica come se fosse continua³, Denny-Fuss (1980) dimostrano che la variazione di produzione tra le due aree (S, N) in due istanti di tempo (t , s) può essere decomposta in tre parti, che sono da attribuire, nell'ordine, alla combinazione dei fattori, a un effetto intertemporale per ogni area ed a un effetto interspaziale specifico per ogni tempo t . L'equazione di decomposizione ha la forma seguente:

$$3) \ln Y_{St} - \ln Y_{Ns} =$$

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2} \sum_i \left[\frac{\delta F}{\delta \ln X_i} \Big|_{X_i=X_{iSt}} + \frac{\delta F}{\delta \ln X_i} \Big|_{X_i=X_{iNs}} \right] [\ln X_{iSt} - \ln X_{iNs}] \\ & + \frac{1}{2} \left[\frac{\delta F}{\delta T} \Big|_{T=t} + \frac{\delta F}{\delta T} \Big|_{T=s} \right] [t-s] \\ & + \frac{1}{2} \left[\frac{\delta F}{\delta D_r} \Big|_{r=S} + \frac{\delta F}{\delta D_r} \Big|_{r=N} \right] [D_S - D_N] \end{aligned}$$

³ Denny-Fuss (1983b) hanno dimostrato che, nell'applicare il lemma quadratico, si può trattare la dicotomica territoriale come una variabile continua.

con $D_S = 1$ e $D_N = 0$.

Per applicare questa scomposizione, il metodo contabile sfrutta le ipotesi di partenza senza richiedere una stima dei parametri; infatti, con rendimenti di scala costanti e mercati in un equilibrio concorrenziale, le elasticità di produzione sono uguali alle quote di spesa di ogni fattore sul ricavo (costo) totale:

$$4) \frac{\delta F}{\delta \ln X_i} = \frac{P_i X_i}{qY} = \frac{P_i X_i}{\sum_i P_i X_i} = W_i \quad (i = M, L, K \text{ per ogni } r, t)$$

dove P_i e q indicano il prezzo dell' i -esimo fattore e quello dell'output. Sostituendo nella 3) e indicando con τ_{ts} e ϕ , rispettivamente, il confronto intertemporale e quello interspaziale, si può riscrivere l'equazione di decomposizione come:

$$5) \ln Y_{St} - \ln Y_{Ns} = \frac{1}{2} \sum_i [W_{iSt} + W_{iNs}] [\ln X_{iSt} - \ln X_{iNs}] + \tau_{ts} + \phi$$

La 5) è l'equazione generale dell'approccio contabile, da cui i confronti intertemporali e interspaziali si ricavano come casi particolari. Così, per $D_S = D_N = 0$ e $s = t-1$ nella 3), si definisce il tasso di variazione della produttività totale tra due tempi contigui nel Centro-nord:

$$6) \tau_{t,t-1} = [\ln Y_t - \ln Y_{t-1}] - \frac{1}{2} \sum_i [W_{it} + W_{it-1}] [\ln X_{it} - \ln X_{it-1}]$$

dove l'indice di regione r è stato eliminato per semplicità. Analogamente il tasso di variazione della produttività nel Mezzogiorno si può ottenere ponendo $D_S = D_N = 1$. L'espressione $\tau_{t,t-1}$ misura, per una data area, il cambiamento intertemporale di output

non spiegato dalla variazione nella quantità impiegata di tutti i fattori. Questa variazione è calcolata con l'indice di Törnqvist, che in passato è stato usato come approssimazione all'indice continuo di Divisia (Jorgenson-Griliches) e che Diewert (1976) ha definito superlativo, perchè è esatto per la forma translog⁴. Quindi $r_{t,t-1}$ è, in forma di tasso di variazione, l'indice superlativo della produttività totale; se esiste progresso (regresso) tecnico, r assume valori positivi (negativi).

Allo stesso modo, ponendo nella 3) $t=s$ (e trascurando l'indice temporale), possiamo definire un indice del divario di produttività tra le due aree:

$$7) \phi = [\ln Y_S - \ln Y_N] - \frac{1}{2} \sum_1 [W_{iS} + W_{iN}] [\ln X_{iS} - \ln X_{iN}]$$

L'indice ϕ misura la differenza di output tra le due aree, che non è spiegata da un indice di Törnqvist dei divari di input in ogni dato tempo t ; se ϕ è positivo (negativo) ciò vuol dire che, nel combinare la dotazione di fattori, il Mezzogiorno è più (meno) efficiente rispetto all'area di riferimento⁵.

Dal lato duale, è possibile derivare indici relativi come r e ϕ , partendo da una funzione di costo unitario (Denny-Fuss, 1980;

⁴ Un vantaggio teorico degli indici continui di Divisia risiede nel fatto che non richiedono di specificare la forma funzionale del processo produttivo (Denny-Fuss-Waverman). I dati reali, però, sono rilevati ad intervalli discreti e quindi costringono ad usare una approssimazione assumendo indirettamente una forma aggregatrice per la funzione di produzione sottostante. Nel tentativo di minimizzare l'errore di approssimazione, la scelta ricade di solito sugli indici superlativi, cioè su misure che sono esatte per le forme flessibili (Diewert, 1976, Diewert-Wales); queste, a loro volta sono preferite alle tradizionali funzioni Cobb-Douglas o CES, perchè non impongono restrizioni a priori sul segno e sulla dimensione del grado di sostituibilità tra gli inputs nè sugli effetti distorsivi del progresso tecnico.

⁵ Jorgenson-Nishimizu e Christensen-Cummings-Jorgenson definiscono come indici translog le formule 6) e 7) perchè, seguendo un percorso inverso, prima stabiliscono che la tecnologia ha una forma translog e poi ne derivano la misura esatta. In ogni caso, sia che si consideri la translog espressione della vera funzione di produzione sia che la si veda come approssimazione quadratica (nei log) in un punto ad una tecnologia di forma qualsiasi, le misure dei divari di produttività in 6) e 7) sono indici superlativi secondo la definizione di Diewert.

Denny-Fuss-May); in questo caso, i divari di efficienza intertemporale (interspaziale) sono calcolati come differenza tra la variazione intertemporale (interspaziale) del costo per unità di prodotto e un indice di Törnqvist dei divari intertemporali (interspaziali) dei prezzi degli inputs.

Data la funzione di costo unitario:

$$8) \ln[C_{rt}/Y_{rt}] = G(\ln P_{Mrt}, \ln P_{Lrt}, \ln P_{Krt}, D_r, T)$$

si può ottenere un'equazione contabile analoga alla 3) (vedi appendice A) e definire i seguenti indici superlativi:

$$9) \mu_{t,t-1} = [\ln c_t - \ln c_{t-1}] - \frac{1}{2} \sum_1 [W_{it} + W_{it-1}] [\ln P_{it} - \ln P_{it-1}]$$

dove $[\ln c_t - \ln c_{t-1}] = [\ln C_t - \ln C_{t-1}] - [\ln Y_t - \ln Y_{t-1}]$ è la variazione intertemporale del costo per unità di prodotto;

$$10) \theta = [\ln c_S - \ln c_N] - \frac{1}{2} \sum_1 [W_{iS} + W_{iN}] [\ln P_{iS} - \ln P_{iN}]$$

dove $[\ln c_S - \ln c_N] = [\ln C_S - \ln C_N] - [\ln Y_S - \ln Y_N]$ è la differenza (logaritmica) interspaziale del costo per unità di prodotto.

Gli indici μ e θ sono una misura di efficienza relativa: μ rispetto a due tempi contigui all'interno di ogni regione, θ rispetto alle due regioni per ogni dato t .

Dalla teoria degli indici continui (Otha, Conrad, 1988) risulta che, in presenza di rendimenti di scala costanti, le misure duali di efficienza sono uguali al negativo di quelle ricavate dalla funzione di produzione; questa relazione vale anche per gli indici superlativi a meno di un fattore di approssimazione di solito trascurabile (Denny-Fuss, 1980 p.33, Denny-Fuss-May), per cui si può stabilire:

$$r_{t,t-1} \approx -\mu_{t,t-1} ; \phi \approx -\theta.$$

In definitiva, il metodo degli indici superlativi per la misura dei divari di produttività presenta molti vantaggi pratici: è semplice da applicare, è flessibile perchè può essere adattato in funzione dell'informazione disponibile (quantità o prezzi) e, non meno importante, è consistente con la teoria economica, come dimostrato dai teoremi di Diewert (1981). Tuttavia, questo metodo può presentare anche il rischio di distorcere sistematicamente i risultati, date le ipotesi di cui sopra, qualora sia falso il vincolo che i coefficienti di secondo ordine in 2) sono comuni a entrambe le aree⁶; in questi casi, non esiste altra possibilità che quella di ricorrere alla stima econometrica (Denny-Fuss, 1983a, p.317).

Altri svantaggi dell'approccio contabile sono che: i) si perde l'informazione strutturale sulle caratteristiche della domanda dei fattori rispetto ai prezzi, al progresso tecnico e agli effetti regionali; ii) nelle applicazioni al settore agricolo, la componente degli indici calcolati dovuta ad effetti residuali può sovrastare quella dovuta ai guadagni di efficienza specifici del progresso tecnico e della regione. Per tutti questi motivi, baseremo l'analisi anche sul metodo econometrico, i cui tratti essenziali sono presentati di seguito.

2.2 metodo econometrico con la funzione di costo unitario

Con il metodo econometrico possiamo costruire confronti intertemporali e interspaziali che sono concettualmente analoghi agli indici superlativi, ma rispetto a queste misure sintetiche

⁶ In realtà i risultati di Denny-Fuss (1983a) valgono anche quando i parametri b_{ij} , b_{iT} e b_{TT} non sono costanti nel tempo; mentre questa eventualità non è da escludere, alla luce degli *shocks* sopportati dall'agricoltura italiana negli anni '70, in questo lavoro discutiamo solo il vincolo della uguaglianza interspaziale, lasciando ad una ricerca futura l'analisi del vincolo intertemporale.

presentano il vantaggio di poter essere depurati della componente residuale⁷. Questo approccio consente anche di verificare con un test formale se gli indici superlativi sono una misura non distorta dei divari di efficienza relativa nel nostro campione; infine, potremo anche analizzare le caratteristiche della domanda di mezzi tecnici, lavoro e capitale nelle due aree.

Siccome, dal punto di vista di teoria delle stime, sembra più ragionevole assumere esogeni i prezzi degli *inputs* invece delle quantità, presenteremo il metodo parametrico per mezzo della funzione di costo, mantenendo l'ipotesi di rendimenti di scala costanti⁸.

Una espansione quadratica della funzione di costo 8), nel punto dove i prezzi assumono valore unitario e $T=0$, si può scrivere nella seguente forma (eliminando l'indice temporale per semplicità):

$$\begin{aligned} 11) \ln[C_r/Y_r] = & a_0 + a_D D_r + \sum_i [a_i + a_{iD} D_r] \ln P_{ir} \\ & + [a_T + a_{TD} D_r] T + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j b_{ij} \ln P_{ir} \ln P_{jr} \\ & + \sum_i b_{iT} T \ln P_{ir} + \frac{1}{2} b_{TT} T^2 + u_r \end{aligned}$$

($D_r=0$ per $r=N$, $D_r=1$ per $r=S$)

dove $(\ln[C_r/Y_r] - u_r)$ è il costo minimizzato per unità di prodotto e u_r una componente di errore non sistematico. Le condizioni di regolarità della funzione di costo richiedono le seguenti restrizioni sui parametri:

⁷ Questa idea è già contenuta nei lavori di Barbero dei primi anni '70; egli stima il tasso di progresso tecnico nell'agricoltura italiana dal 1951 al 1973 rifacendosi al metodo di Solow, ma utilizza come pesi le elasticità di produzione stimate per via econometrica.
⁸ Se la tecnologia è lineare omogenea, possiamo scrivere la funzione di costo in forma intensiva: $C/Y = c(P, D, T)$; così si può ignorare la complicazione econometrica derivante da una eventuale endogeneità dell'*output* aggregato.

$$\sum_i a_i = 1; \sum_i a_{iD} = \sum_j b_{ij} = \sum_j b_{ij} = \sum_i b_{iT} = 0$$

$$12) \quad b_{ij} = b_{ji}$$

La derivata logaritmica della funzione di costo rispetto ai prezzi dà il sistema di domanda ottimale dei fattori in forma di quote (Chambers, cap. II):

$$13) \quad W_{ir} = a_i + a_{iD}D_r + \sum_j b_{ij} \ln P_{jr} + b_{iT}T + u_{ir}$$

dove $i, j = M, L, K$ per ogni r, t ; $(W_{ir} - u_{ir})$ è la quota dell'input i -esimo sul costo (unitario) minimizzato e u_{ir} una componente di errore non sistematico.

Dopo aver fatto le ipotesi convenzionali sul termine stocastico, possiamo ottenere una stima dei parametri necessari per calcolare nuovi indici (duali) delle variazioni di produttività e dei divari di efficienza relativa; per distinguerli dalle misure non parametriche, li chiameremo indici translog.

In pratica, si tratta di calcolare espressioni come la 9) e la 10), usando le quote ottimali al posto di quelle effettive; su questa base, l'indice translog di efficienza intertemporale (il tasso di diminuzione del costo unitario, se c'è progresso tecnico) è calcolato, per ogni area, come:

$$14) \quad \mu_{t,t-1}^1 = \left[\ln C_t - \ln C_{t-1} \right] - \frac{1}{2} \sum_i [S_{it} + S_{it-1}] \left[\ln P_{it} - \ln P_{it-1} \right]$$

Allo stesso modo, l'indice translog di efficienza relativa tra Mezzogiorno e Centro-nord è calcolato come:

$$15) \quad \theta^1 = \left[\ln C_S - \ln C_N \right] - \frac{1}{2} \sum_i [S_{iS} + S_{iN}] \left[\ln P_{iS} - \ln P_{iN} \right]$$

dove $S_i = (W_i - u_i) = a_i + a_{iD}D + \sum_j b_{ij} \ln P_j + b_{iT}T$, sono le quote ottimali per ogni tempo t e/o area r .

Denny-Fuss (1983a) dimostrano, da un lato, che il lemma quadratico usato da Diewert (1976) per derivare gli indici superlativi può essere ottenuto prendendo la differenza di due approssimazioni lineari (vedi appendice A) e, dall'altro lato, che una forma quadratica come la 11) rappresenta l'espressione più generale per cui il lemma quadratico è esatto. Da questi risultati discende che gli indici translog μ^1 , θ^1 e i corrispondenti superlativi μ , θ sono teoricamente uguali; l'unica discrepanza è data dal fatto che nei primi si usano le quote di spesa di equilibrio mentre nei secondi quelle effettive (nell'ipotesi che coincidano con quelle di equilibrio). In pratica, questi risultati di Denny-Fuss autorizzano il ricercatore, che non sia interessato anche all'analisi strutturale, a impiegare il metodo contabile invece del più complicato metodo econometrico; i confronti temporali (spaziali) di lungo periodo (le medie di molti anni) dovrebbero essere corretti.

D'altra parte, Denny-Fuss (1983a) dimostrano che i confronti interspaziali non parametrici, quindi anche il corrispondente indice translog θ^1 , possono dare risultati sistematicamente distorti, se i termini di secondo ordine (le derivate delle quote rispetto a $\log P$ e T) nella funzione di costo 11) non sono spazialmente costanti.

Facendo l'ipotesi che anche i coefficienti $[b_{ij}]$, $[b_{iT}]$ e b_{TT} siano differenti tra le due aree, possiamo ridefinire la funzione di costo unitario translog nel seguente modo:

$$16) \quad \ln[C_r/Y_r] = a_0 + a_{D_r}D_r + \sum_i [a_i + a_{iD}D_r] \ln P_{ir} + \frac{1}{2} \sum_{ij} [b_{ij} + b_{ijD}D_r] \ln P_{ir} \ln P_{jr}$$

$$+ [a_T + a_{TD}D_r]T + \frac{1}{2}[b_{TT} + b_{TD}D_r]T^2 \\ + \sum_i [b_{iT} + b_{iTD}D_r]T \ln P_{ir} + u_r$$

($D_r=0$ per $r=N$, $D_r=1$ per $r=S$)

Le condizioni di regolarità della funzione di costo richiedono di aggiungere alle restrizioni 12) anche le seguenti:

$$\sum_i b_{ijD} = \sum_j b_{ijD} = \sum_i b_{iTD} = 0 \\ 17) \quad b_{ijD} = b_{jiD}$$

mentre il nuovo sistema di domanda dei fattori diventa:

$$18) \quad W_{ir} = a_i + a_{iD}D_r + \sum_j [b_{ij} + b_{ijD}D_r] \ln P_j \\ + [b_{iT} + b_{iTD}D_r]T + u_{ir}$$

Come prima, gli indici translog per i confronti intertemporali si calcolano con la formula:

$$19) \quad \mu_{t,t-1}^3 = [\ln c_t - \ln c_{t-1}] - \frac{1}{2} \sum_i [S_{it} + S_{it-1}] [\ln P_{it} - \ln P_{it-1}]$$

dove S_i sono le quote stimate con l'equazione 18); per contro, l'indice dei confronti interspaziali contiene adesso anche un termine di interazione, che si può calcolare solo a partire dalla stima econometrica:

$$20) \quad \theta^3 = [\ln c_S - \ln c_N] - \frac{1}{2} \sum_i [S_{iS} + S_{iN}] [\ln P_{iS} - \ln P_{iN}] \\ + \frac{1}{4} \sum_{i,j} \beta_{ijD} [\ln P_{iS} - \ln P_{iN}] [\ln P_{jS} - \ln P_{jN}]$$

Se il modello 11), che è contenuto nel 16), dovesse essere rifiutato dai dati, i confronti calcolati con le formule 10) o 15)

non sono corretti e la distorsione potenziale è data dalla differenza $[\theta^3 - \theta^1]$.

A parte il problema legato alla forma corretta di approssimazione, gli indici translog sono calcolati in modo residuale e, quindi, al pari di quelli superlativi, possono contenere altri effetti assieme con quelli specifici delle variabili T e D (Morrison-Diewert); nelle applicazioni al settore agricolo, una componente tipica degli indici calcolati come residuo è costituita dall'effetto stagionale che può generare una forte variabilità nel costo unitario. Come alternativa, capace di isolare questa componente di disturbo, proponiamo di ricorrere direttamente alla stima delle derivate della funzione di costo rispetto al tempo e alla dicotomica.

Se 11) è la rappresentazione corretta della funzione di costo regionale, possiamo rifarci ad una scomposizione analoga alla 3) dal lato duale e definire l'effetto del progresso tecnico come:

$$21) \quad \mu_{t,t-1}^2 = \frac{1}{2} \left[\frac{\delta G}{\delta T} \Big|_{T=t} + \frac{\delta G}{\delta T} \Big|_{T=t-1} \right] [t - (t-1)]$$

e quindi, con i parametri del sistema 12), possiamo calcolare un nuovo indice di efficienza intertemporale con la formula:

$$22) \quad \mu_{t,t-1}^2 = \alpha_T + \alpha_{TD}D_r + \frac{1}{2} \beta_{TT} [t - (t-1)] \\ + \frac{1}{2} \sum_i \beta_{iT} [\ln P_{it} - \ln P_{it-1}]$$

($D_r=0$ per $r=N$, $D_r=1$ per $r=S$)

Allo stesso modo, il divario di costo unitario dovuto all'effetto specifico della regione è definito come:

$$23) \quad \theta^2 = \frac{1}{2} \left[\frac{\delta G}{\delta D_r} \Big|_{r=S} + \frac{\delta G}{\delta D_r} \Big|_{r=N} \right] [D_S - D_N]$$

con $D_S=1$, $D_N=0$

e quindi possiamo calcolare un indice di efficienza specifica dell'area con la formula:

$$24) \theta^2 = \alpha_D + \alpha_{TD}T + \frac{1}{2} \sum_i \alpha_{iD} [\ln P_{iS} + \ln P_{iN}]$$

per ogni tempo t^9 .

Se l'approssimazione corretta è quella del modello 16), gli indici di progresso tecnico e di efficienza specifica si calcolano con le formule (vedi appendice A):

$$25) \mu_{t,t-1}^4 = \alpha_T + \alpha_{TD}D_r + \frac{1}{2} [\beta_{TT} + \beta_{TD}D_r] [t + (t-1)] \\ + \frac{1}{2} \sum_i [\beta_{iT} + \beta_{iTD}D_r] (\ln P_{irt} + \ln P_{irt-1})$$

($D_r=0$ per $r=N$, $D_r=1$ per $r=S$)

$$26) \theta^4 = \alpha_D + \alpha_{TD}T + \frac{1}{2} \beta_{TD}T^2 + \frac{1}{2} \sum_i [\alpha_{iD} + \beta_{iTD}T] [\ln P_{iS} + \ln P_{iN}] \\ - \frac{1}{4} \sum_{ij} \beta_{ijD} [\ln P_{iS} - \ln P_{iN}] [\ln P_{jS} - \ln P_{jN}] \\ + \frac{1}{4} \sum_{ij} \beta_{ijD} [\ln P_{iS} \ln P_{jN} + \ln P_{iN} \ln P_{jS}]$$

In conclusione, per ogni tipo di confronto, intertemporale e interspaziale, abbiamo definito sei misure, di cui una dalla funzione di produzione e cinque dalla funzione di costo. Data l'ipotesi mantenuta che tutti i parametri siano costanti nel tempo, i confronti intertemporali tendono a dare risultati simili:

⁹ Per ottenere in modo diretto gli indici translog, Conrad (1989) usa le equazioni di quota 13) e, al posto della funzione di costo, le equazioni 22)-24), in cui la variabile dipendente è rappresentata dagli indici superlativi $-\mu$ e $-\Phi$; bisogna notare che, se i termini stocastici vengono definiti fin dall'inizio, tutte le variabili di questo sistema devono essere trasformate prima della stima, come in Jorgenson-Fraumeni.

$\tau \approx -\mu \approx -\mu^1 \approx -\mu^3$; allo stesso modo, se le differenze territoriali nella tecnologia sono rappresentabili con il modello 11), anche i confronti interspaziali convergono fra loro: $\Phi \approx -\theta \approx -\theta^1 \approx -\theta^3$ e il metodo dei numeri indice è lo strumento più semplice a disposizione. Se invece la tecnologia è generalmente diversa tra i territori come nel modello 16), la misura corretta di efficienza relativa è θ^3 , che richiede una stima econometrica delle derivate delle quote rispetto ai (log dei) prezzi.

Quando questa metodologia viene applicata al settore agricolo, bisogna anche considerare l'effetto climatico, che introduce una variabilità spuria nelle misure calcolate come residuo; per eliminare questa fonte di disturbo, si deve in ogni caso ricorrere al metodo strutturale, che consente una stima diretta degli effetti specifici del progresso tecnico (μ^2 o μ^4) e della regione (θ^2 o θ^4).

3 Discussione dei risultati

L'analisi dei tassi di variazione della produttività totale e dei livelli di efficienza relativa nell'agricoltura italiana è limitata al periodo 1960-85 e si basa su una tecnologia convenzionale con un output e tre inputs; le fonti e i criteri seguiti nella costruzione del campione spaziotemporale sono riportati in appendice B. L'esposizione dei risultati segue l'ordine seguente: nella sezione 3.1 discutiamo la verifica sul grado di differenziazione regionale della funzione di costo, in modo da stabilire se gli indici superlativi dei confronti interspaziali sono potenzialmente distorti; nella sezione 3.2 confrontiamo fra loro le stime di produttività ottenute con i due metodi e mostriamo il contributo degli effetti specifici

(progresso tecnico ed effetto regione) alla spiegazione dei divari di costo; infine, nella sezione 3.3, analizziamo le caratteristiche della domanda di fattori nell'agricoltura delle due aree.

3.1 Scelta della versione corretta per la funzione di costo

Per la stima dei modelli 11) e 16), abbiamo applicato il metodo della massima verosimiglianza al sistema formato dalla funzione di costo e da due equazioni di quota, con imposti i vincoli di omogeneità e simmetria; inoltre, abbiamo stimato il sistema 16) con i dati delle due aree tenuti separati (16A) e riuniti in un unico campione spazio-temporale (16B); ne risultano tre versioni, che indichiamo per convenienza con A, B, C, corrispondenti alle seguenti ipotesi:

- A: la funzione di costo e la matrice di covarianza degli errori sono entrambe diverse nelle due aree;
- B: la funzione di costo è diversa, ma la matrice di covarianza degli errori è uguale;
- C: la costante e i parametri di primo ordine della funzione di costo translog sono spazialmente diversi, ma quelli di secondo ordine e la struttura dell'errore sono uguali.

Questa sequenza è stata verificata con il rapporto di verosimiglianza; se indichiamo con: (Σ_N, n_N, L_N) , (Σ_S, n_S, L_S) , (Σ, n_N+n_S, L) , la matrice di covarianza dei residui, il numero di osservazioni e il valore massimizzato della funzione obiettivo del sistema 16) stimato sui due campioni separati e su quello combinato, possiamo verificare l'ipotesi nulla $H_0: \Sigma_N = \Sigma_S = \Sigma$ con la statistica:

$$LR_{B/A} = -2 \left[\frac{n_N+n_S}{2} \ln |\Sigma| - \left[\frac{n_N}{2} \ln |\Sigma_N| + \frac{n_S}{2} \ln |\Sigma_S| \right] \right]$$

$$= 2(L_N + L_S - L)$$

che si distribuisce asintoticamente come una v.c. chi-quad. con 6 gradi di libertà¹⁰. Dai risultati di questo e degli altri due confronti (cfr tabella 1) possiamo respingere le ipotesi B e C, in favore della A, che consideriamo la rappresentazione corretta. Siccome tutti i parametri della funzione di costo sono spazialmente distinti, ci si deve attendere che θ e θ^1 siano misure distorte del livello di efficienza relativa.

Prima di passare al calcolo degli indici translog, abbiamo provveduto a verificare negatività nel punto di normalizzazione; nel campione del Centro-nord e in quello combinato negatività era accettata, mentre nel campione del Mezzogiorno abbiamo dovuto imporla¹¹. La Tabella 2 riporta le stime finali della funzione di costo 16A) e della 11) per confronto; gli indici translog sono stati costruiti con i parametri di questi modelli, che incorporano le restrizioni di omogeneità, simmetria e negatività.

3.2. tassi di crescita della produttività totale: 1960-85

Nella Tabella 3 figurano i vari confronti intertemporali; non abbiamo riportato la misura dal lato primario r , perchè coincide con $-\mu$ alla quarta cifra significativa. Scorrendo la Tabella 3 osserviamo che:

¹⁰ Questa statistica è una generalizzazione del test di omoschedasticità in Amemiya (p. 201). La verifica è stata effettuata sulla versione lineare del modello, prima di imporre negatività.

¹¹ La condizione di negatività è stata verificata con la fattorizzazione di Cholesky nel punto medio. Mentre nel Centro-nord (e nel campione combinato) negatività non è un problema, nel Mezzogiorno abbiamo dovuto vincolare a zero uno dei valori di Cholesky, perchè era significativamente positivo; anche se ciò comporta una caduta del log della verosimiglianza da 243.314 a 238.6 (cfr tabelle 1 e 2), abbiamo mantenuto il vincolo per assicurare la condizione di minimizzazione dei costi di lungo periodo nei confronti tra le due aree. Con le stime ristrette, negatività è violata solo nel biennio 1978-79 sia al Nord sia al Sud.

- a) gli indici superlativi tendono a coincidere con quelli translog, in particolare con quelli stimati dalla funzione di costo 16);
- b) le fluttuazioni nei tassi di crescita della produttività sono più ampie al Sud che al Nord; questo fatto si spiega con la diversa composizione dell'output nelle due aree¹²;
- c) nell'arco di questi venticinque anni, la produttività è cresciuta più nel Mezzogiorno che nel Centro-nord (4.3% per anno contro 3.3%), per effetto della crescita eccezionale negli anni 1961, 1963, 1983;
- d) la produttività è cresciuta a un tasso decrescente in entrambe le aree, con una decelerazione più forte nell'agricoltura meridionale dove il tasso di variazione del residuo è passato dal 7% per anno del primo decennio al 2.6% degli anni '70.

Nella Tabella 4 sono raccolte alcune stime recenti del tasso di crescita della produttività nell'agricoltura europea e nord-americana, tutte riconducibili al metodo degli indici superlativi. Anche se non è lecito un confronto sui livelli assoluti dei tassi, perchè le stime risultano molto sensibili alla qualità delle informazioni di base, ai criteri di definizione e aggregazione delle variabili, agli anni scelti per il confronto, sorprende la diversità dei nostri risultati; comunque, questi dati mostrano come la dinamica del progresso tecnico nelle agricolture sviluppate proceda con alti e bassi non necessariamente in fase e confermano, per l'agricoltura italiana, un rallentamento della crescita della produttività negli anni '70.

¹² Nel periodo 1960-85, l'output del Centro-nord è formato per il 32% da coltivazioni erbacee, per il 18% da coltivazioni arboree e per il 50% da allevamenti; nell'agricoltura meridionale le proporzioni sono, nell'ordine, 38, 40 e 22.

Questa tendenza è riproposta in dettaglio nelle Tabelle 5 e 6, che mostrano la variazione temporale del costo unitario scomposta negli effetti base dovuti a: prezzo dei fattori, progresso tecnico e residuo. Negli anni '60, i costi unitari crebbero a un ritmo contenuto perchè il progresso tecnico annullò circa la metà dell'aumento di prezzo dei fattori ($4.48/8.37 = 0.54$ nel Centro-nord, $5.38/11.33 = 0.47$ nel Sud), ma nel periodo più recente questa azione calmieratrice si è in gran parte esaurita, per modo che il costo per unità di output tende a crescere come il tasso aggregato dei prezzi degli inputs.

D'altra parte, la componente non neutrale del progresso tecnico ha gradualmente favorito la sostituzione di lavoro con mezzi tecnici e capitale, contribuendo a modificare la struttura del tasso di crescita del prezzo aggregato dei fattori; in effetti, tra il decennio 1960-70 e la prima metà degli anni '80, l'incidenza del costo del lavoro sul tasso di crescita del prezzo aggregato è passata nel Centro-nord da 0.91 a 0.44 e nel Mezzogiorno da 0.97 a 0.68.

3.3 livelli di produttività ed efficienza relativa

Nella Tabella 7 sono riportati i confronti interspaziali di produttività ed efficienza di costo per ogni anno del periodo 1960-85; l'area di riferimento è il Centro-nord e le differenze log sono state esponenziate per facilitarne la lettura.

Prima di passare al commento dei risultati, conviene fare due osservazioni metodologiche. In primo luogo, l'indice dei divari di produttività Φ e quello di efficienza relativa Θ non sono esattamente simmetrici: nel 1960, per es., lo svantaggio dell'agricoltura meridionale rispetto a quella del Centro-nord

sarebbe pari al 12% se misurato in termini di produttività e pari al 14% se misurato in termini di efficienza di costo; l'errore di approssimazione (Denny-Fuss, 1980, p.33) arriva anche a sei punti percentuali in qualche anno, ma non altera il profilo delle due serie. In secondo luogo, nonostante il test di specificazione indichi che θ^3 rappresenta la misura corretta del livello di efficienza, in pratica la distorsione funzionale è trascurabile al punto che i due indici translog coincidono¹³.

Dai valori di Φ della Tabella 7, la differenza nel livello di produzione, non dovuta alla diversa combinazione dei fattori, è quasi sempre a sfavore del Mezzogiorno e tende ad aumentare nel tempo; nell'arco di questi ventisei anni, il divario medio di produttività è stato di circa il 9%, era pari al 4% negli anni '60, ma è più che raddoppiato nel periodo successivo e si mantiene attorno al 12% negli anni '80.

I valori medi della Tabella 8 mostrano i dettagli di questo deterioramento sistematico; tra gli anni '60 e '70, l'input aggregato dell'agricoltura meridionale è aumentato dal 59% al 68% di quello del Centro-nord (il lavoro dal 72% al 93%, il capitale dal 50% al 58%, i mezzi tecnici dal 30% al 31%), ma il livello di produttività è peggiorato di dieci punti (dal 96% al 86%) così che l'indice dell'output è aumentato solo di due punti, dal 56% al 58%; nonostante un parziale recupero di produttività, negli anni '80 l'agricoltura del Mezzogiorno impiega il 64% delle risorse del Centro-nord, ma ottiene lo stesso livello relativo di produzione degli anni '60 quando l'indice dell'input era di cinque punti più basso.

¹³ Anche i risultati di Denny-Fuss (1983a) indicano che l'analisi diventa sensibile quando il confronto è stabilito tra Paesi piuttosto che tra regioni di uno stesso Paese.

Gli indici di efficienza relativa descrivono un quadro analogo dal lato duale. Dopo aver tenuto conto dei divari di prezzo tra le due aree, risulta che il costo per unità di prodotto nell'agricoltura meridionale è stato in media più alto di circa l'11%; questo differenziale era pari al 5% negli anni '60, ma è aumentato al 15% negli anni '80.

Per meglio chiarire questo punto, abbiamo ricostruito la formazione del divario di costo tra le due agricolture riportata nella Tabella 9; come si vede, esisterebbe nel Sud un vantaggio di prezzo, offerto dalla più bassa remunerazione del lavoro, che viene tuttavia annullato dal livello di inefficienza specifica; in base alle medie dei periodi, l'indice del divario di costo dovuto all'azione combinata dei due effetti è passato da 1.03 (.96x1.07) negli anni '60 a 1.11 (.94x1.18) nel periodo più recente.

In definitiva, questo continuo allargamento del divario di produttività e di efficienza tra le due agricolture rappresenta il risultato nuovo della nostra ricerca; se fosse confermato con altri dati, questo risultato potrebbe essere considerato una prova che il tipo prevalente di sviluppo economico del settore ha favorito l'instaurarsi di un disequilibrio permanente tra disponibilità di progresso tecnico offerta dal mercato e domanda latente da parte dei produttori. Questo fatto dovrebbe far riflettere sugli effetti territoriali della ricerca pubblica¹⁴.

3.4 caratteristiche della tecnologia ed effetti distributivi

Secondo il modello accettato, il costo per unità di prodotto nell'agricoltura italiana dipende dai prezzi e dal progresso

¹⁴ Una bibliografia essenziale sui modelli di crescita dualistica indotta dal progresso tecnico si può trovare in De Benedictis.

tecnico, con effetti di risposta distinti nel Centro-nord e nel Mezzogiorno. Una prima indicazione sulle caratteristiche territoriali della tecnologia è fornita direttamente dalle stime della funzione di costo 16) in tabella 2. I parametri α_M , α_L , α_K danno la composizione del costo nel punto di normalizzazione e, in base alla relazione 4), sono una stima locale delle elasticità di produzione; da questi valori si vede che il capitale ha una incidenza simile (11.5% al Nord e 9.5% al Sud), mentre gli altri due fattori sono impiegati in proporzioni molto diverse: la quota dei mezzi tecnici è pari al 29% al Nord contro il 13.8% al Sud, quella del lavoro al 59.5% nel Nord contro il 76.7% nel Sud.

I coefficienti di prezzo β_{ij} sono tutti positivi e, con l'eccezione di β_{MM} nel Centro-nord, statisticamente diversi da zero; ciò implica che la domanda dei fattori è piuttosto rigida al proprio prezzo ($\beta_{ij} = \delta S_i / \delta \ln P_i = S_i(1 - S_i + e_{ij})$).

La tabella 10 riporta la matrice delle elasticità-prezzo calcolata su tre punti del periodo campionario ed evidenzia questa scarsa reattività, che appare più accentuata nella agricoltura meridionale; in particolare, tra l'inizio e la fine del periodo, e_{LL} passa da -.30 a -.39 nel Centro-nord e da -.10 a -.18 nel Mezzogiorno, mentre la domanda di mezzi tecnici diventa relativamente più rigida al Nord (da -.61 a -.55) e meno rigida al Sud (da -.41 a -.48); in entrambi i territori, e_{KK} diminuisce (in valore assoluto) sistematicamente per tutti gli anni sessanta e settanta¹⁵, ma recupera i valori iniziali alla fine del periodo.

D'altra parte, poichè la quota di costo di un fattore in equilibrio può essere interpretata, per la 4), come il rapporto

¹⁵ In corrispondenza dei prezzi medi del periodo, esclusi gli anni 1978/79 che violano la condizione di negatività, l'elasticità-prezzo diretta della domanda di capitale è pari a $-.179 \pm .005$ nel Centro-nord e a $-.032 \pm .009$ nel Mezzogiorno.

tra il suo prezzo reale e la sua produttività media, $S_i = (P_i/q)/(Y/X_i)$, la condizione $\beta_{ii} > 0$ significa che un aumento relativo nel prezzo nominale del fattore i-esimo determina un aumento del suo prezzo reale più rapido della sua produttività. Se si valutano questi effetti in forma di elasticità media (β_{ii}/α_i), si può constatare come nell'agricoltura del Centro-nord l'input più costoso sia stato il capitale ($\beta_{KK}/\alpha_K = .73$), mentre l'elasticità della quota di mezzi tecnici e lavoro è pari a .11. Anche nel Mezzogiorno il capitale è risultato il fattore più costoso ($\beta_{KK}/\alpha_K = .89$), seguito da mezzi tecnici ($\beta_{MM}/\alpha_M = .46$) e lavoro ($\beta_{LL}/\alpha_L = .14$). In ogni caso, il differenziale tra prezzo reale e produttività parziale dei fattori è stato più elevato nell'agricoltura meridionale rispetto a quella del Centro-nord.

Queste osservazioni sul legame tra prezzi e produttività parziali dei fattori si possono generalizzare notando che il negativo delle elasticità compensate è una misura delle elasticità, rispetto ai prezzi, delle produttività medie dei fattori (Berndt, 1990 pag.70). Così, i valori di e_{KK} nell'ultimo quinquennio (cfr. tabella 10) implicano che un aumento del 10% nel prezzo d'uso del capitale provoca, *ceteris paribus*, un aumento della produttività media del capitale pari al 3.0% nel Nord e al 2.4% nel Sud; un analogo aumento del prezzo dei mezzi tecnici aumenta la produttività di questo fattore del 5.5% nel Nord e del 4.8% nel Sud.

Con l'eccezione della coppia mezzi tecnici/capitale, le restanti elasticità-prezzo incrociate sono tutte statisticamente positive (cfr. tabella 10), il che implica elasticità incrociate delle produttività parziali con valori negativi; così, nel periodo più recente per es., un aumento del 10% nel prezzo dei mezzi

tecnici, *ceteris paribus*, riduce la produttività del lavoro del 3.5% nel Nord, ma solo del 1.3% nel Mezzogiorno.

Nel punto di normalizzazione, il tasso di cambiamento tecnico si riduce alla componente neutrale $-\alpha_T$ ed è stato pari al 3.57%/anno nel Nord, al 3.74%/anno nel Sud; d'altra parte, il fatto che il coefficiente di accelerazione ($-\beta_{TT}$) sia significativamente diverso da zero indica che il tasso di cambiamento tecnico è diminuito nel periodo, con un ritmo di oltre un terzo più rapido nell'agricoltura meridionale.

In questo modello, il progresso tecnico influenza anche l'impiego relativo dei fattori; la direzione della distorsione è data dal segno dei coefficienti β_{iT} e l'intensità dal rapporto β_{iT}/S_i (Antle-Capalbo, p.40). Dai parametri di tabella 2, si vede che il progresso tecnico è stato utilizzatore di mezzi tecnici e capitale e risparmiatore di lavoro in entrambe le aree, più risparmiatore di lavoro nel Centro-nord ($\beta_{LT}/\alpha_L = -.0185$ contro $-.0124$ del Sud), ma più utilizzatore di mezzi tecnici nel Sud ($\beta_{MT}/\alpha_M = .0398$ contro $.0265$ del Nord) e di capitale ($\beta_{KT}/\alpha_K = .042$ contro $.0288$ del Nord). In termini di distorsioni relative, $B_{ij} = \beta_{iT}/S_i - \beta_{jT}/S_j$, il progresso tecnico ha favorito l'intensificazione di mezzi tecnici e di capitale, mentre ha avuto un effetto neutrale sul rapporto mezzi tecnici/capitale (cfr. tabella 11).

Con le elasticità di sostituzione di Morishima (tabella 11) e con le elasticità delle quote relative (tabella 12) abbiamo inteso approfondire l'analisi degli effetti di sostituzione e distributivi generati dai prezzi.

Di recente, Blackorby-Russel hanno dimostrato che, a differenza della celebrata misura di Allen, l'elasticità di

sostituzione di Morishima (Koizumi, Chambers, p. 96) fornisce una corretta misura della curvatura dell'isoquanto; per la sua forma:

$$27) \quad M_{ij} = \delta \ln(X_i/X_j) / \delta \ln P_j = e_{ij} - e_{jj},$$

l'elasticità di Morishima è asimmetrica, quindi le possibilità di sostituzione tra i fattori dipendono da quale prezzo sta cambiando. In base ai valori di tabella 11, il tipo di interdipendenza è simile nei due territori e relativamente più intenso nel Centro-nord. Le migliori possibilità di sostituzione sono per la coppia mezzi tecnici/lavoro, indipendentemente dalla direzione, mentre per la coppia mezzi tecnici/capitale, il grado di sostituibilità provocato da una variazione nel prezzo dei materiali è circa doppio di quello provocato da una variazione nel costo d'uso del capitale¹⁶; anche per il rapporto capitale/lavoro, la sostituzione è più favorita dal prezzo del lavoro che da quello del capitale.

Le elasticità delle quote relative misurano gli effetti distributivi generati da una variazione proporzionale dei prezzi relativi e, quindi, aggiungono l'effetto prezzo diretto alle misure di sostituzione di Morishima (Blackorby-Russell):

$$28) \quad \frac{\delta \ln(S_i/S_j)}{\delta \ln P_r} = \begin{cases} 1 - M_{ji} & \text{per } r=i \\ M_{ij} - 1 & \text{per } r=j \\ M_{ir} - M_{jr} & \text{per } r \neq i, j \end{cases} \quad \left| \quad \sum_r \frac{\delta \ln(S_i/S_j)}{\delta \ln P_r} = 0. \right.$$

Dal momento che gli effetti distributivi sono inversamente proporzionali a quelli di sostituzione, la tabella 12 fornisce una informazione complementare a quella contenuta nella tabella 11. In generale, le elasticità delle quote relative sono più alte quando

¹⁶ Con il criterio di Morishima, mezzi tecnici e capitale sono sostituiti anche nel Mezzogiorno; comunque, ai prezzi medi 1960-85 (esclusi gli anni 1978/79), mezzi tecnici e capitale appaiono blandi complementi, quando cambiava il prezzo del capitale ($M_{MK} = -.026 \pm .016$) e sostituiti, quando cambiava il prezzo dei mezzi tecnici ($M_{KM} = .324 \pm .066$).

riguardano coppie di fattori a domanda più rigida e sono più alte al Sud che al Nord; per es., con riferimento alle medie dell'ultimo quinquennio, un aumento del 10% in P_M provoca un aumento della quota dei mezzi tecnici su quella del lavoro dello 0.98% al Nord e del 3.9% al Sud; allo stesso modo, un aumento relativo del 10% in P_K aumenta il rapporto S_K/S_L del 6.68% al Nord e del 7.19% al Sud. Quando si considera l'effetto distributivo del prezzo del fattore estraneo al rapporto, si vede che P_M favorisce il lavoro rispetto al capitale (più al Nord che al Sud), P_L i mezzi tecnici sul capitale (più al Nord che al Sud); il prezzo del capitale lascia inalterata la distribuzione tra mezzi tecnici e lavoro nel Centro-nord per tutto il periodo, nel Sud solo negli anni '80 perchè in precedenza favoriva il lavoro.

A completamento di questa parte dell'analisi, abbiamo ricostruito la scomposizione dei tassi di variazione dei rapporti di quantità ($d\ln(X_i/X_j)$) e quote ($d\ln(S_i/S_j)$) dei fattori, per valutare l'effetto di lungo periodo dei prezzi relativi e della componente non neutrale del cambiamento tecnico. I risultati della tabella 13 sono stati calcolati con le formule:

$$d\ln(X_i/X_j) = \sum_r (M_{ir} - M_{jr}) d\ln P_r + B_{ij} dT + \text{residuo}$$

29)

$$d\ln(S_i/S_j) = \sum_r \frac{\delta \ln(S_i/S_j)}{\delta \ln P_r} d\ln P_r + B_{ij} dT + \text{residuo}$$

utilizzando la media aritmetica delle elasticità di inizio e fine periodo, riportate in tabella 11.

In un periodo di oltre venti anni, l'agricoltura italiana ha sperimentato un processo di intensificazione di mezzi tecnici e capitale, che ha interessato entrambe le aree, ma è stato più spinto nel Centro-nord. Il rapporto mezzi tecnici/lavoro è

cresciuto a tassi del 9.35%/anno nel Centro-nord e del 7.98%/anno nel Mezzogiorno; il ruolo del progresso tecnico spiega oltre la metà di questa dinamica, mentre l'effetto dei prezzi relativi spiega il 47% nella prima area e solo il 38% nella seconda. Il rapporto capitale /lavoro è cresciuto a ritmi più simili: 6.94% nel Centro-nord e 6.58% nel Sud; anche in questo caso l'effetto del progresso tecnico supera quello di sostituzione: 60% e 66% contro 41% e 35%. Infine, il rapporto mezzi tecnici/capitale è cresciuto del 2.41%/anno nel Centro-nord e del 1.40%/anno nel Mezzogiorno grazie anche all'effetto di sostituzione, che adesso incide, rispettivamente, per il 64% e 50%.

La seconda parte della tabella 13 riporta i corrispondenti effetti distributivi; come si vede, l'aumento delle quote relative di mezzi tecnici e capitale rispetto al lavoro è spiegato interamente dalle distorsioni del progresso tecnico perchè l'effetto di sostituzione avrebbe favorito il lavoro, soprattutto nei confronti del capitale. Nel caso del rapporto mezzi tecnici/capitale, prezzi e progresso tecnico cooperano nel favorire un aumento della quota relativa dei mezzi tecnici, ma l'effetto di sostituzione prevale con un incidenza di oltre il 70%.

4 Conclusioni

Nella prima parte di questo lavoro abbiamo discusso il problema di costruire confronti intertemporali e interspaziali di produttività mettendo a confronto l'approccio contabile e quello econometrico. I due metodi differiscono solo nel modo di ricavare i pesi necessari per l'aggregazione e, sotto certe ipotesi, producono misure di produttività totale che sono equivalenti. In

molti casi, il metodo contabile è la via più semplice da seguire, ma, quando si può ottenere una stima diretta dei parametri, l'approccio econometrico è preferibile perchè consente di estrarre una quantità maggiore di informazioni; in particolare, consente di analizzare gli effetti di sostituzione e distributivi associati al processo di crescita e, nelle applicazioni al settore agricolo, di separare il contributo del cambiamento tecnico dagli effetti erratici del clima.

Nella seconda parte, abbiamo utilizzato questi metodi per misurare la crescita dell'agricoltura italiana nel periodo 1960-85. La tecnologia è rappresentata per mezzo di una funzione di costo translog con un output, tre inputs (mezzi tecnici, capitale, lavoro) e il tempo come indice del progresso tecnico, mentre il settore è disaggregato in due aree: Centro-nord e Mezzogiorno.

I principali risultati dell'analisi empirica si possono riassumere nei seguenti punti:

a) Per quanto riguarda i confronti intertemporali, gli indici superlativi tendono a coincidere, come atteso, con quelli translog. Nell'arco di questi venticinque anni, la produttività totale dei fattori è cresciuta più nel Mezzogiorno che nel Centro-nord (4.3% per anno contro 3.3%), ma anche le fluttuazioni dei tassi annuali sono più ampie nel Sud, perchè l'incidenza delle coltivazioni erbacee e delle piantagioni è una volta e mezzo quella del Nord; eliminando questo effetto residuale, il tasso di crescita del cambiamento tecnico nel Mezzogiorno si riduce al 3.5%/anno, che in pratica coincide con il valore di 3.3% del Centro-nord. La produttività totale dei fattori e il cambiamento tecnico sono cresciuti a un tasso decrescente in entrambe le aree, ma la decelerazione è stata più forte nell'agricoltura

meridionale; nel Centro-nord, il contributo del progresso tecnico alla riduzione del costo unitario è passato dal 4.5%/anno del primo decennio al 1.5% nella prima metà degli anni '80, mentre i corrispondenti valori per il Mezzogiorno sono 5.4% e 0.7%.

b) Per quanto riguarda i confronti interspaziali, l'indice dei divari di produttività Φ non è del tutto simmetrico con quello dei divari di efficienza relativa θ ; inoltre, anche se un test di specificazione indica che l'indice superlativo θ e la corrispondente versione translog θ^1 non sono misure corrette del livello di efficienza relativa, la distorsione funzionale è praticamente trascurabile, al punto che tutte le misure duali tendono a coincidere. In generale, il divario di produttività (di efficienza) è in quasi tutti gli anni a sfavore del Mezzogiorno e tende ad aumentare nel tempo. Nel periodo 1960-85, la produttività delle risorse nell'agricoltura meridionale è stata più bassa in media del 9%; questo divario era pari al 4% negli anni '60, è più che raddoppiato nel periodo successivo e si mantiene attorno al 12% negli anni '80; da un altro punto di vista, possiamo dire che, per ottenere il 56% del prodotto del Centro-nord, l'agricoltura meridionale impiega il 64% delle risorse negli anni '80, mentre ne impiegava il 59% negli anni '60. Dal lato duale si ottengono analoghe indicazioni: a parità di prezzi, il costo per unità di prodotto nell'agricoltura del Sud è stato più alto in media dell'11%; questo divario di efficienza era pari al 5% negli anni '60, ma è passato al 15% negli anni '80.

c) Circa la tecnologia delle due agricolture, possiamo dire che la domanda degli inputs è in ogni caso piuttosto rigida al proprio prezzo, ma è relativamente meno rigida nel Centro-nord; ciò implica che, quando il prezzo di un input aumenta *ceteris paribus*,

la produttività media di questo input aumenta più nel Nord che nel Mezzogiorno e questo è particolarmente vero per il fattore lavoro. D'altra parte, poichè capitale e mezzi tecnici sono significativi sostituti del lavoro, i prezzi hanno un effetto incrociato negativo sulle produttività parziali; negli anni più recenti, per es., un aumento del 10% nel prezzo dei mezzi tecnici fa diminuire la produttività media del lavoro del 3.6% nel Nord e del 1.4% nel Sud, ma un aumento del 10% nella remunerazione del lavoro riduce la produttività media del capitale del 1% nel Nord e del 2% nel Mezzogiorno. A prezzi dati, la sostituzione di lavoro con mezzi tecnici e capitale è favorita dalla componente non neutrale del progresso tecnico, che appare, in entrambe le aree, negativa per il lavoro e positiva per i capitali; comunque, il progresso tecnico risulta relativamente più risparmiatore di lavoro nel Centro-nord, più utilizzatore di capitali nel Mezzogiorno.

Valutando l'azione combinata dei prezzi relativi e del progresso tecnico tra gli anni sessanta e ottanta, possiamo constatare che l'agricoltura italiana ha sperimentato un processo di intensificazione diffuso in entrambe le aree e che l'effetto del progresso tecnico distorto è stato in generale superiore a quello di sostituzione. Tuttavia, l'insieme di queste osservazioni ci porta a concludere che, lungo questo sentiero di crescita comune, l'agricoltura meridionale stia inseguendo con un ritardo sistematico; in effetti, la composizione dei costi nel Mezzogiorno a metà degli anni ottanta è simile a quella del Centro-nord nei primi anni sessanta.

Tabella

Tabella 1. Verifica delle ipotesi sulla specificazione della funzione di costo nell'agricoltura italiana: 1960-85

A: sistema 16) stimato sui campioni separati

$L(\text{Nord}) = 242.915$; param. liberi^a = 16
 $L(\text{Sud}) = 243.314$; = 16

B: sistema 16) stimato sui campioni combinati

$L = 463.965$; param. liberi^a = 26

C: sistema 11)

$L = 426.219$; param. liberi^a = 20

H_0	H_1	g.d.l.	valore del test	
			asint.	crit. 1%
B	A	6	44.528	16.812
C	B	6	75.492	16.812
C	A	12	120.02	26.217

^a inclusi gli elementi della matrice di covarianza degli errori.

Tabella 2. Stime di massima verosimiglianza della funzione di costo unitario e della domanda di fattori nell'agricoltura del Centro-nord e del Mezzogiorno: 1960-85

Parametri:	Funzione di costo 16) ^{ab}		Funzione di costo 11) ^a	
	Centro-nord	Mezzogiorno	Centro-nord	Mezzogiorno
α_0	.1395 (.0067)	.2622 (.0186)	.1263 (.0138)	.2767 (.0135)
α_M	.2905 (.0042)	.1382 (.0023)	.2918 (.0046)	.1545 (.0056)
α_L	.5948 (.0045)	.7666 (.0030)	.5959 (.0046)	.7533 (.0056)
α_K	.1147 (.0017)	.0952 (.0014)	.1123 (.0012)	.0922 (.0017)
α_T	-.0357 (.0006)	-.0374 (.0017)	-.0396 (.0013)	-.0336 (.0013)
β_{MM}	.0318 (.0210)	.0633 (.0063)	-.0002 (.0157)	
β_{ML}	-.0063 (.0169)	-.0416 (.0063)	.0068 (.0135)	
β_{MK}	-.0254 (.0090)	-.0218 (.0036)	-.0066 (.0058)	
β_{LL}	.0644 (.0167)	.1046 (.0081)	.0641 (.0132)	
β_{LK}	-.0581 (.0071)	-.0630 (.0037)	-.0709 (.0040)	
β_{KK}	.0835 (.0020)	.0848 (.0006)	.0775 (.0019)	
β_{MT}	.0077 (.0009)	.0055 (.0003)	.0053 (.0007)	
β_{LT}	-.0110 (.0010)	-.0095 (.0005)	-.0094 (.0007)	
β_{KT}	.0033 (.0004)	.0040 (.0002)	.0041 (.0002)	
β_{TT}	.0022 (.0002)	.0030 (.0005)	.0025 (.0003)	
L	240.778	238.600	424.286	

^a con negatività imposta nel punto medio (cfr nota 11);

^b stimata sui due campioni separati.

M= mezzi tecnici, L= lavoro, K= capitale, T= tempo; i parametri dell'equazione del capitale sono stati ricavati dai vincoli di sommabilità e simmetria.

Tabella 3. Tassi medi annui di variazione della produttività totale nell' agricoltura italiana: tassi %

	Centro-nord			Mezzogiorno		
	$-\mu$	$-\mu^1$	$-\mu^3$	$-\mu$	$-\mu^1$	$-\mu^3$
1960	-	-	-	-	-	-
1961	4.79	4.18	4.72	19.86	21.54	19.90
1962	7.77	6.90	7.34	-.83	-.82	-1.02
1963	.15	.23	.18	19.73	19.91	19.44
1964	14.31	14.08	14.18	-.45	-.55	-.45
1965	-4.70	-5.07	-4.92	7.04	7.14	7.01
1966	9.82	9.67	9.77	.94	1.04	.98
1967	3.46	3.51	3.52	14.30	14.40	14.31
1968	3.57	3.56	3.59	-.87	-.85	-.84
1969	3.01	3.02	3.12	8.36	8.28	8.31
1970	7.00	6.98	7.02	2.05	2.01	2.02
1971	-2.27	-2.23	-2.26	5.08	5.11	5.11
1972	4.18	4.47	4.50	-8.88	-8.87	-8.90
1973	6.32	6.63	6.58	9.57	9.54	9.69
1974	2.81	2.47	2.54	1.58	1.67	1.53
1975	3.21	3.47	3.40	8.30	8.32	8.38
1976	2.74	2.96	2.87	-12.73	-12.80	-12.85
1977	-1.02	-.96	-1.00	5.15	5.24	5.25
1978	3.23	3.26	3.04	1.69	1.61	1.69
1979	5.39	5.34	5.22	7.76	7.57	7.69
1980	2.07	2.28	2.45	8.69	8.89	8.87
1981	1.52	1.31	1.49	1.25	1.39	1.29
1982	5.53	5.74	5.58	-6.38	-6.52	-6.59
1983	.72	.72	.74	16.68	16.54	16.77
1984	2.40	2.41	2.40	-5.49	-5.34	-5.43
1985	-3.32	-3.31	-3.29	5.76	5.54	5.69
1960-70	4.92	4.71	4.85	7.02	7.21	6.97
1970-80	2.67	2.77	2.74	2.62	2.63	2.65
1980-85	1.37	1.37	1.39	2.36	2.32	2.34
1960-85	3.31	3.26	3.31	4.33	4.40	4.31

Tabella 4. Tassi di crescita della produttività totale nella agricoltura di alcuni Paesi occidentali

Autore	Paese	1950-60	1960-70	1970-80	1960-85
Beherens-De Haen (1980, p.133)	CEE-9 ^a		1.72	1.82	1.76
	B/L		1.36	2.55	1.85
	IRL		1.54	2.60	1.98
	DK		1.05	2.07	1.47
	F		1.73	1.47	1.61
	UK		1.47	1.34	1.41
	D		1.56	2.57	2.02
	N		2.49	2.41	2.45
	I		1.45	.85	1.17
	F ^b		3.11	2.16	2.71
Guyomard (1989)					
Rayner et al. (1986, p.141)	UK ^c		-.03	1.61	.95
Michalek (1988, p.42)	D ^d		3.94	1.23	2.42
Oskam (1991, p.198)	N ^e	2.43	2.17	2.12	2.05
nostre stime	I		5.64	2.65	3.67
	Centro-nord		4.92	2.67	3.31
	Mezzogiorno		7.02	2.62	4.33
Ball (1985)	USA ^f	2.65	1.22	2.22	1.69
Capalbo-Vo (1988)	USA ^g	1.52	.79	1.93	1.09
Capalbo-Denny (1986)	USA ^h		1.13	1.67	1.41
	CAN ^h		2.22	2.52	2.37
Chan-Mountain (1990)	CAN ⁱ :				
	Atlantic Region	1.04	2.37	3.19	2.63
	Quebec	2.13	.98	3.87	1.89
	Ontario	1.25	2.35	1.96	2.23
	Manitoba	1.40	2.55	-2.97	.81
	Saskatchewan	-2.68	.97	-4.05	-.62
	Alberta	-2.49	1.80	1.67	1.76
	British Columbia	-1.12	1.40	2.63	1.79

^a tassi interpolati, 1963-70, 1970-76, 1963-76;

^b 1960-74, 1974-84, 1960-84;

^c 1964-70, 1970-79, 1964-79;

^d 1960-83;

^e 1949-60, 1960-88;

^f 1970-79, 1960-79;

^g 1960-83 (1960-82=1.59);

^h 1962-70, 1970-78, 1962-78;

ⁱ 1952-60, 1960-73, 1973-79, 1960-79.

Tabella 5. Tassi medi annui di variazione (%) del costo unitario e dei suoi componenti: agricoltura del Centro-nord

	Costo per unità di prodotto	Prezzi dei fattori				Progresso tecnico μ^4	Residuo ($\mu^3 - \mu^4$)
		totale	P _M	P _L	P _K		
	a	b	b ₁	b ₂	b ₃	c	d
1960	-	-	-	-	-	-	-
1961	5.67	10.38	-5.93	18.81	-2.68	-4.88	.16
1962	8.14	15.48	1.75	23.81	-0.96	-4.92	-2.42
1963	5.03	5.21	7.14	5.11	2.93	-4.82	4.64
1964	3.77	17.95	16.20	25.00	-11.87	-4.69	-9.49
1965	3.75	-1.17	-9.65	3.56	-9.86	-4.64	9.56
1966	-.89	8.88	2.06	12.03	5.77	-4.54	-5.23
1967	.73	4.25	3.74	2.98	11.52	-4.35	.83
1968	-2.25	1.33	-0.96	2.58	-0.09	-4.13	.54
1969	7.76	10.88	1.72	15.77	6.33	-4.00	.88
1970	3.46	10.49	6.66	11.42	13.81	-3.87	-3.15
1971	4.46	2.20	6.17	2.28	-6.05	-3.66	5.92
1972	7.22	11.72	3.23	17.62	3.63	-3.52	-.98
1973	16.87	23.45	16.56	32.11	-2.70	-3.50	-3.08
1974	15.18	17.72	28.64	11.09	23.03	-3.31	.77
1975	16.60	20.00	11.82	22.63	28.37	-3.03	-.37
1976	20.07	22.94	18.04	33.01	-14.84	-2.98	.11
1977	16.38	15.38	12.10	14.52	30.48	-2.88	3.88
1978	11.93	14.97	7.18	25.58	-20.48	-2.79	-.25
1979	9.44	14.67	10.25	17.79	11.34	-2.76	-2.46
1980	13.14	15.59	18.56	5.81	57.64	-2.45	.00
1981	13.43	14.91	20.93	6.42	31.71	-1.99	.50
1982	13.51	19.09	11.76	22.74	24.38	-1.72	-3.86
1983	9.73	10.47	11.93	11.75	2.81	-1.55	.81
1984	7.25	9.66	9.40	9.35	11.26	-1.34	-1.06
1985	5.66	2.37	2.78	.65	6.47	-1.10	4.39
1960-70	3.52	8.37	2.27	12.11	1.49	-4.48	-.37
1970-80	13.13	15.87	13.25	18.24	11.04	-3.09	.35
1980-85	9.91	11.30	11.36	10.18	15.33	-1.54	.16
1960-85	8.64	11.95	8.48	14.18	8.08	-3.34	.03

Nota: $a = b + c + d$;

Tabella 6. Tassi medi annui di variazione (%) del costo unitario e dei suoi componenti: agricoltura del Mezzogiorno

	Costo per unità di prodotto	Prezzi dei fattori				Progresso tecnico μ^4	Residuo ($\mu^3 - \mu^4$)
		totale	P_M	P_L	P_K		
	a	b	b_1	b_2	b_3	c	d
1960	-	-	-	-	-	-	-
1961	4.95	24.85	-9.25	38.27	-14.61	-6.09	-13.81
1962	9.93	8.91	2.90	11.96	-3.86	-6.08	7.10
1963	7.47	26.90	4.64	32.82	9.74	-5.96	-13.48
1964	-1.47	-1.92	5.48	-1.36	-13.53	-5.78	6.23
1965	4.10	11.11	3.12	15.20	-11.23	-5.57	-1.44
1966	3.56	4.54	.39	4.72	8.56	-5.36	4.38
1967	4.56	18.87	5.15	21.77	13.52	-5.12	-9.19
1968	-1.15	-1.99	-.56	-3.07	4.29	-4.86	5.70
1969	6.51	14.82	1.58	17.80	9.48	-4.60	-3.71
1970	5.22	7.24	6.25	6.53	13.02	-4.34	2.32
1971	3.73	8.84	5.38	12.43	-11.27	-4.09	-1.02
1972	5.99	-2.91	3.16	-5.80	8.78	-3.80	12.70
1973	22.44	32.12	16.62	39.32	2.96	-3.58	-6.11
1974	17.48	19.01	31.73	17.06	14.38	-3.38	1.85
1975	10.59	18.96	11.90	20.86	15.98	-3.08	-5.30
1976	16.37	3.53	17.30	1.59	-5.77	-2.78	15.63
1977	17.48	22.73	12.43	24.36	29.04	-2.47	-2.78
1978	9.54	11.23	8.92	16.30	-26.65	-2.30	.61
1979	13.37	21.06	10.23	24.35	14.50	-2.16	-5.54
1980	11.59	20.46	19.18	15.55	61.86	-1.81	-7.06
1981	13.51	14.79	20.67	11.05	27.36	-1.34	.05
1982	16.19	9.60	14.77	3.72	30.42	-.90	7.49
1983	10.13	26.91	13.25	37.06	-2.12	-.66	-16.11
1984	9.04	3.61	8.20	2.00	4.93	-.47	5.90
1985	4.36	10.05	2.98	12.38	9.22	-.18	-5.51
1960-70	4.37	11.33	1.97	14.46	1.54	-5.38	-1.59
1970-80	12.86	15.51	13.69	16.60	10.38	-2.95	.30
1980-85	10.65	12.99	11.97	13.24	13.96	-.71	-1.63
1960-85	9.02	13.33	8.66	15.08	7.56	-3.47	-.84

Nota: $a = b + c + d$;

Tabella 7. Livelli di produttività ed efficienza di costo relativa nell'agricoltura italiana: 1960-85
(Centro-nord = 1.000 in ogni anno)

	$\exp(\frac{1}{2})$	$\exp(\theta)$	$\exp(\theta^1)$	$\exp(\theta^3)$
1960	.877	1.142	1.149	1.147
1961	.981	1.022	1.022	1.022
1962	.883	1.134	1.132	1.132
1963	1.059	.948	.949	.949
1964	.905	1.107	1.106	1.106
1965	1.004	.999	1.000	1.000
1966	.911	1.101	1.101	1.101
1967	1.008	.997	.999	.998
1968	.962	1.045	1.045	1.044
1969	.993	1.014	1.014	1.014
1970	.943	1.069	1.069	1.069
1971	1.008	1.000	.999	.999
1972	.879	1.144	1.146	1.146
1973	.875	1.150	1.150	1.150
1974	.889	1.131	1.132	1.132
1975	.919	1.094	1.093	1.093
1976	.784	1.280	1.285	1.283
1977	.829	1.211	1.214	1.214
1978	.792	1.266	1.264	1.263
1979	.798	1.259	1.254	1.254
1980	.876	1.148	1.147	1.148
1981	.897	1.119	1.121	1.121
1982	.799	1.256	1.261	1.262
1983	.914	1.099	1.098	1.098
1984	.850	1.181	1.180	1.179
1985	.926	1.085	1.085	1.084
1960-70	.957	1.052	1.053	1.053
1971-80	.865	1.168	1.168	1.168
1981-85	.877	1.148	1.149	1.149
1960-85	.906	1.115	1.116	1.116

Tabella 8. Divari Nord/Sud di output, input e produttività totale nell'agricoltura italiana e scomposizione % del divario di output

	1960-70	1971-80	1981-85	1960-85
<i>Indici Centro-nord = 100</i>				
Output	56	58	56	57
Input	59	68	64	63
di cui:				
Mezzi tec.	30	31	30	31
Lavoro	72	93	94	84
Capitale	50	58	60	55
Produttività	96	86	88	91
<i>Scomposizione del divario di output</i>				
Output	100	100	100	100
Input	93	74	78	83
di cui:				
Mezzi tec.	37	53	59	47
Lavoro	41	10	6	22
Capitale	15	11	13	13
Produttività	7	26	22	17

Tabella 9. Divari Nord/Sud del costo unitario e dei suoi componenti nell'agricoltura italiana: Centro-nord=1.00 in ogni anno

	Costo per unità di prodotto	Prezzi dei fattori				Efficienza specificata $\exp(\theta^4)$	Residuo $\exp(\theta^3 - \theta^4)$
		tot.	PM	PL	PK		
	a	b	b ₁	b ₂	b ₃	c	d
1960	0.98	0.86	1.03	0.79	1.00	1.03	1.11
1961	0.97	0.95	1.00	0.96	0.88	1.06	0.96
1962	0.99	0.88	1.01	0.85	0.86	1.07	1.06
1963	1.02	1.07	0.98	1.12	0.92	1.07	0.89
1964	0.96	0.87	0.88	0.86	0.90	1.07	1.04
1965	0.97	0.97	1.00	0.97	0.89	1.08	0.93
1966	1.01	0.92	0.99	0.90	0.92	1.08	1.02
1967	1.05	1.05	1.00	1.09	0.93	1.08	0.92
1968	1.06	1.02	1.01	1.03	0.98	1.07	0.97
1969	1.05	1.04	1.00	1.05	1.01	1.09	0.93
1970	1.07	1.00	1.00	1.00	1.00	1.09	0.98
1971	1.06	1.06	0.99	1.11	0.95	1.09	0.92
1972	1.05	0.91	0.99	0.88	1.00	1.09	1.05
1973	1.11	0.96	0.99	0.94	1.06	1.13	1.02
1974	1.13	1.00	1.02	1.00	0.97	1.10	1.03
1975	1.07	0.98	1.02	0.98	0.86	1.12	0.98
1976	1.03	0.80	1.02	0.72	0.94	1.12	1.15
1977	1.04	0.86	1.02	0.79	0.92	1.13	1.07
1978	1.02	0.80	1.04	0.72	0.87	1.17	1.08
1979	1.06	0.84	1.04	0.77	0.90	1.20	1.05
1980	1.04	0.91	1.04	0.85	0.94	1.17	0.98
1981	1.04	0.93	1.04	0.89	0.90	1.15	0.97
1982	1.07	0.85	1.07	0.73	0.95	1.16	1.09
1983	1.07	0.98	1.09	0.95	0.91	1.19	0.92
1984	1.09	0.93	1.07	0.88	0.85	1.20	0.99
1985	1.08	1.00	1.08	0.99	0.87	1.21	0.89
1960-70	1.01	0.96	0.99	0.97	0.94	1.07	0.98
1971-80	1.06	0.91	1.02	0.88	0.94	1.13	1.03
1981-85	1.07	0.94	1.07	0.89	0.90	1.18	0.97
1960-85	1.04	0.94	1.02	0.92	0.93	1.11	1.00

Nota: $a = b \cdot c \cdot d$;

Tabella 10. Elasticità-prezzo dirette ed incrociate della domanda di fattori nell'agricoltura italiana^a

	1960-1985 ^b		1981-1985	
	Centro-nord	Mezzogiorno	Centro-nord	Mezzogiorno
eMM	-.605 (.071)	-.409 (.048)	-.548 (.059)	-.481 (.032)
eLL	-.295 (.032)	-.101 (.012)	-.385 (.033)	-.175 (.011)
eKK	-.179 (.005)	-.032 (.009)	-.300 (.015)	-.240 (.005)
eML	.576 (.056)	.467 (.046)	.465 (.049)	.457 (.032)
eLM	.273 (.033)	.086 (.010)	.353 (.033)	.133 (.009)
eMK	.029 (.030)	-.058 (.024)	.083 (.026)	.024 (.020)
eKM	.071 (.074)	-.084 (.035)	.200 (.061)	.035 (.028)
eLK	.022 (.014)	.015 (.006)	.032 (.015)	.042 (.005)
eKL	.108 (.069)	.116 (.043)	.100 (.047)	.205 (.027)

^a elasticità (errori standard) calcolate con i prezzi (e il tempo) medi di ogni periodo; M=mezzi tecnici, L=lavoro, K=capitale;

$$e_{ij} = \beta_{ij}/S_i + S_j; e_{ii} = \beta_{ii}/S_i + S_i - 1; S_i = \alpha_i + \sum \beta_{ij} \ln P_j + \beta_{iT} T.$$

^b esclusi gli anni 1978-79.

Tabella 11. Elasticità di sostituzione di Morishima e distorsioni relative del progresso tecnico nell'agricoltura italiana^a

	1960-1985 ^b		1981-1985	
	Centro-nord	Mezzogiorno	Centro-nord	Mezzogiorno
Elasticità di sostituzione di Morishima: $M_{ij} = e_{ij} - e_{jj}$				
MML	.870 (.085)	.568 (.057)	.849 (.079)	.632 (.042)
MLM	.879 (.102)	.494 (.056)	.901 (.090)	.614 (.040)
MMK	.209 (.035)	-.026 (.016)	.384 (.040)	.264 (.021)
MKM	.676 (.133)	.324 (.066)	.748 (.106)	.515 (.048)
MLK	.201 (.009)	.047 (.014)	.332 (.005)	.281 (.007)
MKL	.403 (.078)	.217 (.052)	.485 (.062)	.380 (.035)
Distorsioni relative del progresso tecnico: $B_{ij} = e_{iT} - e_{jT}$				
BML	.046 (.005)	.051 (.003)	.044 (.005)	.042 (.002)
BMK	-.001 (.006)	-.002 (.003)	-.001 (.004)	-.002 (.002)
BKL	.046 (.004)	.054 (.003)	.045 (.004)	.044 (.002)

^a elasticità (errori standard) calcolate con i prezzi (e il tempo) medi di ogni periodo; M=mezzi tecnici, L=lavoro, K=capitale;

$$M_{ij} = \beta_{ij}/S_i - \beta_{jj}/S_j + 1; B_{ij} = \beta_{iT}/S_i - \beta_{jT}/S_j; S_i = \alpha_i + \sum \beta_{ij} \ln P_j + \beta_{iT} T.$$

^b esclusi gli anni 1978-79.

Tabella 12. Effetti distributivi dei prezzi dei fattori:
elasticità delle quote relative^a

	1960-1985 ^b		1981-1985	
	Centro-nord	Mezzogiorno	Centro-nord	Mezzogiorno
Elasticità delle quote relative:	Prezzo dei mezzi tecnici: P _M			
S _M /S _L	.121 (.102)	.506 (.056)	.099 (.090)	.386 (.040)
S _M /S _K	.324 (.133)	.676 (.066)	.252 (.106)	.485 (.048)
S _K /S _L	-.202 (.070)	-.170 (.038)	-.153 (.062)	-.099 (.031)
	Prezzo del lavoro: P _L			
S _M /S _L	-.130 (.085)	-.432 (.057)	-.151 (.079)	-.368 (.042)
S _M /S _K	.467 (.102)	.351 (.057)	.364 (.072)	.251 (.036)
S _K /S _L	-.597 (.078)	-.783 (.052)	-.515 (.062)	-.620 (.035)
	Prezzo del capitale: P _K			
S _M /S _L	.008 (.044)	-.073 (.030)	.052 (.040)	-.018 (.025)
S _M /S _K	-.791 (.035)	-1.027 (.016)	-.616 (.040)	-.736 (.021)
S _K /S _L	.799 (.009)	.953 (.014)	.668 (.005)	.719 (.007)

^a elasticità (errori standard) calcolate con i prezzi (e il tempo) medi di ogni periodo; M=mezzi tecnici, L=lavoro, K=capitale;

$$\begin{aligned}\delta \ln(S_i/S_j)/\delta \ln P_r &= 1-M_{ji} \quad \text{per } r=i; \\ &= M_{ij}-1 \quad \text{per } r=j; \\ &= M_{ir}-M_{jr} \quad \text{per } r \neq i, j.\end{aligned}$$

^b esclusi gli anni 1978-79.

Tabella 13. Tassi medi annui di variazione di quantità e quote relative dei fattori nel periodo 1961-84^a e loro scomposizione.

	Quantità ^b		Quote ^c	
	CN	ME	CN	ME
Tassi medi annui %:				
Mezzi tecnici	4.55	4.50	2.84	2.24
Lavoro	-4.80	-3.48	-1.30	-.42
Capitale	2.14	3.10	-.21	-.25
Mezzi tec./Lavoro				
variaz. effettiva	9.35	7.98	4.14	2.66
variaz. stimata	9.41	8.07	4.26	2.87
spiegata da:				
effetto sostituzione	4.41	3.04	-.74	-2.16
progresso tecnico	5.00	5.03	5.00	5.03
Mezzi tec./Capitale				
variaz. effettiva	2.41	1.40	3.05	2.49
variaz. stimata	2.42	1.43	3.04	2.51
spiegata da:				
effetto sostituzione	1.55	.70	2.17	1.78
progresso tecnico	.87	.73	.87	.73
Capitale/Lavoro				
variaz. effettiva	6.94	6.58	1.09	.17
variaz. stimata	6.99	6.64	1.22	.37
spiegata da:				
effetto sostituzione	2.86	2.33	-2.91	-3.94
progresso tecnico	4.13	4.31	4.13	4.31

^a Tassi calcolati sulle medie triennali 1960-62, 1983-85 con la formula: $\ln(Z_1/Z_0)/23$.

^b Valori iniziali (miliardi di lire '70)

CN: M= 606, L= 4352, K= 465;

ME: M= 184, L= 2982, K= 224.

^c Valori iniziali

CN: M= .190, L= .649, K= .161;

ME: M= .115, L= .747, K= .138.

Riferimenti bibliografici

- AMEMIYA, T.: *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, 1985.
- ANTLE, J.M., CAPALBO, S.M.: *An Introduction to Recent Developments in Production Theory and Productivity Measurement*, in CAPALBO, S.M., ANTLE, J.M. (a cura di): *Agricultural Productivity - Measurement and Explanation*, Washington, D.C., Resources for the Future, 1988: 17-95.
- BALL, V.E.: *Output, Input and Productivity Measurement in U.S. Agriculture: 1948-79*, *American Journal of Agricultural Economics*, 1985, 67(3): 475-486.
- BARBERO, G.: *Total factor productivity in Italian agriculture: 1951-73*, *L'Est, Quaderni n.8*, CESES, Milano, 1976.
- BEHRENS, R., DE HAEN, H.: *Aggregate factor input and productivity in agriculture: A comparison for the EC-member countries, 1963-76*, *European Review of Agricultural Economics*, 1980, 7: 109-146.
- BERNDT, E.R., KHALED, M.: *Parametric Productivity Measurement and Choice Among Flexible Functional Forms*, *Journal of Political Economy*, 1979, 87(6): 1220-1243.
- BERNDT, E.R.: *Energy Use, Technical Progress and Productivity Growth: A Survey of Economic Issues*, *Journal of Productivity Analysis*, 1990, 2: 67-83.
- BERNDT, E.R., WOOD, D.O.: *The Specification and Measurement of Technical Change in U.S. Manufacturing*, in MORONEY, J.R. (a cura di): *Advances in the Economics of Energy and Resources*, Greenwich, JAI Press Inc., 1982, Vol. 4: 199-221.
- BLACKORBY, C., RUSSELL, R.R.: *Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? (A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities)*, *American Economic Review*, 1989, 79(4): 882-888.
- CAGLIESI, G., ROSSI, N.: *Incentivi finanziari e domanda di fattori produttivi nell'agricoltura italiana*, *Rivista di Economia Agraria*, 1986, 41(3): 323-346.
- CAPALBO, S.M., DENNY, M.: *Testing Long-Run Productivity Models for the Canadian and U.S. Agricultural Sectors*, *American Journal of Agricultural Economics*, 1986, 68(3): 615-625.

- CAPALBO, S.M., VO, T.T.: *A Review of the Evidence on Agricultural Productivity and Aggregate Technology*, in CAPALBO, S.M., ANTLE, J.M. (a cura di): *Agricultural Productivity - Measurement and Explanation*, Washington, D.C., Resources for the Future, 1988.
- CAVES, D.W., CHRISTENSEN, L.R., DIEWERT, W.E.: *The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity*, *Econometrica*, 1982, 50(6): 1393-1414.
- CHAMBERS, R.G.: *Applied Production Analysis: A Dual Approach*, Cambridge, Cambridge University Press, 1988.
- CHAN, M.W.L., MOUNTAIN, D.C.: *An index number framework for explaining changes in input productivity - an application to energy efficiency*, *Applied Economics*, 1990, 22: 785-794.
- CHRISTENSEN, L.R., CUMMINGS, D., JORGENSEN, D.W.: *Relative Productivity Levels, 1947-1973: An International Comparison*, *European Economic Review*, 1981, 16: 61-94.
- CHRISTENSEN, L.R., JORGENSEN, D.W., LAU, L.J.: *Transcendental Logarithmic Production Frontiers*, *The Review of Economics and Statistics*, 1973, 55(1): 28-45.
- CONRAD, K.: *Theory and Measurement of Productivity and Cost Gaps: A Comparison for the Manufacturing Industry in U.S., Japan and Germany, 1960-1979*, in EICHHORN, W. (a cura di): *Measurement in Economics*, Heidelberg, Physica-Verlag, 1988: 725-750.
- CONRAD, K.: *Productivity and Cost Gaps in Manufacturing Industries in U.S., Japan and Germany*, *European Economic Review*, 1989, 33: 1135-1159.
- CRISTOFARO, A., RIZZI, P.L.: *Gli investimenti privati nell'agricoltura toscana e il loro finanziamento: 1957-1978*, *Rivista di Economia Agraria*, 1982, 37(2): 417-440.
- DE BENEDICTIS, M.: *Affinità e divergenze tra ricerca italiana e straniera in tema di progresso tecnico in agricoltura*, *Rivista di Economia Agraria*, 1983, 38(4): 581-592.
- DENNY, M., FUSS, M.: *Intertemporal and Interspatial Comparisons of Cost Efficiency and Productivity*, Working Paper 8018, 1980, Institute for Policy Analysis, University of Toronto.
- DENNY, M., FUSS, M.: *A General Approach to Intertemporal and Interspatial Productivity Comparisons*, *Journal of Econometrics*, 1983a, 23: 315-330.

DENNY, M., FUSS, M.: *The Use of Discrete Variables in Superlative Index Number Comparisons*, *International Economic Review*, 1983b, 24: 419-421.

DENNY, M., FUSS, M., MAY, J.D.: *Intertemporal Changes in Regional Productivity in Canadian Manufacturing*, *Canadian Journal of Economics*, 1981, 14(3): 390-408.

DENNY, M., FUSS, M., WAVERMAN, L.: *The Measurement and Interpretation of Total Factor Productivity in Regulated Industries, with an Application to Canadian Telecommunications*, in COWING, T.G., STEVENSON, R.E. (eds.): *Productivity Measurement in Regulated Industries*, New York, Academic Press, 1981: 179-218.

DIEWERT, W.E.: *Exact and Superlative Index Numbers*, *Journal of Econometrics*, 1976, 4: 115-145.

DIEWERT, W.E.: *Capital and the Theory of Productivity Measurement*, *The American Economic Review*, 1980, 70(2): 260-267.

DIEWERT, W.E.: *The Economic Theory of Index Numbers: A Survey*, in DEATON, A. (ed.): *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior*, Cambridge, Cambridge University Press, 1981: 163-208.

DIEWERT, W.E., WALES, T.J.: *Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions*, *Econometrica*, 1987, 1: 43-68.

FUSS, M., WAVERMAN, L.: *The Extent and Sources of Cost and Efficiency Differences between U.S. and Japanese Motor Vehicle Producers*, *Journal of the Japanese and International Economies*, 1990, 4: 219-256.

GUYOMARD, H.: *Progrès technique et productivité totale des facteurs: analyse théorique et application à l'agriculture française (1960-84)*, *Economie Rurale*, 1989 (juillet-octobre): 81-87

HAZILLA, M., KOPP, R.J.: *Intertemporal and Interspatial Estimates of Agricultural Productivity*, in CAPALBO, S.M., ANTLE, J.M. (eds.): *Agricultural Productivity - Measurement and Explanation*, Washington, D.C., Resources for the Future, 1988: 208-228.

JORGENSEN, D.W., FRAUMENI, B.M.: *Relative Prices and Technical Change*, in BERNDT, E.R., FIELD, B.C. (eds.): *Modeling and*

Measuring Natural Resource Substitution, Cambridge, The MIT Press, 1981: 17-47.

JORGENSEN, D.W., GRILICHES, Z.: *The Explanation of Productivity Change*, *Review of Economic Studies*, 1967, 34: 249-283.

JORGENSEN, D.W., KURODA, M., NISHIMIZU, M.: *Japan-U.S. Industry-Level Productivity Comparisons, 1960-1979*, *Journal of the Japanese and International Economies*, 1987, 1: 1-30.

JORGENSEN, D.W., NISHIMIZU, M.: *U.S. and Japanese Economic Growth, 1952-1974: An International Comparison*, *The Economic Journal*, 1978, 88: 707-726.

KOIZUMI, T.: *A Further Note on Definition of Elasticity of Substitution in Many Input Case*, *Metroeconomica*, 1976, 28: 152-55.

MICHALEK J.: *Technological Progress in West German Agriculture - a quantitative approach*, Kiel, Wissenschaftsverlag Vauk, 1988.

MORRISON C., DIEWERT W. E.: *New Techniques in the Measurement of Multifactor Productivity*, *The Journal of Productivity Analysis*, 1990, 1: 267-285.

NADIRI, M.I., SCHANKERMAN, M.A.: *The Structure of Production, Technological Change, and the Rate of Growth of Total Factor Productivity in the U.S. Bell System*, in COWING, T.G., STEVENSON, R.E. (eds.): *Productivity Measurement in Regulated Industries*, New York, Academic Press, 1981: 219-247.

OHTA, M.: *A Note on the Duality Between Production and Cost Functions: Rate of Returns to Scale and Rate of Technical Progress*, *Economic Studies Quarterly*, 1974, 25: 63-65.

OSKAM, A.: *Productivity Measurement, incorporating environmental effects of agricultural production*, in K. BURGER, M. DE GROOT, J. POST, V. ZAACHARIASSE (eds.): *Agricultural Economics and Policy: International Challenges for the Nineties - Essays in honour of prof. Jan De Veer*, Amsterdam, Elsevier, 1991.

PIERANI, P.: *Numeri indice superlativi e produttività totale delle risorse nell'agricoltura italiana: un'analisi regionale*, *Rivista di Economia Agraria*, 1989, 2: 243-283.

RAYNER, A.J., WHITTAKER, J.M., INGERSENT K.A.: *Productivity growth in agriculture (revisited): a measurement framework and some empirical results*, Journal of Agricultural Economics, 1986, 37(2): 127-150.

RIZZI, P.L.: *Misure della produttività totale dei fattori e dei rendimenti di scala: una rappresentazione con la funzione di costo*, Atti del XXII Convegno di Studi SIDEA, Roma, INEA, 1987: 441-445.

SOLOW, R.M.: *Technical change and the aggregate production function*, Review of Economics and Statistics, 1957, 39: 312-320.

Appendice A: Misure della produttività totale dei fattori

In questa appendice si vuole riproporre nel dettaglio il metodo di calcolo degli indici differenziali spazio-tempo della produttività totale dei fattori (PTF). La metodologia di seguito sviluppata si rifà ai lavori di Denny e Fuss (1980, 1983a) e Hazilla e Kopp (1988).

In particolare, ci concentreremo sulla costruzione di indici della PTF per una funzione di costo unitario del tipo:

$$1) \ln C_{rt} = G(\ln P_{rt}, T_t, D_r)$$

dove la simbologia ricalca quella già utilizzata nel testo.

Espandendo la 1) in serie di Taylor e troncando lo sviluppo ai termini del primo ordine, otteniamo un'approssimazione lineare della G nell'intorno di un punto:

$$2) \ln C^z = \ln C^v + \sum_1^v G_i^v (\ln P_i^z - \ln P_i^v) + G_T^v (T^z - T^v) + G_D^v (D^z - D^v) + R_2^v$$

dove v rappresenta il punto di approssimazione e z il punto dell'intorno in cui viene calcolata la funzione. Per convenienza, sia v che z possono indicare qualunque combinazione spazio-tempo del dominio di G. G_i , G_T e G_D indicano le derivate prime parziali; R_2 è il resto del secondo ordine.

La 2) dipende dal livello, dal gradiente e dal resto incogniti della funzione nel punto v. Tuttavia, essendo interessati ai differenziali di PTF e grazie alle ipotesi del modello neoclassico, questo aspetto non costituisce un ostacolo. Invertendo il senso da attribuire a v e z, l'approssimazione lineare della 1) nel punto z, calcolata in v, sarà:

$$3) \ln C^v = \ln C^z + \sum_1^z G_i^z (\ln P_i^v - \ln P_i^z) + G_T^z (T^v - T^z) + G_D^z (D^v - D^z) + R_2^z$$

Sottraendo la 3) dalla 2) arriviamo all'espressione:

$$4) (\ln c^z - \ln c^v) = (\ln c^v - \ln c^z) + \sum_i (G_i^z + G_i^v) (\ln P_i^z - \ln P_i^v) \\ + (G_T^z + G_T^v) (T^z - T^v) + (G_D^z + G_D^v) (D^z - D^v) + (R_2^v - R_2^z)$$

che, risolta rispetto a $(\ln c^z - \ln c^v)$, ci dá il differenziale lineare del costo per unità di prodotto tra i punti z e v :

$$5) (\ln c^z - \ln c^v) = \frac{1}{2} \left[\sum_i (G_i^z + G_i^v) (\ln P_i^z - \ln P_i^v) + (G_T^z + G_T^v) (T^z - T^v) \right. \\ \left. + (G_D^z + G_D^v) (D^z - D^v) \right] + \frac{1}{2} (R_2^v - R_2^z)$$

Nell'ipotesi che la combinazione dei resti sia trascurabile, la 5) coincide con il lemma quadratico (Diewert, 1976, 1981), che pertanto può anche essere visto come una media aritmetica di due approssimazioni lineari ad una qualunque funzione quadratica incognita. Come corollario ne consegue che tutte le approssimazioni lineari soddisfano il lemma quadratico. Questa affermazione non è più valida in generale quando si passa ad approssimazioni di ordine superiore.

Il differenziale del costo unitario dipende da tre componenti: un effetto prezzo (dato dalla media ponderata dei differenziali di prezzo), un effetto tempo (specifico di ogni area) e un effetto spazio (per ogni istante t). Indicando con:

$$6) \mu_{zv}^2 = \frac{1}{2} (G_T^z + G_T^v) (T^z - T^v)$$

l'effetto intertemporale ($z=t$ e $v=t-1$) e con:

$$7) \theta_{zv}^2 = \frac{1}{2} (G_D^z + G_D^v) (D^z - D^v)$$

l'effetto interspaziale ($z=S$ e $v=N$), avremo:

$$8) (\ln c^z - \ln c^v) = \frac{1}{2} \sum_i (G_i^z + G_i^v) (\ln P_i^z - \ln P_i^v) + \mu_{zv}^2 + \theta_{zv}^2$$

Assumendo rendimenti di scala costanti e mercati di concorrenza perfetta, possiamo esprimere questi due effetti, in maniera residuale, come segue:

$$9) \mu_{tt-1}^1 = (\ln c_t - \ln c_{t-1}) - \frac{1}{2} \sum_i (S_{it} + S_{it-1}) (\ln P_{it} - \ln P_{it-1})$$

$$10) \theta_{SN}^1 = (\ln c_S - \ln c_N) - \frac{1}{2} \sum_i (S_{iS} + S_{iN}) (\ln P_{iS} - \ln P_{iN})$$

dove le quote di costo sono quelle stimate per mezzo del sistema 13). Sostituendo nelle due formule precedenti le quote osservate, W_i , avremmo ottenuto μ e θ .

Consideriamo il caso di una approssimazione del secondo ordine. Se, come in precedenza, espandiamo in un intorno di v e calcoliamo la funzione in z , troncando la serie ai termini del secondo ordine, si avrà:

$$11) \ln c^z = \ln c^v + \sum_i G_i^v (\ln P_i^z - \ln P_i^v) + G_T^v (T^z - T^v) + G_D^v (D^z - D^v) \\ + \frac{1}{2} \left[\sum_{i,j} G_{ij}^v (\ln P_i^z - \ln P_i^v) (\ln P_j^z - \ln P_j^v) + G_{TT}^v (T^z - T^v)^2 \right. \\ \left. + G_{DD}^v (D^z - D^v)^2 \right] + \sum_i G_{iT}^v (\ln P_i^z - \ln P_i^v) (T^z - T^v) \\ + \sum_i G_{iD}^v (\ln P_i^z - \ln P_i^v) (D^z - D^v) + G_{TD}^v (T^z - T^v) (D^z - D^v) + R_3^v$$

dove le derivate parziali seconde compaiono con il doppio indice (G_{mn} , $m, n = i, j, T, D$). Se espandiamo in un intorno di z e calcoliamo la funzione in v si arriva ad una espressione analoga alla 11), con gli esponenti v e z scambiati tra di loro. Sottraendo questa seconda equazione dalla prima e risolvendo rispetto alla differenza dei valori della funzione nei due punti si ha:

$$12) \ln c^z - \ln c^v = \frac{1}{2} \left[\sum_i (G_i^v + G_i^z) (\ln P_i^z - \ln P_i^v) + (G_T^v + G_T^z) (T^z - T^v) + (G_D^v + G_D^z) (D^z - D^v) \right] \\ + \frac{1}{4} \left[\sum_{i,j} (G_{ij}^v - G_{ij}^z) (\ln P_i^z - \ln P_i^v) (\ln P_j^z - \ln P_j^v) + (G_{TT}^v - G_{TT}^z) (T^z - T^v)^2 \right. \\ \left. + (G_{DD}^v - G_{DD}^z) (D^z - D^v)^2 \right] + \frac{1}{2} \left[\sum_i (G_{iT}^v - G_{iT}^z) (\ln P_i^z - \ln P_i^v) (T^z - T^v) \right. \\ \left. + \sum_i (G_{iD}^v - G_{iD}^z) (\ln P_i^z - \ln P_i^v) (D^z - D^v) + (G_{TD}^v - G_{TD}^z) (T^z - T^v) (D^z - D^v) \right]$$

$$+ \sum_i (G_{iD}^V - G_{iD}^Z) (\ln P_i^Z - \ln P_i^V) (D^Z - D^V) + (G_{TD}^V - G_{TD}^Z) (T^Z - T^V) (D^Z - D^V) \Big] \\ + \frac{1}{2} (R_3^V - R_3^Z)$$

Se valgono le seguenti restrizioni:

$$13) (G_{mn}^V - G_{mn}^Z) = 0, \forall m, n = i, j, T, D$$

$$14) (R_3^V - R_3^Z) = 0$$

la 12) e la 5) coincidono. Il lemma quadratico, dunque, è esatto per la classe di funzioni che soddisfano i vincoli 13) e 14), e cioè: le approssimazioni lineari, le approssimazioni quadratiche i cui parametri sono costanti e, nel caso più generale, le approssimazioni quadratiche i cui i parametri di grado zero e uno variano nel dominio spazio-tempo, mentre sono invarianti quelli del secondo ordine. Negli ultimi due casi, la matrice hessiana valutata nei punti v e z è identica, e la condizione 13) è rispettata. Quindi, se per calcolare i differenziali di PTF si ricorre al lemma quadratico e i parametri di grado due della tecnologia dipendono dal tempo e/o dallo spazio i risultati che si ottengono sono distorti. Questo vale a maggior ragione per tecnologie di ordine superiore. La 12) rappresenta la relazione contabile esatta più generale possibile per le funzioni del secondo ordine, in quanto prevede quei casi in cui sono violate sia la 13) che la 14).

Per isolare gli effetti interspaziale e intertemporale si raccolgono i termini in $(T^Z - T^V)$ e in $(D^Z - D^V)$, rispettivamente, nell'ipotesi che se T^Z e T^V sono diversi allora $D^Z = D^V$, e viceversa; otteniamo così l'indice translog intertemporale del secondo ordine ($z=t, v=t-1$):

$$15) \mu_{zv}^4 = \frac{1}{2} (G_T^Z + G_T^V) (T^Z - T^V)$$

$$+ \frac{1}{4} (G_{TT}^V - G_{TT}^Z) (T^Z - T^V)^2 + \frac{1}{2} \sum_i (G_{iT}^V - G_{iT}^Z) (\ln P_i^Z - \ln P_i^V) (T^Z - T^V)$$

e l'indice translog interspaziale del secondo ordine ($z=S, v=N$):

$$16) \theta_{zv}^4 = \frac{1}{2} (G_D^Z + G_D^V) (D^Z - D^V)$$

$$+ \frac{1}{4} (G_{DD}^V - G_{DD}^Z) (D^Z - D^V)^2 + \frac{1}{2} \sum_i (G_{iD}^V - G_{iD}^Z) (\ln P_i^Z - \ln P_i^V) (D^Z - D^V)$$

I confronti intertemporali e interspaziali si possono ottenere residualmente come:

$$17) \mu_{tt-1}^3 = \mu_{tt-1}^1 - \frac{1}{4} \sum_{ij}^{t-1, t} (G_{ij}^t - G_{ij}^{t-1}) (\ln P_{it} - \ln P_{it-1}) (\ln P_{jt} - \ln P_{jt-1})$$

$$18) \theta_{SN}^3 = \theta_{SN}^1 - \frac{1}{4} \sum_{ij}^N (G_{ij}^S - G_{ij}^N) (\ln P_{iS} - \ln P_{iN}) (\ln P_{jS} - \ln P_{jN})$$

dove le quote che compaiono nei primi termini a destra dell'uguale si riferiscono ai valori stimati dal sistema 18) del testo, mentre i secondi termini indicano le distorsioni delle misure lineari qualora queste non siano esatte.

Questa batteria di indici richiede la stima degli elementi G_{ij} e quindi l'identificazione di una forma funzionale specifica (come d'altro canto μ^1, μ^2 e θ^1, θ^2). Vediamone le implicazioni nel caso di una tecnologia rappresentata dalla 16) del testo:

$$19) \ln c = \alpha_0 + \alpha_D D + \sum_i (\alpha_i + \alpha_{iD} D) \ln P_i + (\alpha_T + \alpha_{TD} D) T \\ + \frac{1}{2} \sum_{ij} (\beta_{ij} + \beta_{ijD} D) \ln P_i \ln P_j + \sum_i (\beta_{iT} + \beta_{iTD} D) T \ln P_i \\ + \frac{1}{2} (\beta_{TT} + \beta_{TDD} D) T^2$$

dove non compaiono né l'indice spaziale né quello temporale. Ci concentreremo sugli indici 15), 16) e 17), 18), che contengono le misure di ordine inferiore come casi particolari. Se $z=t$ e $v=t-1$, calcoliamo cioè il tasso di variazione di PTF tra due istanti contigui in una certa area, e $T^Z=t, T^V=t-1$ e $D^Z=D^V$, esplicitando le derivate prime e seconde temporali avremo:

$$20) \begin{aligned} G_T^t &= \alpha_T + \alpha_{TD} + \sum_i (\beta_{iT} + \beta_{iTD}) \ln P_{it} + (\beta_{TT} + \beta_{TDD}) t \\ G_T^{t-1} &= \alpha_T + \alpha_{TD} + \sum_i (\beta_{iT} + \beta_{iTD}) \ln P_{it-1} + (\beta_{TT} + \beta_{TDD}) (t-1) \end{aligned}$$

$$21) G_{TT}^t = G_{TT}^{t-1} = \beta_{TT} + \beta_{TDD}$$

$$22) G_{iT}^t = G_{iT}^{t-1} = \beta_{iT} + \beta_{iTD}$$

Le relazioni 21) e 22) sono una conseguenza del fatto che i parametri sono costanti nel tempo. Sostituendo nella 15), dopo alcuni passaggi algebrici, si arriva alla 25) del testo:

$$23) \mu_{tt-1}^4 = \alpha_T + \alpha_{TD} + \frac{1}{2} (\beta_{TT} + \beta_{TDD}) (t + t-1) + \frac{1}{2} \sum_i (\beta_{iT} + \beta_{iTD}) (\ln P_{it} + \ln P_{it-1})$$

D'altro canto:

$$24) G_{ij}^t = G_{ij}^{t-1} = (\beta_{ij} + \beta_{ijD})$$

Da cui, valendo le restrizioni 13) e 14), nel caso della 19) gli indici intertemporali ricavati col lemma quadratico non sono distorti ($\mu^3 = \mu^1$).

Non é così per gli indici interspaziali. Sia $z=S$, $v=N$, $D^z=1$, $D^v=0$ e $T^z=T^v$, consideriamo cioè i differenziali di PTF tra le due aree in un particolare istante. Esplicitando le derivate prime e seconde spaziali, avremo:

$$25) G_D^N = \alpha_D + \sum_i \alpha_{iD} \ln P_{iN} + \alpha_{TD} T + \frac{1}{2} \sum_{ij} \beta_{ijD} \ln P_{iN} \ln P_{jN} + \sum_i \beta_{iTD} T \ln P_{iN} + \frac{1}{2} \beta_{TDD} T^2$$

$$G_D^S = \alpha_D + \sum_i \alpha_{iD} \ln P_{iS} + \alpha_{TD} T + \frac{1}{2} \sum_{ij} \beta_{ijD} \ln P_{iS} \ln P_{jS} + \sum_i \beta_{iTD} T \ln P_{iS} + \frac{1}{2} \beta_{TDD} T^2$$

$$26) G_{DD}^N = G_{DD}^S = 0$$

$$27) G_{iD}^N = \alpha_{iD} + \sum_j \beta_{ijD} \ln P_{jN} + \beta_{iTD} T$$

$$G_{iD}^S = \alpha_{iD} + \sum_j \beta_{ijD} \ln P_{jS} + \beta_{iTD} T$$

Sostituendo nella 16) arriviamo, dopo alcuni passaggi, all'indice translog interspaziale 26) del testo:

$$28) \theta_{SN}^4 = \alpha_D + \alpha_{TD} T + \frac{1}{2} \beta_{TDD} T^2 + \frac{1}{2} \sum_i (\alpha_{iD} + \beta_{iTD} T) (\ln P_{iN} + \ln P_{iS}) + \frac{1}{4} \sum_{ij} \beta_{ijD} (\ln P_{iN} \ln P_{jN} + \ln P_{iS} \ln P_{jS}) + \frac{1}{2} \sum_{ij} \beta_{ijD} (\ln P_{jN} - \ln P_{jS}) (\ln P_{iS} - \ln P_{iN})$$

Sostituendo le stesse derivate spaziali nella 18), e ricordando che:

$$29) \begin{aligned} G_{ij}^S &= \beta_{ij} + \beta_{ijD} \\ G_{ij}^N &= \beta_{ij} \end{aligned}$$

possiamo calcolare l'indice interspaziale col metodo del residuo e arrivare alla 20) del testo:

$$30) \theta_{SN}^3 = (\ln c_S - \ln c_N) - \frac{1}{2} \sum_i (S_{iN} + S_{iS}) (\ln P_{iS} - \ln P_{iN}) + \frac{1}{4} \sum_{ij} \beta_{ijD} (\ln P_{iS} - \ln P_{iN}) (\ln P_{jS} - \ln P_{jN})$$

Nel caso dei confronti interspaziali e della tecnologia 19), gli indici ottenuti dal lemma quadratico sono distorti e la distorsione ($\theta^3 - \theta^1$) é data dal terzo termine a destra dell'uguale nella 30), nell'ipotesi che il sistema di quote ottimali sia lo stesso nei due casi.

Appendice B: Fonte dei dati e definizione delle variabili

Il campione usato in questa analisi contiene serie aggregate di quantità e prezzi per un output e tre inputs (mezzi tecnici, servizi del capitale, lavoro), riferiti all'agricoltura del Centro-nord e del Mezzogiorno; questi dati, che si basano sulle fonti di Contabilità nazionale disponibili prima dell'ultima revisione, coprono il periodo 1960-85 e non sono aggiornabili. Nel piano di lavoro iniziale, ogni singolo aggregato è stato ricostruito per le quattro circoscrizioni dell'Italia: Nord-occidentale, Nord-orientale, Centrale, Meridionale e insulare, per un totale di 26x4 osservazioni; in un secondo tempo, le serie delle prime tre aree sono state aggregate con la formula di Törnqvist (indici translog), per modo che il campione finale è ridotto a 26x2 osservazioni. Il resto di questa appendice descrive il modo con cui ogni variabile è stata definita all'interno di ogni area.

PRODOTTO: l'output è stato ottenuto deflazionando il valore della produzione lorda vendibile con un indice translog dei prezzi di tre settori: coltivazioni erbacee, coltivazioni arboree, allevamenti; questi tre prezzi (e le relative quantità implicite) sono a loro volta definiti come aggregati translog delle corrispondenti serie regionali. I dati elementari si trovano in Collana d'Informazioni 1979,1 e successivi aggiornamenti.

MEZZI TECNICI: questo input è costituito da cinque voci: concimi, antiparassitari, sementi, mangimi, altre spese (inclusa energia); date le serie elementari a prezzi correnti e costanti, il prezzo aggregato è stato calcolato direttamente come indice translog dei cinque deflatori, mentre la quantità è definita in forma implicita. I dati di base sono pubblicati in INEA, Annuario

dell'Agricoltura italiana, dal 1970; per gli anni precedenti provengono dalla banca dati del MEISA territoriale.

CAPITALE: questo input comprende miglioramenti fondiari, trattrici, altre macchine ed attrezzature, bestiame, a sua volta distinto in vacche, scrofe e ovini-caprini.

Il valore dei servizi derivanti da ogni tipo di capitale è il prodotto della quantità per il suo costo d'uso: $S_t = K_t U_t$. La quantità dei servizi è considerata proporzionale al volume dello stock disponibile il 1° gennaio di ogni anno; nel caso delle tre categorie di bestiame, lo stock è stato stimato in base alla consistenza dei capi, mentre, per le altre voci, è stato determinato con il metodo dell'inventario perpetuo in base alla formula convenzionale: $K_t = (1-d)K_{t-1} + I_{t-1}$, in cui I è l'investimento lordo a prezzi '70 di ogni categoria e d il tasso costante di ammortamento (.03 per miglioramenti, .10 per trattrici, .067 per altri beni). Criteri e fonti, su cui è basata la costruzione delle serie degli investimenti (a prezzi correnti e '70) per tipo di bene e per area, sono discussi in Cristofaro-Rizzi; la consistenza del bestiame per categoria si trova nell'Annuario dell'Agricoltura italiana, appendice di dati regionali.

Il costo d'uso di una unità di capitale (al 1° gennaio di ogni anno) tiene conto degli incentivi pubblici come in Cagliesi-Rossi; in questo lavoro, data la scarsa qualità di alcune serie a livello territoriale, si è tenuto conto dei soli incentivi in conto interessi per modo che il costo d'uso è stato calcolato con la formula seguente:

$$U_t = (1-a_t)P_t[r_{t+1} + d - (1-d)G_{t+1}]/(1+r_{t+1})$$

in cui: a_t è il valore attuale dei benefici derivanti dalla concessione di crediti a tasso agevolato per unità di bene capitale, P_t il prezzo del bene capitale di inizio periodo, r il tasso di interesse e G_{t+1} i guadagni attesi in conto capitale. P è rappresentato dal deflatore degli investimenti nel caso di miglioramenti trattatrici e altri beni, mentre per il bestiame è stato assunto proporzionale al deflatore della produzione lorda vendibile, rispettivamente, dei settori bovino, suino e ovino. La variabile che cattura l'effetto del credito a tasso agevolato, è definita (Cagliosi-Rossi equaz.11) come:

$$a = (A/I) \left[1 - \frac{r^a(1+r^a)^N [(1+r^r)^N - 1]}{r^r(1+r^r)^N [(1+r^a)^N - 1]} \right]$$

dove: A/I è il rapporto tra i valori (a prezzi correnti) di credito agevolato e investimento, r^r e r^a sono i tassi d'interesse di riferimento e agevolato, $N = 5$ per il bestiame, $= 1/d$ per le altre categorie. Le serie di A , per tipo di operazione e per area, sono pubblicate dal 1974 nell'Annuario dell'Agricoltura italiana, mentre i valori precedenti sono stati stimati per estrapolazione dalle serie del credito totale. Il credito agevolato per l'acquisto di macchine è stato ripartito fra trattatrici e altri beni in proporzione al valore degli investimenti. Nel caso del bestiame, I è approssimato con la variazione dello stock a prezzi correnti e il rapporto A/I è considerato solo per valori positivi di I . Le serie di r^r e r^a , per tipo di operazione e per area, sono di fonte Meliorconsorzio (corrispondenza privata). Nel calcolare U_t , sono state assunte aspettative statiche per r e G ($r_{t+1}=r_t$, $G_{t+1}=G_t$) e il tasso di rendimento nominale r è stato approssimato con il tasso di riferimento r^r .

In teoria non esistono dubbi sul fatto che il costo d'uso del capitale debba dipendere dal tasso atteso del rendimento reale (infatti, per un bene di consumo, $d = 1$ e $U_t = P_t$ nella formula del costo d'uso), ma in pratica può accadere che il conteggio di G_t , in qualche modo definita, renda negativo il valore di U_t ; per questo, alcuni arrivano ad escludere G_t dal calcolo del costo d'uso, assumendo implicitamente che gli operatori non siano in grado di anticipare i guadagni di capitale realizzati sull'investimento. In questo lavoro, si è conservato l'impianto originale e si è ipotizzato che le attese sui guadagni di capitale si formino, a partire dalla seconda metà degli anni '50, con un meccanismo adattivo: $G_t = \beta G_{t-1} + (1-\beta) Dp_{t-1}$, dove: $t = 1956, \dots, 1985$, $Dp_t = \log(P_t/P_{t-1})$, $G_{1955} = Dp_{1955}$ e $\beta = .8$ per tutti i tipi di capitale e per tutte le aree; il valore di β è stato fissato a priori in modo da evitare l'inconveniente di qualche prezzo negativo.

Nel computo di U per le tre categorie di bestiame si è posto $d = 0$ nell'ipotesi che l'ammortamento sia compreso nella spesa per mangimi. Il costo d'uso (la quantità dei servizi) del bestiame è un indice translog delle tre componenti (vacche, scrofe, ovini); il costo d'uso e la quantità dei servizi dell'input capitale sono indici translog di miglioramenti, trattatrici, altri beni e bestiame.

LAVORO: questo input è un aggregato translog di lavoro dipendente e indipendente e il suo prezzo è un indice translog dei due saggi salariali; questi sono stati calcolati dividendo i redditi da lavoro per il numero di occupati. I redditi da lavoro dipendente provengono dalla Contabilità nazionale, mentre quelli da lavoro indipendente sono stati calcolati come residuo nel modo seguente:

Produzione lorda vendibile + Contributi alla produzione - Consumi intermedi - Redditi da lavoro dip. - Servizi del capitale = Redditi da lavoro indipendente (lordi di tasse e rendite dei terreni nudi). Prima del 1970, le informazioni di base provengono dalla banca dati del MEISA territoriale, mentre per gli anni seguenti si trovano: i redditi da lavoro dipendente in Annuario di Contabilità Nazionale, vol. 2, 1986, tav. 1.8 e le serie dell'occupazione in Collana d'Informazione, 1986, 1.

Elenco dei Quaderni pubblicati

- n.1 (febbraio 1979) MASSIMO DI MATTEO, Alcune considerazioni sui concetti di lavoro produttivo e improduttivo in Marx
- n.2 (marzo 1979) MARIA L. RUIZ, Mercati oligopolistici e scambi internazionali di manufatti. Alcune ipotesi e un'applicazione all'Italia
- n.3 (maggio 1979) DOMENICO MARIO NUTI, Le contraddizioni delle economie socialiste: una interpretazione marxista
- n.4 (giugno 1979) ALESSANDRO VERCELLI, Equilibrio e dinamica del sistema economico-semantica dei linguaggi formalizzati e modello keynesiano
- n.5 (settembre 1979) A. RONCAGLIA - M. TONVERONACHI, Monetaristi e neokeynesiani: due scuole o una?
- n.6 (dicembre 1979) NERI SALVADORI, Mutamento dei metodi di produzione e produzione congiunta
- n.7 (gennaio 1980) GIUSEPPE DELLA TORRE, La struttura del sistema finanziario italiano: considerazioni in margine ad un'indagine sull'evoluzione quantitativa nel dopoguerra (1948-1978).
- n.8 (gennaio 1980) AGOSTINO D'ERCOLE, Ruolo della moneta ed impostazione antiquantitativa in Marx: una nota
- n.9 (novembre 1980) GIULIO CIFARELLI, The natural rate of unemployment with rational expectations hypothesis. Some problems of estimation
- n.10 (dicembre 1980) SILVANO VICARELLI, Note su ammortamenti, rimpiazzi e tasso di crescita
- n.10 bis (aprile 1981) LIONELLO F. PUNZO, Does the standard system exist?
- n.11 (marzo 1982) SANDRO GRONCHI, A meaningful sufficient condition for the uniqueness of the internal rate of return
- n.12 (giugno 1982) FABIO PETRI, Some implications of money creation in a growing economy
- n.13 (settembre 1982) RUGGERO PALADINI, Da Cournot all'oligopolio: aspetti del processi concorrenziali
- n.14 (ottobre 1982) SANDRO GRONCHI, A Generalized internal rate of return depending on the cost of capital
- n.15 (novembre 1982) FABIO PETRI, The Patinkin controversy revisited
- n.16 (dicembre 1982) MARINELLA TERRASI BALESTRIERI, La dinamica della localizzazione industriale: aspetti teorici e analisi empirica
- n.17 (gennaio 1983) FABIO PETRI, The connection between Say's law and the theory of the rate of interest in Ricardo
- n.18 (gennaio 1983) GIULIO CIFARELLI, Inflation and output in Italy: a rational expectations interpretation
- n.19 (gennaio 1983) MASSIMO DI MATTEO, Monetary conditions in a classical growth cycle
- n.20 (marzo 1983) M. DI MATTEO - M.L. RUIZ, Effetti dell'interdipendenza tra paesi produttori di petrolio e paesi industrializzati: un'analisi macrodinamica
- n.21 (marzo 1983) ANTONIO CRISTOFARO, La base imponibile dell'IRPEF: un'analisi empirica
- n.22 (gennaio 1984) FLAVIO CASPRINI, L'efficienza del mercato dei cambi. Analisi teorica e verifica empirica
- n.23 (febbraio 1984) PIETRO PUCCINELLI, Imprese e mercato nelle economie socialiste: due approcci alternativi
- n.24 (febbraio 1984) BRUNO MICONI, Potere prezzi e distribuzione in economie mercantili caratterizzate da diverse relazioni sociali
- n.25 (aprile 1984) SANDRO GRONCHI, On investment criteria based on the internal rate of return
- n.26 (maggio 1984) SANDRO GRONCHI, On Karmel's criterion for optimal truncation
- n.27 (giugno 1984) SANDRO GRONCHI, On truncation "theorems"
- n.28 (ottobre 1984) LIONELLO F. PUNZO, La matematica di Sraffa
- n.29 (dicembre 1984) ANTONELLA STIRATI, Women's work in economic development process
- n.30 (gennaio 1985) GIULIO CIFARELLI, The natural rate of unemployment and rational expectation hypotheses: some empirical tests
- n.31 (gennaio 1985) SIMONETTA BOTARELLI, Alcuni aspetti della concentrazione dei redditi nel Comune di Siena
- n.32 (febbraio 1985) FOSCO GIOVANNONI, Alcune considerazioni metodologiche sulla riforma di un sistema tributario

- n.33 (febbraio 1985) SIMONETTA BOTARELLI, Ineguaglianza dei redditi personali a livello comunale
- n.34 (marzo 1985) IAN STEEDMAN, Produced inputs and tax incidence theory
- n.35 (aprile 1985) RICHARD GOODWIN, Prelude to a reconstruction of economic theory. A critique of Sraffa
- n.36 (aprile 1985) MICHIO MORISHIMA, Classical, neoclassical and Keynesian in the Leontief world
- n.37 (aprile 1985) SECONDO TARDITI, Analisi delle politiche settoriali: prezzi e redditi nel settore agroalimentare
- n.38 (maggio 1985) PIETRO BOD, Sui punti fissi di applicazioni isotoniche
- n.39 (giugno 1985) STEFANO VANNUCCI, Schemi di gioco simmetrici e stabili e teoremi di possibilità per scelte collettive
- n.40 (luglio 1985) RICHARD GOODWIN, The use of gradient dynamics in linear general disequilibrium theory
- n.41 (agosto 1985) M. MORISHIMA and T. SAWA, Expectations and the life span of the regime.
- n.42 (settembre 1985) ALESSANDRO VERCELLI, Keynes, Schumpeter, Marx and the structural instability of capitalism
- n.43 (ottobre 1985) ALESSANDRO VERCELLI, Money and production in Schumpeter and Keynes: two dichotomies
- n.44 (novembre 1985) MARCO LONZI, Aspetti matematici nella ricerca di condizioni di unicità per il Tasso Interno di Rendimento
- n.45 (dicembre 1985) NIKOLAUS K.A. LAUFER, Theoretical foundations of a new money supply hypothesis for the FRG.
- n.46 (gennaio 1986) ENRICO ZAGHINI, Una dimostrazione alternativa dell'esistenza di equilibri in un modello di accumulazione pura
- n.47 (febbraio 1986) ALESSANDRO VERCELLI, Structural stability and the epistemology of change: a critical appraisal
- n.48 (marzo 1986) JOHN HICKS, Rational behaviour: observation or assumption?
- n.49 (aprile 1986) DOMENICO MARIO NUTI, Merger conditions and the measurement of disequilibrium in labour-managed economies
- n.50 (maggio 1986) SUSAN SENIOR NELLO, Un'applicazione della Public Choice Theory alla questione della riforma della Politica Agricola Comune della CEE
- n.51 (maggio 1986) SERENA SORDI, Some notes on the second version of Kalecki's Business Cycle Theory
- n.52 (giugno 1986) PIERANGELO GAREGNANI, The classical theory of wage and the role of demand schedules in the determination of relative prices
- n.53 (luglio 1986) FRANCO BIRARDI, Crescita, sviluppo ed evoluzione: l'affermazione dei nessi strutturali sistematici e la combinazione di scienza, tecnologia ed economica nelle prime industrializzazioni
- n.54 (agosto 1986) M. AMENDOLA - J.L. GAFFARD, Innovation as creation of technology: a sequential model
- n.55 (settembre 1986) GIULIO CIFARELLI, Exchange rates, market efficiency and "news". Model specification and econometric identification
- n.56 (settembre 1986) ALESSANDRO VERCELLI, Technological flexibility, financial fragility and the recent revival of Schumpeterian entrepreneurship
- n.57 (ottobre 1986) FABIO PETRI, The meaning of the Cambridge controversies on capital theory: an attempt at communication
- n.58 (ottobre 1986) DANIELE CHECCHI, The international coordination of counter-cyclical policies
- n.59 (novembre 1986) ALESSANDRO VERCELLI, Probabilistic causality and economic models: Suppes, Keynes, Granger
- n.60 (dicembre 1986) LIONELLO F. PUNZO, J. Von Neumann and K. Menger's mathematical colloquium
- n.61 (dicembre 1986) MICHAEL BACHARACH, Three scenarios for fulfilled expectations
- n.62 (gennaio 1987) J. ESTEBAN and T. MILLAN, Competitive equilibria and the core of overlapping generations economies
- n.63 (gennaio 1987) ROBERT W. CLOWER, New directions for keynesian economics
- n.64 (febbraio 1987) MARCO P. TUCCI, A simple introduction to flexible functional forms and consumer behaviour theory
- n.65 (marzo 1987) NICOLA DIMITRI, Generalizations of some continuous time epidemic models

- n.66 (aprile 1987) **MASSIMO DI MATTEO**, Goodwin and the Evolution of a Capitalistic Economy: An Afterthought
- n.67 (maggio 1987) **MASSIMO DI MATTEO**, Early Discussions on Long Waves
- n.68 (giugno 1987) **MASSIMO DI MATTEO**, Warranted, Natural, and Actual Rates of Growth: Reflections of a Perplex
- n.69 (settembre 1987) **LUISA MONTUSCHI**, Inward-Looking development and import substitution in the Argentine Economy 1950-1980
- n.70 (dicembre 1987) **GIANCARLO GANDOLFO** and **PIETRO CARLO PADOAN**, The Mark V version of the Italian continuous time model
- n.71 (dicembre 1987) **SILVANO VICARELLI**, Impatience to consume, the utility of wealth and the rate of interest
- n.72 (gennaio 1988) **OMAR CHISARI**, Worker's assets, foreign debt and the dynamics of an economy
- n.73 (febbraio 1988) **STEFANO VANNUCCI**, On exactly strong-Nash-implementable power allocations
- n.74 (marzo 1988) **PIER LUIGI LANDI**, Aspetti economici della società anonima della strada ferrata Empoli-Siena o Centrale Toscana fino al 1859
- n.75 (aprile 1988) **FRANCO BIRARDI**, Generating the space of physical characteristics by means of elements which are discrete and limited over time (A note on innovation in chemical technologies)
- n.76 (maggio 1988) **LILIA COSTABILE**, Politica monetaria, debito pubblico e tasso di interesse
- n.77 (giugno 1988) **GIUSEPPE DELLA TORRE**, L'evoluzione dei sistemi finanziari nell'approccio contabile di Raymond Goldsmith.
- Alcune considerazioni analitiche
- n.78 (luglio 1988) **FRANCESCO FARINA**, Fattori tecnologici e transazionali nella divisione interindustriale del lavoro
- n.79 (ottobre 1988) **FRANCESCO FARINA**, Gli obiettivi della Banca d'Italia e i tassi d'interesse sul debito pubblico
- n.80 (novembre 1988) **GIULIO CIFARELLI**, La razionalità del tasso di cambio a termine e le "notizie": una analisi empirica
- n.81 (dicembre 1988) **MAURO CAMINATI**, Cyclical growth in a long-period perspective
- n.82 (gennaio 1989) **LUIGI LUINI**, Crescita esterna dell'impresa e teorie economiche
- n.83 (marzo 1989) **LUIGI M. TOMASINI**, A Scheme to Allocate Wastewater Rights
- n.84 (aprile 1989) **STEFANO VANNUCCI**, On Consistency Properties of some Strongly Implementable Social Choice Rules with Endogenous Agenda Formation
- n.85 (maggio 1989) **AGOSTINO D'ERCOLE**, Economia e Moneta in Schumpeter
- n.86 (maggio 1989) **CHARLES GOODHART**, What do Central Banks Do?
- n.87 (giugno 1989) **PAOLO DEL GIOVANE**, Foreign Firms' Behavior in the United States Market during the Dollar Cycle
- n.88 (giugno 1989) **GÉRARD DUMÉNIL** and **DOMINIQUE LÉVY**, The classical legacy and beyond
- n.89 (luglio 1989) **RICCARDO FIORITO**, Inventory accounting and profit evaluation
- n.90 (settembre 1989) **NICOLA DIMITRI**, On the robustness of the rational expectations hypothesis
- n.91 (settembre 1989) **PIERMARIO PACINI**, Expectations, learning and equilibrium in a non-walrasian model: a constructive approach
- n.92 (ottobre 1989) **AGOSTINO D'ERCOLE**, Sulla teoria monetaria del tasso di interesse di Schumpeter
- n.93 (ottobre 1989) **UGO PAGANO**, Firms, co-ordination and disequilibrium
- n.94 (novembre 1989) **UGO PAGANO**, Determinazione endogena dei diritti di proprietà in una economia di mercato
- n.95 (dicembre 1989) **UGO PAGANO**, Property rights, asset specificity, and the division of labour under alternative capitalist relations
- n.96 (dicembre 1989) **MICHIO MORISHIMA**, Wage differentials in Japan: 1958-1985
- n.97 (gennaio 1990) **PIERPAOLO PIERANI** - **PIER LUIGI RIZZI**, An econometric analysis of the olive oil market in Italy
- n.98 (febbraio 1990) **ENRICO GIOVANNINI**, Squilibri settoriali e dinamica macroeconomica di breve periodo: il caso dell'industria italiana
- n.99 (maggio 1990) **GIULIO CIFARELLI**, Sui determinanti degli errori di previsione a termine nel mercato dei cambi
- n.100 (maggio 1990) **EDITED BY MASSIMO DI MATTEO**, Celebrating R.M. Goodwin's 75 birthday

- n.101 (maggio 1990) **OMAR O. CHISARI** - **JOSE' M. FANELLI**, Three-gap models, optimal growth and the economic dynamics of highly indebted countries
- n.102 (giugno 1990) **FRANCESCO FARINA**, Italy's monetary policy inside the European monetary system
- n.103 (giugno 1990) **STEFANO VANNUCCI**, On the closure operators of an effectivity function
- n.104 (giugno 1990) **STEFANO VANNUCCI**, Struttura del mercato, giochi semplici e potenziali monopolistici
- n.105 (luglio 1990) **STEFANO VANNUCCI**, A note on ergodic and vmn-stable sets of abstract games
- n.106 (luglio 1990) **SIMONETTA BOTARELLI**, I nuovi estimi catastali: motivazioni ed effetti distributivi
- n.107 (luglio 1990) **PIETRO PUCCINELLI**, Impresa e mercato un approccio dinamico
- n.108 (agosto 1990) **UGO PAGANO**, Braverman, Harry (1920-1976)
- n.109 (agosto 1990) **UGO PAGANO**, Property rights equilibria and institutional stability
- n.110 (settembre 1990) **STEPHAN R. EPSTEIN**, Cities, regions and the late medieval crisis: Sicily and Tuscany compared
- n.111 (ottobre 1990) **MAURO CAMINATI**, On the stability of long-period positions: an introductory note
- n.112 (ottobre 1990) **MAURO CAMINATI**, Cicli endogeni in disequilibrio e congetture
- n.113 (ottobre 1990) **AGOSTINO D'ERCOLE**, Il concetto di integrazione finanziaria internazionale, Problemi e prospettive
- n.114 (ottobre 1990) **LIONELLO F. PUNZO**, Hilbert's mathematical formalism and the neoclassical revolution
- n.115 (ottobre 1990) **BRUNO MICONI** - **PIER MARIO PACINI**, Price systems, bargaining theory and social relations
- n.116 (ottobre 1990) **LIONELLO F. PUNZO**, J.-M. Grandmont on "temporary equilibrium: money, expectations and dynamics". Some Comments.
- n.117 (novembre 1990) **GIULIO CIFARELLI**, Cointegration and the unbiased efficiency of the forward exchange rate
- n.118 (novembre 1990) **SIMONETTA BOTARELLI**, L'imposizione delle imprese minori: problemi di determinazione della base imponibile nei sistemi forfettari. Una nota
- n.119 (dicembre 1990) **GIUSEPPE DELLA TORRE**, Teoria economica e contabilità sociale. Il «national bureau of economic research» (1920-1945)
- n.120 (dicembre 1990) **ELISABETTA CROCI ANGELINI** - **SECONDO TARDITI**, Ec Enlargement and trade liberalization in the vegetable oils market
- n.121 (dicembre 1990) **ELISABETTA CROCI ANGELINI**, Costs and benefits of the common agricultural policy to the member countries
- n.122 (dicembre 1990) **GIANCARLO MARINI** - **PASQUALE SCARAMOZZINO**, Inflation expectations, price flexibility, and output variability in macro models
- n.123 (dicembre 1990) **RAUL de LUZENBERGER** - **GIANCARLO MARINI**, The sustainability of public debt: tests and indicators
- n.124 (dicembre 1990) **MARCO P. TUCCI**, Time-varying parameters: a critical introduction
- n.125 (dicembre 1990) **GIOVANNI FERRI**, Preferences and technology in the real business cycle
- n.127 (gennaio 1991) **FABIO CESARE BAGLIANO** - **GIANCARLO MARINI**, On the role of monetary factors in business cycle models
- n.128 (febbraio 1991) **LUIGI TOMASINI**, Due modelli di controllo dell'evasione fiscale
- n.129 (giugno 1991) **MASANAO AOKI** - **RICCARDO FIORITO**, Analysis of US real GNP and

Alla presente Collana "gialla" di quaderni il Dipartimento di Economia Politica affianca una Collana "celeste" di monografie. I numeri pubblicati a tutt'oggi sono i seguenti:

- 1) **GIUSEPPE DELLA TORRE**, Istituzioni creditizie ed Accumulazione del Capitale in Italia (1948-81), 1984.
- 2) **SANDRO GRONCHI**, Tasso Interno di Rendimento e Valutazione dei Progetti: una Analisi Teorica, 1984.
- 3) **ALDINO MONTI**, La Proprietà Immobiliare a Bologna in Età Napoleonica (1797-1810), 1984.
- 4) **GIULIO CIFARELLI**, Equilibrium and Disequilibrium Interpretations of Inflation, 1985.
- 5) **STEPHAN E. EPSTEIN**, Sicily and its markets: 1300-1500 economic growth and social transformation