

STIMA DELLE ESTERNALITÀ E CORREZIONE DEL VALORE
AGGIUNTO DEL SETTORE AGRICOLO:
UN'APPLICAZIONE A DATI ITALIANI*

di Silvia Tiezzi

1. Introduzione

In questo lavoro si stimano alcuni degli effetti esterni del settore agricolo al fine di correggere, a livello aggregato, il valore aggiunto del settore in modo da ottenere un aggregato contabile che rifletta meglio il valore sociale della produzione. L'esercizio si riferisce alla macroregione costituita da: Emilia Romagna, Veneto e Lombardia. Questa scelta è giustificata dal fatto che, in queste regioni, l'agricoltura è particolarmente intensiva e il calcolo degli effetti esterni è probabilmente rappresentativo della maggior parte degli effetti esterni del settore agricolo italiano. Inoltre i problemi di eutrofizzazione e di inquinamento del mare Adriatico, sono dovuti, in gran parte, proprio all'emissione di sostanze chimiche provenienti da queste regioni, ed è quindi particolarmente interessante cercare di quantificare gli effetti esterni negativi dell'agricoltura e rilevarne il grado di responsabilità nei problemi ambientali di quest'area. Si analizzano gli effetti esterni delle emissioni in ambiente di azoto, fosforo e potassio utilizzati in agricoltura come fertilizzanti chimici e organici. Tutte e tre, nei loro composti, causano problemi di inquinamento sia dell'aria (effetto serra), che delle acque di falda (scarsa potabilità delle acque), che delle acque di superficie (eutrofizzazione), che del suolo.

Il lavoro è organizzato nel modo seguente: nel secondo paragrafo viene esposta l'importanza, da un punto di vista teorico, dell'inclusione degli effetti esterni in una funzione di produzione. Nel terzo paragrafo descriviamo

* Questo lavoro è un estratto della mia tesi di dottorato. Ringrazio il Prof. Pier Luigi Rizzi per la continua e preziosa supervisione. Ringrazio anche Maria Antonietta Chelo per avermi permesso di utilizzare i dati sulle emissioni da lei stimati e due anonimi referees della *La Questione Agraria*. Sono invece miei tutti gli errori.

una metodologia per calcolare i prezzi ombra degli effetti esterni riprendendo lo schema proposto da Oskam (1993). Nel quarto paragrafo stimiamo separatamente la componente di prezzo e la componente quantitativa delle emissioni di azoto, fosforo e potassio. Infine abbiamo calcolato il costo ombra aggregato dei tre tipi di emissioni per la macro-regione per un periodo di trenta anni e l'abbiamo sottratto al valore aggiunto del settore agricolo nello stesso periodo.

2. Aspetti teorici della misurazione degli effetti esterni

La stima degli effetti esterni può essere ottenuta mediante il ricorso a modelli neoclassici della produzione, in quanto questi ultimi consentono di determinare la struttura produttiva ottima nel rispetto dei vincoli, tra cui quelli ambientali. Il modello di massimizzazione del profitto di un produttore agricolo che presentiamo sotto è mutuato da Oskam (1993). Introduciamo una funzione di trasformazione che ha due gruppi di output: l'output normale e gli effetti esterni. I fattori produttivi sono divisi in fattori variabili e fattori quasi fissi:

$$F(Y, Z, X, U) = 0 \quad [1]$$

dove:

Y = vettore di output normali, con elementi y_i ($i=1, \dots, I$) ai quali sono associati prezzi p_i .

Z = vettore di effetti esterni positivi o negativi, con elementi z_k ($k=1, \dots, K$) ai quali sono associati prezzi v_k .

X = vettore di fattori variabili con elementi x_j ($j=1, \dots, J$) ai quali sono associati prezzi w_j .

U = vettore di fattori quasi fissi con elementi U_h e prezzi q_h ($h=1, \dots, H$)

La massimizzazione del profitto di breve periodo implica che la differenza tra valore dell'output normale e il costo dei fattori variabili sia massimizzata tenendo conto dei vincoli della funzione di trasformazione. Si ha perciò la seguente Lagrangiana:

$$Max L = p' \cdot Y - w' \cdot X + mF(Y, Z, X, U) \quad [2]$$

dove ' indica i vettori riga. Dunque i livelli ottimali dei fattori variabili (X^*) e di output (Y^*) sono funzioni dei prezzi e dei fattori quasi fissi:

$$X_j^* = f_j(p, w, U) \quad (j=1, \dots, J) \quad [3]$$

$$Y_i^* = g_i(p, w, U) \quad (i=1, \dots, I) \quad [4]$$

Assumendo che i produttori siano massimizzatori di profitto in un mercato perfettamente concorrenziale, e assumendo che essi non tengano in considerazione gli effetti esterni, i livelli ottimali dei fattori variabili e dell'output non dipendono dai prezzi ombra degli effetti esterni. Perciò il rendimento privato degli fattori quasi fissi, D_p , (cioè la differenza tra ricavi e costi) sarà:

$$D_p = p \cdot Y^* - w \cdot X^* = q^* \cdot U \quad [5]$$

dove q^* è il vettore di prezzi ombra dei fattori quasi fissi che si ottiene dalla scelta ottima del livello di fattori variabili e di output.

Poiché dal punto di vista sociale gli effetti esterni sono importanti, la differenza sociale, D_s , tra valore dell'output e costo dei fattori è:

$$D_s = p \cdot Y^* + v \cdot Z^* - w \cdot X^* = q^* \cdot U + v \cdot Z^* \quad [6]$$

dove Z^* è la quantità di effetti esterni corrispondente al livello X^* dei fattori variabili, al livello di output Y^* e al livello di fattori quasi fissi U .

Se i produttori sono indotti a tenere conto dei prezzi degli effetti esterni v , modificheranno il livello dei fattori variabili X e dell'output Y e si avrà perciò un nuovo equilibrio di breve periodo:

$$\text{Max} L^* = p \cdot Y + v \cdot Z - w \cdot X + \mu F(Y, Z, X, U) \quad [7]$$

e i corrispondenti livelli ottimali di output e fattori variabili saranno:

$$X_j^* = f_j^*(p, v, w, U) \quad (j=1, \dots, J)$$

$$Y_i^* = g_i^*(p, v, w, U) \quad (i=1, \dots, I)$$

$$Z_k^* = h_k^*(p, v, w, U) \quad (k=1, \dots, K)$$

In questo caso la rendita privata e sociale dei fattori quasi fissi, D_p^* e D_s^* coincidono, e sono uguali a:

$$D_p^+ = D_s^+ = p \cdot Y^+ + v^+ \cdot Z^+ - w^+ \cdot X^+ = q^+ \cdot U + v^+ \cdot Z^+ = q^+ \cdot U \quad [8]$$

dove q^+ e q sono i vettori dei prezzi ombra dei fattori quasi fissi, escludendo e includendo gli effetti esterni.

È importante sottolineare che le relazioni [6] e [8] sottintendono una diversa struttura dei diritti di proprietà: la prima a favore dei produttori, la seconda a favore dei non produttori. È altresì importante sottolineare come, a seconda della struttura dei diritti di proprietà, emergano equilibri diversi.

Poiché i produttori possono aggiustare il livello dei fattori e dell'output alla nuova situazione avremo che: $D_p^+ \geq D_s$. Infatti, per definizione, qualunque posizione di ottimo massimizza la differenza tra benefici e costi ed è quindi chiaro che nel caso in cui gli effetti esterni siano internalizzati, la differenza tra benefici e costi sociali è maggiore della differenza tra benefici e costi sociali nel caso in cui gli effetti esterni non siano internalizzati. Se i produttori fossero indotti a modificare la struttura produttiva, attraverso vincoli quantitativi o incentivi economici (come la tassazione dei fattori), la differenza tra remunerazione privata e sociale sarebbe ridotta. Gli effetti esterni EE^* sono dunque pari a $EE^* = (D_p - D_s)$ che costituisce la differenza massima tra livello privato e sociale della remunerazione dei fattori quasi fissi.

3. Il prezzo ombra degli effetti esterni

Il problema principale è rappresentato dalla stima degli effetti esterni. Distinguiamo la componente di prezzo (il prezzo ombra) dalla componente quantitativa (le emissioni fisiche). La componente di prezzo è la più difficile da determinare e la metodologia da usare varia a seconda del tipo di effetto esterno considerato. A volte, come in questo caso, la funzione di domanda per il fattore che causa inquinamento fornisce informazioni molto interessanti. Se il fattore è specificato come fattore variabile, la variazione di prezzo necessaria a ridurre le emissioni fino al livello desiderato può essere considerata una approssimazione del prezzo ombra dell'effetto esterno. La riduzione può essere decisa sulla base di livelli di qualità ambientale considerati socialmente accettabili. In questo caso si assume che il livello di qualità ambientale scelto dall'autorità di politica economica rifletta le vere preferenze sociali per la qualità ambientale, ovvero che rappresenti, in un certo senso, l'ottimo paretiano. Si tratta di una decisione puramente politica: stabilire la quantità di emissioni ecocompatibile significa che la società sta

scegliendo quel livello di qualità dell'ambiente. Si tratta cioè di una espressione delle preferenze sociali. È ovvio che si tratta di una semplificazione. Tuttavia la complessità delle metodologie correnti di valutazione degli effetti esterni e l'urgenza di metodi di valutazione che consentano di quantificare la variabile ambiente nei conti economici nazionali rendono questo approccio adatto allo scopo. Questa è anche la metodologia suggerita da Huetting (1994).

Possiamo rappresentare graficamente il nostro problema proponendo uno schema comunemente utilizzato in economia ambientale. In una situazione di equilibrio in cui non si sostengono costi per le esternalità il produttore utilizzerà la quantità x_p del fattore x (fig. 1), perché questa quantità massimizza il suo profitto indicato dall'area al di sotto della curva dei Benefici marginali netti privati (Bmnp)¹. Ipotizzando effetti marginali esterni crescenti al crescere delle emissioni avremo la curva dei Costi marginali esterni (Cme). Nella figura 1 sono state introdotte altre due curve corrispondenti a Costi marginali di abbattimento più (Cma₁) o meno (Cma₂) elevati. La posizione di queste curve non è facilmente individuabile, ma se si assume che venga scelta la forma più efficiente di riduzione delle emissioni, la parte rilevante delle curve Cma sarà soltanto quella al di sotto della curva Bmnp. Infatti il produttore non avrà alcuna convenienza ad utilizzare una quantità del fattore inquinante in corrispondenza della quale il costo di abbattimento dell'inquinamento supera i benefici marginali della produzione e preferirà ridurre l'emissione diminuendo il livello di produzione o la quantità del fattore². Sia la curva dei Cma che quella dei Bmnp possono essere utilizzate per individuare il livello ottimale delle emissioni. Tuttavia in agricoltura i costi marginali di abbattimento sono, probabilmente, molto alti, perciò la curva Bmnp è quella più adatta ad ottenere l'informazione che cerchiamo. I costi esterni causati dalla quantità x_p delle emissioni sono pari all'area compresa tra la curva Cme e la più bassa tra la curva Bmnp e la curva Cma₂. I costi marginali esterni causati dal livello x_p delle emissioni sono pari a L_p .

1. Sull'asse delle ascisse si riporta l'ammontare di fattore usato o la quantità di emissioni, perché si assume, banalmente, che queste ultime siano proporzionali alla quantità del fattore e che a quantità crescenti di fattore o di emissioni corrispondano costi marginali esterni crescenti.

2. Il produttore si trova di fronte a due alternative quando è costretto a ridurre l'ammontare di input inquinante utilizzato: a) pagare la tassa imposta dall'autorità, o b) sostenere i costi necessari ad abbattere le emissioni fino al livello desiderato. Nel primo caso è rilevante la curva Bmnp che serve a determinare il livello ottimo di emissione. In agricoltura, dove i costi di abbattimento sono particolarmente alti a causa dell'esistenza di fonti di inquinamento non puntuali, probabilmente la curva dei Bmnp fornisce informazioni più utili.

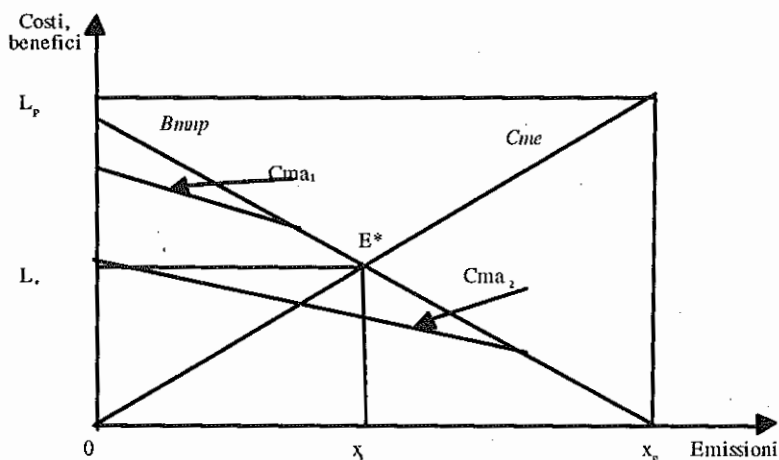


Fig. 1 - Costi marginali esterni (Cme), costi marginali di abbattimento (Cma) e benefici marginali netti privati ($Bmnp$)

Il punto E^* rappresenta sia un punto sulla curva Cme che sulla curva $Bmnp$ e corrisponde al livello Pareto ottimale di emissioni. Poiché la curva $Bmnp$ corrisponde a quella parte della curva di domanda del fattore inquinante che si trova al di sopra del prezzo p_i , la curva di domanda offre informazioni molto utili. Stimando la pendenza della curva di domanda del fattore inquinante e ipotizzando che il livello Pareto ottimale x_s del fattore x sia scelto a livello politico, possiamo ottenere un punto sia sulla curva Cme che sulla curva $Bmnp$, corrispondente al punto E^* .

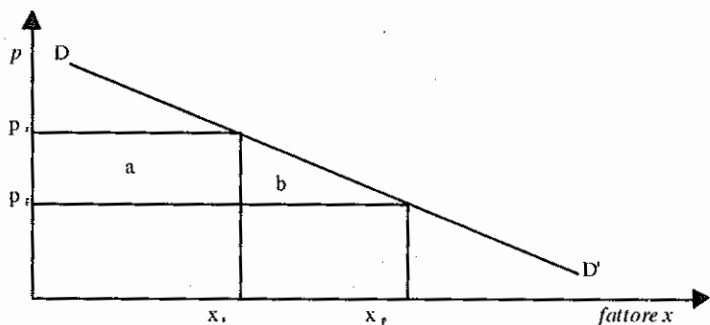


Fig. 2 - Funzione di domanda per un fattore inquinante

Per indurre il produttore a ridurre la domanda del fattore inquinante x da x_p a x_s (fig. 2) occorre aumentare il prezzo del fattore da p_p a p_s . Dunque,

conoscendo la pendenza della curva di domanda, è possibile stimare la variazione nel surplus del consumatore conseguente all'aumento di prezzo del fattore. La riduzione nel surplus del consumatore è data dal triangolo b in figura 2³ e rappresenta il prezzo ombra dell'effetto esterno causato dall'eccessivo uso del fattore x.

Ipotizziamo per semplicità una funzione di domanda lineare del tipo⁴:

$$x = \beta_1 + \beta_2 p$$

$$\beta_1 > 0$$

$$\beta_2 < 0$$

e supponiamo che si decida di ridurre il livello del fattore x di Δx . In tal caso la variazione nel surplus del consumatore, che rappresenta il valore del prezzo esterno nel punto E^* , sarà uguale a: $\frac{\Delta p}{\Delta x} = \frac{1}{\beta_2}$ e quindi $\Delta p = \frac{1}{\beta_2} \Delta x$, in

cui Δp rappresenta il valore (prezzo ombra) dell'effetto esterno causato dall'eccesso Δx . Per ottenere l'informazione sui parametri β_1 e β_2 occorre calcolare l'elasticità media di prezzo della domanda del fattore x: $\bar{\epsilon}_x$. Data la quantità media utilizzata \bar{x} e il prezzo medio del fattore \bar{p} , $\bar{\epsilon}_x = \frac{d \log \bar{x}}{d \log \bar{p}} = \frac{d \bar{x}}{d \bar{p}} \frac{\bar{p}}{\bar{x}} = \beta_2 \frac{\bar{p}}{\bar{x}}$. Siamo così in grado di calcolare un punto sulla

curva di domanda che è anche un punto sulla curva Mec: E^* .

In quanto segue abbiamo applicato la metodologia appena descritta per calcolare il prezzo ombra degli effetti esterni negativi associati all'uso in agricoltura dei fertilizzanti azoto, fosforo e potassio, sia di origine chimica che organica, nella macroregione italiana costituita da Lombardia, Veneto, Emilia Romagna. Il calcolo è stato realizzato per la serie storica 1961-1991 prendendo come anno base il 1991.

3. In realtà quando il prezzo del fattore x aumenta il produttore registra una perdita di surplus pari all'area a+b. Tuttavia, una parte di essa, l'area a, rappresenta semplicemente il costo addizionale del fattore x dovuto all'aumento di prezzo, mentre il triangolo b rappresenta la vera perdita di surplus dovuta al fatto che la domanda del fattore x passa da x_p a x_s .

4. Ovviamente l'ipotesi di linearità della funzione di domanda viene fatta qui solo a scopo descrittivo. In realtà la funzione di domanda per i tre fattori inquinanti che stimiamo più avanti è ottenuta da una funzione di costo in forma Translog. Si tratta di una forma funzionale flessibile, ovvero di una approssimazione del secondo ordine a una qualsiasi funzione arbitraria in un punto. In questo caso quindi, non è rilevante conoscere la vera forma della funzione di domanda, visto che il modello Translog ci consente di ottenere una approssimazione del secondo ordine, in un punto, a una qualsiasi funzione di domanda. Empiricamente, dunque, viene stimata l'elasticità della domanda nel punto che ci interessa e, per quel punto, ricaviamo la pendenza della ipotetica funzione di domanda della figura 2 come descritto nel testo.

4. Stima degli effetti esterni dell'agricoltura italiana

4.1. Stima del prezzo ombra

Abbiamo visto, nel paragrafo precedente, che, per stimare la variazione di prezzo necessaria a indurre una riduzione delle emissioni, occorre stimare l'elasticità della domanda dei fattori inquinanti azoto, fosforo e potassio rispetto al loro prezzo. A questo fine possiamo usare sia una funzione di costo che di profitto. Consideriamo una funzione di costo variabile con rendimenti di scala costanti nel lungo periodo e assumiamo quattro fattori variabili (azoto, fosforo, potassio, altri fattori variabili) e due fattori fissi (capitale e lavoro). Questa funzione è crescente, lineare omogenea e concava in P , crescente in Y , decrescente e convessa nei fattori fissi. Inoltre, per l'ipotesi di rendimenti di scala costanti nel lungo periodo, è lineare omogenea nelle quantità (Varian, 1992):

$$CV = f(P_N, P_P, P_K, P_X, K, L, Y) \quad [9]$$

P_N = prezzo del fattore variabile azoto

P_P = prezzo del fattore variabile fosforo

P_K = prezzo del fattore variabile potassio

P_X = prezzo di altri fattori variabili

L = stock di lavoro

K = stock di capitale

Y = livello di output

Applicando le proprietà delle derivate otteniamo le funzioni di domanda Hicksiane che dipenderanno dai prezzi relativi e dalle quantità relative:

$$\frac{\partial CV}{\partial p_i} = h_i = f_i \left(\frac{P_N}{P_X}, \frac{P_P}{P_X}, \frac{P_K}{P_X}, \frac{K}{Y}, \frac{L}{Y} \right) \quad [10]$$

dove h_i è la quantità ottimale domandata del fattore i , cioè la quantità che minimizza i costi per un dato livello di produzione. Per stimare le domande Hicksiane e le corrispondenti elasticità compensate abbiamo scelto una funzione di costo translog (Christensen, Jorgenson, Lau, 1975) che rappresenta una approssimazione del secondo ordine ad una qualsiasi funzione arbitraria in un punto. Poiché si tratta di una forma funzionale flessibile, il numero di parametri è sufficiente per ottenere tutti gli effetti economici di interesse, e, dunque, anche le elasticità Hicksiane dirette compensate di cui abbiamo bi-

sgno. Approssimando la funzione di costo [9] come una translog abbiamo:

$$\ln CV = c_0 + \sum_H^{n-1} a_i \ln \left(\frac{p_i}{P} \right) + \sum_{k1}^{n-1} b_k \ln \left(\frac{z_k}{Y} \right) + \frac{1}{2} \sum_{k1}^{n-1} \sum_{r1}^{n-1} h_{kr} \ln \left(\frac{z_k}{Y} \right) \ln \left(\frac{z_r}{Y} \right) + \frac{1}{2} \sum_{i1}^{n-1} \sum_{j1}^{n-1} f_{ij} \ln \left(\frac{p_i}{P} \right) \ln \left(\frac{p_j}{P} \right) + \sum_{i1}^{n-1} \sum_{k1}^{n-1} g_{ik} \ln \left(\frac{p_i}{P} \right) \ln \left(\frac{z_k}{Y} \right) \quad [11]$$

dove z_k sono i fattori fissi capitale e lavoro e dove $i, j = N, P, K, X$ $k, r = K, L$.

Se dalla relazione [11] calcoliamo le domande Hicksiane come in [10] otteniamo le quote di costo w_i , cioè la quota del costo variabile relativa al fattore i -esimo e, da questa, le elasticità compensate che ci interessano.

$$\frac{\partial \ln CV}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial CV}{\partial p_i} \frac{p_i}{CV} = \frac{h_i p_i}{CV} = w_i \quad [12]$$

in cui \ln indica il logaritmo naturale. Per la proprietà di additività $\sum_i w_i = 1$, i parametri della n -esima equazione possono essere stimati per differenza, è quindi sufficiente stimare i parametri di $n-1$ equazioni.

$$w_i = a_i + \sum_j c_{ij} \ln \left(\frac{p_j}{P} \right) + \sum_k d_{ik} \ln \left(\frac{z_k}{Y} \right) \quad i = N, P, K \quad [13]$$

$$e_{ii}^* = w_i - 1 + \frac{c_{ii}}{w_i} \quad [14]$$

$$e_{ij}^* = w_j + \frac{c_{ij}}{w_j} \quad [15]$$

Le equazioni di domanda [13] rappresentano il comportamento ottimizzante dei produttori se la funzione di costo è: monotona, concava e omogenea di grado 1 nei prezzi. In termini della translog questo implica che: le quote devono sempre essere positive, la matrice Hessiana della funzione di costo rispetto ai prezzi deve essere negativa semidefinita e i parametri devono rispettare i seguenti vincoli di additività, omogeneità, e simmetria:

$$\sum a_i = 1 \quad \sum_k b_k = 1 \quad c_{ij} = c_{ji} \quad \sum_j c_{ij} = 0 \quad \sum_i c_{ij} = 0 \quad \sum_i d_{ik} = 0 \quad [16]$$

La negatività della matrice Hessiana verrà verificata a posteriori mentre gli altri vincoli sono stati imposti.

4.2. Stima

Le stime delle elasticità sono state ottenute utilizzando la banca dati

Agrifit (Caiumi *et al.*, 1993). Sono state stimate le equazioni del sistema di domanda translog:

$$W_i = a_i + \sum_j c_{ij} \ln\left(\frac{P_j}{P_h}\right) + \sum_k d_{ik} \ln\left(\frac{X_k}{Y}\right) + u_i \quad [17]$$

In un sistema di domanda in forma di quote, come quello translog, la proprietà di additività implica che il sistema è singolare e la somma dei residui è pari a 0. La soluzione al problema della singolarità è eliminare una delle equazioni, stimare le rimanenti, e ottenere i parametri dell'ultima equazione dalle altre. Per garantire l'invarianza delle stime rispetto all'equazione che viene eliminata si utilizza il metodo della massima verosimiglianza. Il modello è stato specificato con una struttura autoregressiva del primo ordine nei residui. Per la stima dei coefficienti di autocorrelazione è stata usata la struttura proposta da Moschini e Moro (1994) per la specificazione della matrice di autocorrelazione di un sistema singolare. Il modello proposto da Moschini e Moro propone una forma più generale della matrice di autocorrelazione rispetto a quella di Berndt e Savin (1975), generalmente usata nelle applicazioni empiriche. Si assume infatti che la matrice di autocorrelazione sia diagonale e quindi si ha un coefficiente di correlazione uguale per tutte le equazioni. La specificazione di Moschini e Moro consente di ottenere una matrice di autocorrelazione simmetrica, additiva e stimabile direttamente. La proprietà di simmetria ci permette di ridurre il numero di parametri della matrice di autocorrelazione da stimare da $(n-1)^2$ a $\frac{1}{2}n(n-1)$. Inoltre, utilizzando una struttura più parsimoniosa della matrice di autocorrelazione, come quella proposta da De Boer e Harkema (1986), il numero dei coefficienti da stimare è ridotto ulteriormente a n . Si ottiene quindi una struttura di autocorrelazione più generale che consente di scegliere la forma che si adatta meglio ai dati.

Diagonale della matrice Hessiana nel punto di approssimazione*

H ₁₁	-0220(.0126)
H ₂₂	-0158(.4545)
H ₃₃	.2722(.6253)**

Errori standard in parentesi, ** posto uguale a -.0100.

La negatività della matrice Hessiana della funzione di costo è stata verificata valutando gli elementi sulla diagonale della Hessiana (fattorizzata secondo la scomposizione di Cholesky) nel punto di approssimazione rispetto ai loro errori standard. Infatti nel punto di approssimazione le quote sono

soltanto funzione dei parametri stimati ed è quindi possibile calcolarne gli errori standard. Per testare la negatività dell'Hessiana basta vedere il segno degli elementi sulla diagonale della matrice di Cholesky e, quando l'errore standard lo consente, è possibile imporre negatività sul valore sui parametri che risultano positivi.

Le risultanti elasticità di prezzo compensate della domanda di azoto, fosforo e potassio nel 1991, che ci servono per la stima del prezzo ombra delle emissioni, sono riportate nella tabella 1.

Tab. 1 - Coefficienti di elasticità di prezzo della domanda di N, P, K per il 1991

Anno	E_{nn}	E_{pp}	E_{kk}
1991	-0.246	-0.298	-0.485

Tab. 2 - Prezzo ombra unitario delle emissioni di N, P, Q nell'anno base 1991 (in lire)

Fattori inquinanti	Basso	Alto	Medio
N	237	1187	531
P	225	1125	503
Q	83	416	186

A questo punto, siamo in grado di calcolare il nostro prezzo-ombra secondo la relazione $\Delta p = \frac{1}{\beta_2} \Delta x$ (come da par. 3), infatti, date le elasticità di prezzo stimate sopra, possiamo ottenere β_2 . Per quanto riguarda Δx , abbiamo formulato due ipotesi: 1) una riduzione nell'uso di azoto, fosforo e potassio pari al 33% da realizzare nell'arco di 5 anni⁵. Il valore ottenuto, ipotizzando questa riduzione nella quantità dei fattori inquinanti, rappresenta il limite inferiore al prezzo ombra delle emissioni; 2) una riduzione del 33% ma da realizzare in un solo anno. In questo caso è molto più difficile per il produttore modificare la tecnologia, perciò il prezzo ombra delle emissioni sarà più alto e sarà anche il limite superiore al prezzo ombra delle emissioni. Il prezzo ombra medio per il 1991 è stato calcolato come media geometrica del limite superiore e inferiore (tab. 2).

5. Questo perché, in base ad alcune normative Cee recepite dalle tre regioni considerate, la quantità usata dei fertilizzanti dovrebbe essere ridotta di circa il 30%. La quantità usata dopo la riduzione rappresenta in questo contesto la quantità che garantisce una qualità dell'ambiente socialmente accettabile.

4.3. Stima dei prezzi ombra nel periodo 1961-1991

Calcolare un solo punto sulla curva Mec non è sufficiente. Abbiamo bisogno di calcolare il livello dei prezzi ombra degli effetti esterni per anni diversi e per diversi livelli di emissioni. Poiché dalla struttura produttiva non è possibile dedurre informazioni sull'andamento temporale del prezzo ombra è necessario fare delle ipotesi sulle preferenze sociali nei confronti degli effetti esterni, dobbiamo cioè cercare di individuare i fattori rilevanti nella percezione sociale della qualità ambientale. Anche in questo caso abbiamo seguito le indicazioni di Oskam (1993). Abbiamo scelto una funzione lineare nei logaritmi in cui il prezzo ombra di un effetto esterno al tempo t dipende dalla quantità di emissioni z al tempo t e dal livello del reddito reale netto y (reddito pro capite moltiplicato per la popolazione) al tempo t .

$$v_t = z_t^\sigma y_t^\gamma \quad [18]$$

in cui:

v = prezzo ombra dell'effetto esterno considerato

z = quantità di emissioni

y = Pil a prezzi di mercato

σ = sensibilità del prezzo ombra alla quantità dell'effetto esterno

γ = sensibilità del prezzo ombra dell'effetto esterno al reddito pro capite

t = anno di riferimento

Possiamo pensare a questa relazione come a una funzione di domanda inversa in cui, date le quantità di un bene (in questo caso le emissioni), è possibile risalire ai prezzi corrispondenti. L'elasticità della quantità di un effetto esterno rispetto al reddito ($e_y = \frac{d \log z}{d \log y} = \frac{\gamma}{\sigma}$) può essere facilmente otte-

nuta dalla relazione [18]. Dati σ ed e_y , è quindi possibile ricavare γ . Poiché la qualità ambientale può essere considerata un bene di lusso (Baumol, Oates, 1988), $|e_y| > 1$ e abbiamo quindi ipotizzato $e_y = 1.25^6$. Il parametro σ invece rappresenta la sensibilità del valore dell'effetto esterno rispetto alla sua quantità. Poiché il settore agricolo genera importanti effetti esterni negativi è probabile che le quantità influenzino in maniera rilevante i prezzi ombra. Scegliamo quindi per σ tre valori arbitrari: 0.40, 0.20, 1.00. Siamo in grado a questo punto di calcolare anche γ usando l'elasticità di reddito. Il valore dei tre parametri determinati esogenamente è riportato nella tabella 3.

6. È evidente che si tratta di un valore arbitrario, anche se ragionevole.

Tab. 3 - Valori dei parametri γ e σ

Parametri	Valore medio	Valore minimo	Valore massimo
σ	0,4	0,2	1
γ	0,49	0,25	1,25
e_{γ}	1,25	1,25	1,25

Una volta calcolate le quantità delle emissioni z , tutte le variabili a destra della relazione [18] sarebbero note e saremmo quindi in grado di calcolare i valori di v dal 1961 al 1991. Tali valori moltiplicati per l'indice a base '91 dei prezzi ombra dei tre elementi inquinanti ci consente di ottenere la serie storica dei prezzi ombra di ciascuno degli effetti esterni analizzati che passa per il punto E'.

Prima di arrivare a questo risultato però dobbiamo calcolare la quantità z delle emissioni.

4.4. La componente quantitativa degli effetti esterni

Le emissioni nette⁷ sono state calcolate come differenza tra quantità distribuite e quantità effettivamente utilizzate e non disperse nell'ambiente. Le quantità distribuite sono state calcolate sommando i fertilizzanti chimici utilizzati di fonte Istat e quelli organici. La quantità distribuita di fertilizzanti organici è stata stimata sulla base di opportuni coefficienti applicati allo stock di animali delle tre regioni.

Le quantità effettivamente utilizzate e non disperse in ambiente sono state calcolate moltiplicando le superfici agricole per alcune formule di concimazione teoriche scelte in maniera appropriata.

Poiché non esiste una metodologia per calcolare l'effettivo assorbimento di nutrienti da parte delle piante, abbiamo formulato diverse ipotesi. Prima ipotesi: soltanto i fertilizzanti chimici possono essere assimilati e la quantità utilizzata di questi ultimi è calcolata come media aritmetica dei valori teorici minimi e massimi indicati dalle formule di concimazione. Seconda ipotesi: sia i fertilizzanti chimici che quelli organici possono essere assimilati; la quantità utilizzata è calcolata come somma dei valori teorici minimi dei fertilizzanti chimici e organici. Terza ipotesi: sia i fertilizzanti chimici che organici possono essere assimilati e la quantità utilizzata è calcolata come media aritmetica dei valori minimi e massimi sia della fertilizzazione chimi-

7. I dati relativi alla quantità di emissioni sono stati raccolti ed elaborati da Maria Antonietta Chelo (1995) nel corso della ricerca svolta per la sua tesi di laurea.

Tab. 4 - Emissioni nette nelle tre regioni ed emissioni aggregate (somma delle emissioni nette dei tre nutrienti) di azoto, fosforo e potassio (tonn.)

Anni	EN	EP	EK	Totale E
1961	33097,5	17799,3	55036,9	105933,7
1962	49860,8	26914,1	73106,8	149881,7
1963	37239,9	15599,2	54299,3	107138,4
1964	54817,2	11903,9	78443,1	145164,2
1965	66215,3	24919,8	81748,7	172883,8
1966	91525	50556,2	99156,4	241237,6
1967	88976,8	52192,9	92500,3	233670
1968	99221,2	51040,7	128474,1	278736
1969	104238,1	44979,3	108523,1	257740,5
1970	103538,1	58570,5	99551	261659,6
1971	146122	98383,8	126283,7	370789,5
1972	179598,4	120961,5	144821,7	445381,6
1973	224599,6	108186,6	156467,1	489253,3
1974	193978,2	67170,9	147076,2	408225,3
1975	205716	68192,5	124288,8	398197,3
1976	213035,3	105334,9	159787,8	478158
1977	227085	157359	123863,7	508307,7
1978	327910,4	188901,6	208708,8	725520,8
1979	411959,9	249718,2	249314,4	910992,5
1980	333969,2	167735,4	218245,4	719950
1981	341442,9	162691,3	208434,1	712568,3
1982	343656,5	161383,8	237201,6	742241,9
1983	309851,1	154809	237034,6	701694,7
1984	362863,4	166114,5	255979,8	784957,7
1985	416127,8	159246,8	238101,6	813476,2
1986	400786,1	165140,1	239075,6	805001,8
1987	420116	234431,8	316448,9	970996,7
1988	406988,8	226346,6	348372,1	981707,5
1989	372037,8	196933,7	305946,4	874917,9
1990	301661,8	150827,8	250235,7	702725,3
1991	309519,2	154777,5	250651	714947,7

ca che di quella organica. Quarta ipotesi: sia i fertilizzanti chimici che quelli organici possono essere assimilati e la quantità utilizzata è calcolata come

somma delle medie aritmetiche dei valori teorici minimi e massimi dei due tipi di fertilizzanti. Date queste quattro ipotetiche modalità di stima delle quantità assimilate e non disperse in ambiente dei tre nutrienti, abbiamo calcolato la media geometrica dei valori ottenuti applicando le prime tre ipotesi. Le quantità utilizzate così ottenute sono state sottratte dalle quantità distribuite per ottenere le emissioni nette.

Le emissioni nette di azoto, fosforo e potassio dal 1961 al 1991 sono riportate nella tabella 4.

Ovviamente questo tipo di calcoli non fornisce la distribuzione di un particolare tipo di inquinamento (per esempio il livello di inquinamento del mare Adriatico), ma semplicemente le emissioni nette in ambiente di azoto, fosforo e potassio. Qualsiasi considerazione sul livello reale dell'inquinamento di aria o acqua è perciò escluso dall'analisi.

5. Risultati

La funzione log-lineare descritta in precedenza è stata usata per estrapolare i prezzi ombra nel tempo e per diverse quantità di emissioni. I risultati mostrano che il valore delle emissioni è, in media, equivalente al 3-4% del valore aggiunto dell'agricoltura nel periodo considerato. Se consideriamo che la produzione nelle tre regioni considerate rappresenta circa il 50% del valore aggiunto nazionale del settore e che il settore agricolo rappresenta circa il 5% del valore aggiunto dell'economia italiana, possiamo approssimativamente dire che il valore delle emissioni di azoto, fosforo e potassio, da noi calcolato, rappresenta in media lo 0,01-0,02% del valore aggiunto dell'economia italiana per il periodo considerato. Il valore totale delle emissioni è stato ottenuto sommando i valori dei tre tipi di emissioni (ottenuti moltiplicando il prezzo ombra medio unitario di ogni anno per le emissioni nette) nelle tre regioni considerate (fig. 3).

Il valore delle emissioni ha raggiunto livelli molto alti alla fine degli anni '70 per poi decrescere nei primi cinque anni degli anni '80 e raggiungere un livello massimo di circa 450 miliardi alla fine degli anni '80. Dal 1988 in poi invece si è registrata una riduzione continua del valore delle emissioni. Si sono verificati, probabilmente, un effetto reddito e un effetto quantità: il valore delle emissioni, infatti, è aumentato drasticamente dalla metà degli anni '70 in poi, seguendo la dinamica del reddito reale e anche per effetto dell'aumento fisico delle emissioni. In figura 4 abbiamo riportato il valore aggiunto agricolo delle tre regioni a prezzi correnti dal 1961 al 1991 e quello ottenuto in seguito alla sottrazione degli effetti esterni.

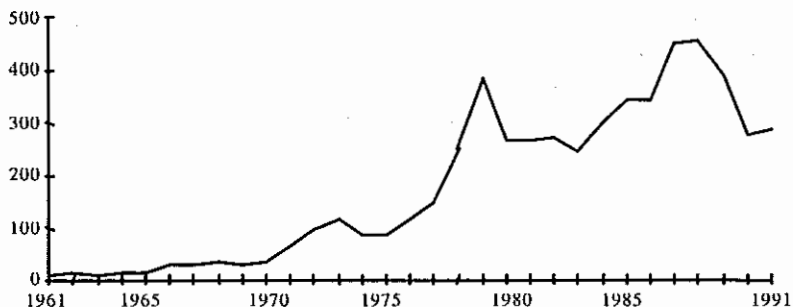


Fig. 3 - Valore totale delle emissioni (miliardi di lire correnti)

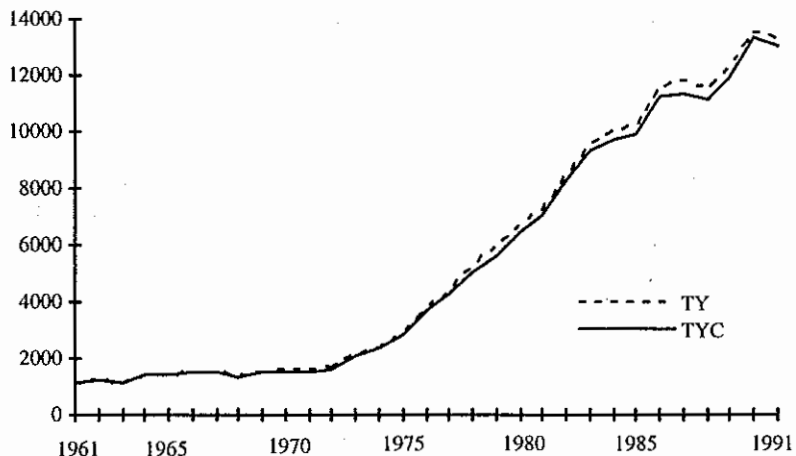


Fig. 4 - Valore aggiunto del settore agricolo e valore aggiunto corretto delle esternalità (miliardi di lire a prezzi correnti)

Dalla figura 4 si nota chiaramente che fino alla metà degli anni '70 il valore delle emissioni non era molto significativo, mentre, successivamente, è possibile identificare uno scostamento rilevante del valore aggiunto corretto rispetto a quello normale.

Nella tabella 5 abbiamo riportato, in miliardi di lire correnti, il valore aggiunto del settore, il valore delle emissioni in livelli e in percentuale del valore aggiunto. Dalla tabella è possibile notare che il valore più alto delle emissioni in percentuale del valore aggiunto si registra nel 1979 con il 6,5% del valore aggiunto. Il valore delle emissioni raggiunge un massimo nel 1988 con 455 miliardi di lire anche se rappresenta soltanto il 3,9% del valore aggiunto (tabb. 5 e 6).

Tab. 5 - Valore aggiunto del settore agricolo italiano (mld di lire correnti), valore totale delle emissioni e valore delle emissioni in % del valore aggiunto

<i>Anni</i>	<i>Valore aggiunto</i>	<i>Valore delle emissioni</i>	<i>Valore delle emissioni in % del valore aggiunto</i>
1961	1102,3	6,5	0,6
1962	1234,2	10,9	0,9
1963	1185,1	6,7	0,6
1964	1422,9	10,8	0,8
1965	1452	14,6	1
1966	1554,6	26,1	1,7
1967	1502,7	25,6	1,7
1968	1410,3	33	2,3
1969	1547	32,3	2,1
1970	1572,7	36,2	2,3
1971	1586,1	66,5	4,2
1972	1749,1	93	5,3
1973	2179,3	114,1	5,2
1974	2421,5	85,4	3,5
1975	2987,6	86,2	2,9
1976	3791,1	115,3	3
1977	4391,9	148,7	3,4
1978	5319,7	251,8	4,7
1979	5960,2	386	6,5
1980	6756,6	261,9	3,9
1981	7282,1	263,2	3,6
1982	8520,8	270,7	3,2
1983	9535	243	2,5
1984	10058	302,1	3
1985	10204,8	344,1	3,4
1986	11593,4	342,3	3
1987	11782,4	451,1	3,8
1988	11566,1	455,1	3,9
1989	12317,5	389,4	3,2
1990	13563,6	276,4	2
1991	13301,8	288,8	2,2

Tab. 6 - Medie di periodo (valore aggiunto e valore emissioni in mld. di lire correnti)

<i>Medie per periodi</i>	<i>Valore aggiunto totale</i>	<i>Valore totale emissioni</i>	<i>Valore emissioni, quota del valore aggiunto</i>
1961-1970	1394,4	20,3	1,4
1971-1980	3714,3	160,9	4,3
1981-1985	9120,1	284,6	3,1
1986-1991	12354,1	367,2	3

6. Conclusioni

In questo lavoro sono stati stimati alcuni degli effetti esterni dell'agricoltura italiana, il cui valore è stato successivamente sottratto dal valore aggiunto del settore. La sottrazione degli effetti esterni dal valore aggiunto ci permette di ottenere il valore sociale della produzione agricola. Abbiamo assunto che il livello ottimo di esternalità venga raggiunto in corrispondenza di una riduzione del 33% nelle emissioni. Si assume che questo livello di emissioni, deciso politicamente, rifletta le vere preferenze sociali. La correzione corrisponde, in media, al 4% del valore aggiunto del settore agricolo nel periodo considerato.

La componente di prezzo degli effetti esterni è stata calcolata utilizzando una metodologia proposta da Oskam (1993) per i Paesi Bassi. Conoscendo la funzione di domanda per i fattori che generano inquinamento è possibile calcolare il prezzo ombra associato alla riduzione desiderata delle emissioni. Le elasticità-prezzo dirette della domanda di azoto, fosforo e potassio sono state calcolate da una funzione di costo variabile specificata come una translog. Le quote di spesa sono state stimate con il metodo della massima verosimiglianza ipotizzando una struttura autoregressiva del primo ordine nei residui secondo il metodo proposto da Moschini e Moro (1994). In questo modo abbiamo stimato un punto sulla curva dei costi marginali esterni. I valori dei costi esterni nel tempo e per diverse quantità di emissioni sono stati estrapolati ipotizzando una forma funzionale log-lineare in cui i prezzi ombra degli effetti esterni dipendono dalle quantità di emissioni e dal reddito reale del paese. Le emissioni nette, cioè la quantità fisiche degli effetti esterni, sono state ottenute come differenza tra le quantità distribuite di fertilizzanti chimici e organici e quelle effettivamente utilizzate. Per calcolare la quantità di fertilizzante effettivamente utilizzata e non dispersa in ambiente sono state fatte varie ipotesi teoriche delle quali è stata calcolata la

media geometrica, considerata come la quantità media di emissione.

Il valore risultante degli effetti esterni è quello che indurrebbe i produttori a modificare le scelte produttive in modo da massimizzare il profitto tenendo conto dei costi sociali.

È importante individuare limiti e vantaggi dell'approccio adottato. In primo luogo, esistono pochissimi altri lavori di questo tipo con i quali fare confronti. In Europa gli unici due esempi di stima degli effetti esterni dell'agricoltura sono quelli di Oskam (1993) per i Paesi Bassi e di Adger, Whitby (1993) per la Gran Bretagna. Poiché la metodologia da noi adottata è quella usata da Oskam è possibile confrontare i nostri risultati con quelli. La correzione ottenuta da Oskam sul valore aggiunto dell'agricoltura è in media del 15% con punte anche del 20%, quindi molto superiore a quella da noi ottenuta. Questo può essere spiegato da tre fattori: in primo luogo il settore agricolo nei Paesi Bassi è più intensivo che nelle tre regioni che noi abbiamo analizzato. Il livello delle emissioni è generalmente più alto e questo fa aumentare anche il valore degli effetti esterni. Inoltre noi abbiamo considerato soltanto tre regioni, benché si tratti di quelle più rilevanti, mentre il lavoro di Oskam si riferisce all'intera economia. Infine Oskam ha considerato una gamma di esternalità negative molto più ampia della nostra includendo anche gli effetti negativi dell'ammoniaca e dell'uso dei pesticidi da cui risulta un valore totale delle emissioni più elevato.

In secondo luogo, la nostra analisi è limitata a tre regioni soltanto, benché si tratti delle più importanti dal punto di vista degli effetti esterni considerati. Inoltre abbiamo potuto stimare piuttosto agevolmente soltanto i costi esterni associati all'uso di alcuni fattori produttivi. Una analisi più completa richiederebbe la stima di tutti gli effetti ambientali associati al settore agricolo e non soltanto di una parte di quelli negativi.

I maggiori vantaggi dell'approccio sono senza dubbio di carattere metodologico. Infatti la metodologia proposta da Oskam consente di pervenire a importanti risultati in maniera relativamente agevole, purché siano disponibili i dati necessari a stimare la funzione di domanda per il fattore di interesse e quelli sulla quantità fisica delle emissioni.

Il risultato rappresenta inoltre un importante passo avanti nell'ambito della contabilità ambientale. Benché la metodologia da noi adottata per la stima dei costi esterni (cioè il costo del raggiungimento di un certo target di qualità ambientale) sia soltanto una approssimazione dell'effettivo danno ambientale, esso rappresenta una valida alternativa alle metodologie di rivelazione delle preferenze utilizzate nell'analisi costi-benefici (Maler, 1996). Infatti, anche se queste sofisticate metodologie potessero essere utilizzate a livello aggregato, il costo dell'aggiustamento della contabilità na-

zionale potrebbe essere proibitivo, mentre a livello aggregato occorrono semplici e robusti metodi di approssimazione.

Infine possiamo individuare almeno tre direzioni per la ricerca futura in questo campo. In primo luogo la metodologia potrebbe essere estesa alle altre regioni italiane e ad altri effetti esterni, sia positivi che negativi, del settore agricolo. Inoltre dal punto di vista contabile, molto può e dovrebbe essere fatto per produrre dati sulle quantità fisiche delle emissioni. Infine, la stessa metodologia potrebbe essere applicata all'industria, purché siano resi disponibili i dati sui costi ambientali sostenuti dalle imprese nei vari settori.

Sommario

Stima delle esternalità e correzione del valore aggiunto del settore agricolo: un'applicazione a dati italiani

In questo lavoro sono stimati alcuni effetti esterni negativi dell'agricoltura italiana. Seguendo la metodologia proposta da Oskam (1993) per i Paesi Bassi, le esternalità sono considerate un "bad output" addizionale rispetto al prodotto normale dell'attività produttiva in una funzione di trasformazione di un ipotetico produttore agricolo. Distinguiamo una componente di prezzo, o prezzo-ombra dell'effetto esterno dalla componente quantitativa, che vengono stimate separatamente. Gli effetti esterni considerati sono le dispersioni in ambiente dei composti di alcuni fertilizzanti chimici ed organici usati in eccesso in tre regioni italiane: Lombardia, Veneto ed Emilia Romagna. La metodologia usata per la stima del prezzo-ombra è simile al così detto approccio "avoidance cost" suggerito da Huetling (1994), mentre per quanto riguarda la componente fisica delle emissioni, sono state stimate le dispersioni nette di azoto, fosforo e potassio per trenta anni. Il valore aggregato degli effetti esterni stimato dal 1961 al 1991 e dedotto dal valore aggiunto dell'agricoltura italiana rappresenta un primo passo verso la correzione degli aggregati di contabilità nazionale per tenere conto del degrado ambientale causato dalle attività produttive.

Summary

Assessing Externalities from Agricultural Production: an Italian Case Study

This paper deals with the valuation of certain negative external effects arising from agricultural production in Italy. External effects are treated in a transformation function as "bad" output additional to the normal output of production activity. In this case we distinguish a price component or shadow price of the external effect and a quantity component and assess them separately. External effects considered include emissions of chemical and organic fertilisers in three Italian regions: Lombardia, Veneto and Emilia-Romagna. The methodology used to estimate the shadow price of the external effect is similar to the "avoidance cost" approach proposed by

Hueting whereas, for the quantity component, net emissions into the environment of nitrogen, phosphorus and potassium have been estimated. The aggregate value of the external effects is then calculated for thirty years from 1961 to 1991 and deducted from the added value of the agricultural sector as a first step towards adjusting national accounting aggregates to take environmental degradation into account.

Riferimenti bibliografici

- Adger N., Whitby M., «Natural Resource Accounting in the Land-Use Sector: Theory and Practice», *European Review of Agricultural Economics*, 20, 1993.
- Baumol W., Oates W., *The theory of environmental policy*, Cambridge UP, 1988.
- Berndt E., Savin N., «Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Disturbances», *Econometrica*, 43, 1975.
- Caiumi A., Pierani P., Rizzi P., Rossi N., «Agrifit: una banca dati del settore agricolo (1951-1991)», Discussion Paper 5, Università degli studi di Siena, Dipartimento di economia politica, 1993.
- Chelo M.A., *Consumo effettivo dei fertilizzanti e fabbisogno nutritivo delle coltivazioni: un bilancio per il periodo 1961-1991*, tesi di laurea, Università degli Studi di Siena, 1995.
- Christensen L., Jorgenson D., Lau L., «Transcendental Logarithmic Utility Functions», *The American Economic Review*, June 1975.
- De Boer P.M.C., Harkema R., «Maximum Likelihood Estimation of Sum-constrained Linear Models with Insufficient Observations», *Economics Letters*, 20, 1986.
- Fontein P., Thijssen G., Magnus J., Dijk J., «On levies to Reduce the Nitrogen Surplus: the Case of Dutch Pig Farms», *Environmental and Resource Economics*, 4, 1994.
- Golinelli R., Monterastelli M., «Un metodo per la ricostruzione di serie storiche compatibili con la nuova contabilità nazionale», *Nota di lavoro di Prometeia n. 9001*, 1990.
- Hueting R., «Correcting National Income for Environmental Losses: Towards a Practical Solution», in Ahmad, El Serafy, Lutz (a cura di), *Environmental Accounting for Sustainable Development*, The World Bank, Washington DC, 1989.
- Hueting R., Bosch P., *Sustainable National Income in the Netherlands: the Calculation of Environmental Losses in Money Terms*, Presented at the International Symposium on «Models of Sustainable Development», Parigi, 16-18 marzo 1994.
- Istat, *Collana di informazioni*, anni vari.
- Maler K.G., «National Accounts and Environmental Resources», *Environmental and Resource Economics*, 1, 1991.
- Maler K.G., «Welfare Indices and the Environmental Resource Base», manoscritto, The Beijer International Institute of Ecological Economics, Stockholm, 1996.
- Moschini G., Moro M., «Autocorrelation Specification in Singular Equation Systems», *Economic Letters*, 46, 1994.

- Oskam A., van Zeijts H., Thijssen G., Wossink G., Vihftigschild R., «Pesticide Use and Pesticide Policy in the Netherlands», *Wageningen Economische Studies*, 26, 1992.
- Oskam A., «External Effects of Agricultural Production in the Netherlands: Environment and Global Warming», Working paper, Department of Agricultural Economics and Policy, Wageningen Agricultural University, The Netherlands, 1993.
- Rossi N., Sorgato A., Toniolo G., «I conti economici italiani: una ricostruzione statistica», *Rivista di Storia Economica*, vol. X, 1993.
- Varian H., *Microeconomic analysis*, W. W. Norton & Company, New York, 1992.