

ELISABETTA CARFAGNA (*)

RIFLESSIONI STATISTICHE SULL'USO DEI DATI TELERILEVATI PER LE STATISTICHE FORESTALI

FDC 585

Il lavoro presenta alcune riflessioni sulle opportunità offerte dall'utilizzo di dati telerilevati da satellite per la produzione di statistiche forestali e sulle problematiche statistiche che ne scaturiscono. Ci si prefigge di analizzare vantaggi, svantaggi e requisiti dei vari tipi d'impiego dei dati satellitari. In questo contesto, per dati telerilevati intendiamo le informazioni raccolte dai satelliti commerciali ottici che rappresentano insiemi di misure della radiazione elettromagnetica riflessa dalla superficie terrestre. Ciascuna misura corrisponde ad un'unità areale (pixel) e ad un certo intervallo di lunghezza d'onda (canale); non facciamo riferimento a dati radar, per i quali sono presenti in letteratura esempi applicativi specifici in ambito forestale, ma i progetti operativi sono rari. Viene inoltre valutata la convenienza economica dell'impiego di dati telerilevati sia a livello di stimatore sia del disegno campionario.

1. CLASSIFICAZIONE AUTOMATICA O FOTOINTERPRETAZIONE DELLE ZONE FORESTALI

Dopo una diffidenza iniziale, negli ultimi decenni, è divenuto abituale l'impiego di dati telerilevati per la produzione di carte tematiche o di banche dati sulla copertura del suolo costruite con Sistemi Informativi Geografici (GIS), principalmente tramite fotointerpretazione di immagini eventualmente assistita dal computer e con l'ausilio di altre informazioni, ove disponibili. Il risultato è una descrizione della distribuzione spaziale delle varie tipologie di copertura del suolo, e nello specifico delle aree forestali e seminaturali e di alcune distinzioni all'interno di tali aree. Un esempio importante è CORINE (CEC 1993), la carta in scala 1:100000, basata essenzialmente sulla fotointerpretazione di immagini del sensore TM e costruita in modo approssimativamente omogeneo nella maggior parte dei

(*) Università di Bologna - Dipartimento di Scienze Statistiche, Via Belle Arti 41, 40126 Bologna
carfagna@stat.unibo.it

paesi europei. La sua legenda consta di 44 classi di copertura del suolo, alcune delle quali possono essere considerate di uso, altre sono miste come «aree agro-forestali», «sistemi colturali e particellari complessi», ecc. La dimensione minima dei poligoni è di 25 ettari. Le finalità di CORINE sono «raccolgere, coordinare e assicurare la coerenza delle informazioni sullo stato dell'ambiente e delle risorse naturali della Comunità» (Official Journal L 176, 6.7.1985).

Un altro importante esempio a livello europeo dell'uso dei dati telerilevati è il progetto Forest Monitoring in Europe with Remote Sensing (FMERS) il cui obiettivo era sviluppare e implementare metodologie atte a fornire informazioni georeferenziate standardizzate e dati statistici per descrivere i boschi, le altre zone boscate e le proporzioni delle principali specie arboree. Il progetto constava di due parti: nella prima si è proceduto alla messa a punto delle metodologie su un'area di studio; nella seconda, si è effettuata una mappatura dell'area coperta da boschi in due grandi aree europee. Nella prima parte, si sono impiegate varie tipologie di dati telerilevati: dai dati SPOT pancromatico con 10 metri di risoluzione spaziale ai dati IRS-WiFS (con una risoluzione spaziale di circa 200 metri) ai dati radar di ERS-SAR. Dopo una valutazione dei risultati della metodologia sviluppata nella prima parte, condotta anche con l'ausilio di dati a terra, nella seconda fase sono state usate diciassette immagini IRS-WiFS. Altri esempi riguardano l'uso di dati AVHRR.

2. CONTROLLO DI QUALITÀ DI UNA CARTA O DI UNA BANCA DATI SULL'USO DEL SUOLO

Organismi internazionali hanno avanzato proposte per la definizione e documentazione dei vari aspetti della qualità ed accuratezza dei sistemi informativi geografici (GIORDANO e VEREGIN, 1994, GUPTILL e MORRISON, 1995), con attenzione prevalentemente rivolta agli aspetti informatici. Tuttavia, va rimarcato che una banca dati sulla copertura del suolo può realmente essere utile soltanto se viene effettuata una valutazione della sua accuratezza basata su metodi statistici. La scala di una banca dati sull'uso del suolo fornisce un'indicazione del dettaglio del materiale impiegato nell'acquisizione dei dati, ma non può essere considerata come una valutazione della qualità della banca dati stessa. Per giunta, il fatto che le informazioni possano essere aggregate e disaggregate a piacere tramite un GIS dà a molti utenti l'errata impressione che non esista una scala per i diversi piani informativi presenti nella banca dati.

Dobbiamo distinguere due aspetti nella valutazione della qualità di

una carta tematica o di una banca dati: la valutazione della qualità del lavoro effettuato e la validazione, cioè il confronto con una rappresentazione della stessa realtà considerata più accurata. Per la validazione, in alcuni casi si ricorre a rilievi a terra; ma quando la carta è stata prodotta con immagini a bassa risoluzione, il raffronto con dati a terra è privo di significato e avviene con altre carte o dati satellitari con risoluzione spaziale più dettagliata, ad esempio dati AVHRR sono stati confrontati con dati TM.

La valutazione della qualità richiede l'impiego delle tecniche di controllo statistico della qualità, cioè si fa ricorso ad una verifica d'ipotesi parametrica: l'ipotesi nulla è che la qualità del risultato di una specifica fase del processo di produzione della carta tematica o di una banca dati rispetti i criteri specificati e viene sottoposta a verifica contro un'ipotesi alternativa. Gli elementi principali di tale controllo sono la probabilità di rifiutare un lotto la cui qualità soddisfa i requisiti specificati e la probabilità di accettare un lotto la cui qualità non soddisfa tali requisiti.

In verità, l'adattamento allo specifico contesto delle tecniche di controllo di qualità sviluppate in ambito industriale presenta alcuni problemi legati all'individuazione dei pezzi dei lotti ed al tipo di misurazione o di osservazione da effettuare per accettare o rifiutare un lotto. Se i poligoni classificati ad una copertura del suolo sono considerati i pezzi di un lotto, essi hanno diverse dimensioni e forme e tali aspetti influenzano la probabilità di errata classificazione o delimitazione o georeferenziazione. Una stratificazione basata sulla dimensione dei poligoni oltre che sulla classe di copertura del suolo, potrebbe consentire di creare lotti relativamente omogenei.

Un controllo di qualità del tipo di quello descritto è realizzato molto raramente e non è stato condotto per alcuno dei progetti illustrati precedentemente, mentre è stato effettuato per un progetto sperimentale di una banca dati d'uso e copertura del suolo realizzato dall'Istat nella provincia di Arezzo. Alla legenda CORINE sono stati aggiunti un quarto livello per l'urbano ed un quarto ed un quinto livello per le aree forestali e seminaturali. Tre immagini TM e ortoimmagini in bianco e nero (256 livelli di grigio) sono state fotointerpretate.

Ai fini del controllo su geometria e codifica, i poligoni relativi all'uso e copertura del suolo sono stati stratificati inizialmente sia in funzione delle classi d'appartenenza sia della dimensione. A causa dell'elevato numero di strati che così si venivano a determinare, si è dovuto limitare tuttavia la stratificazione alle sole classi d'uso e copertura del suolo in base al 2° livello della legenda. I poligoni selezionati sono stati reinterpretati e digitalizzati. Un poligono è stato considerato corretto se concordava il codice della classe, i bordi del poligono reinterpretato rientravano in un buffer di 25 metri

per lato del poligono verificato e la differenza assoluta tra le aree dei due poligoni non superava il valore dell'unità minima mappabile.

Nell'ipotesi che il numero degli elementi errati segua la distribuzione binomiale, fissata la numerosità campionaria pari a 120, si è individuata la soglia d'accettazione di 10 unità errate, sulla base dei seguenti parametri:

- p_0 percentuale d'errore sotto l'ipotesi nulla (pari al 5 %), livello di qualità accettabile;
- p_1 percentuale d'errore sotto l'ipotesi alternativa (pari al 12,5 %), livello di qualità tollerabile;
- α probabilità dell'errore di prima specie pari al 5 % (probabilità di rifiuto di un lotto conforme all'ipotesi nulla)
- β probabilità dell'errore di seconda specie pari al 10 % (probabilità d'accettazione di un lotto conforme all'ipotesi alternativa).

Altri controlli sono stati realizzati per le strutture lineari e puntuali della banca dati.

3. VALIDAZIONE E ANALISI COSTI-BENEFICI

Il controllo di qualità del tipo descritto può garantire che la banca dati sia stata realizzata in accordo con la metodologia scelta, ma non offre garanzie di un'adeguata rappresentazione della realtà. Qualora la scala della banca dati lo consenta, una valutazione dell'adeguatezza della rappresentazione può essere effettuata tramite il confronto con rilevazioni al suolo basate su un campionamento areale ed è possibile valutare l'accuratezza della banca dati tramite la creazione di una matrice di confusione, cioè una tabella di contingenza che presenta la verità riscontrata sul terreno sulle righe e il risultato della classificazione sulle colonne. Le unità statistiche sono i pixel nel caso di classificazione automatica di immagini da satellite, ma possono essere anche poligoni o punti nel caso di fotointerpretazione (Tab. 1).

Nel progetto FMERS, la percentuale di pixel correttamente classificati varia, per le diverse classi, da 64 a 94. La distinzione tra bosco e non bosco

Tabella 1 – Matrice di confusione. Le classi x, y, z riguardano la verità a terra, x', y', z' riguardano la classificazione.

	x'	y'	z'	Totale
X	a(x ;x')	a(x ;y')	a(x ;z')	a(x ;+)
Y	a(y ;x')	a(y ;y')	a(y ;z')	a(y ;+)
Z	a(z ;x')	a(z ;y')	a(z ;z')	a(z ;+)
Totale	a(+ ;x')	a(+ ;y')	a(+ ;z')	a(+ ;+)

ha avuto risultati decisamente migliori rispetto alla discriminazione tra le diverse specie forestali. Appare naturale chiedersi, a fronte del suo costo, quale sia l'utilità di tale classificazione. Sulla base dell'esperienza fatta nella prima e nella seconda fase del progetto, si è ipotizzato il costo dell'estensione della classificazione d'immagini WiFS all'area paneuropea, la cui superficie è di 9 milioni e mezzo di chilometri quadrati, effettuando la validazione sulla base d'immagini a risoluzione alta e molto alta. Il risultato è che il costo ammonta a 0,13 euro al chilometro quadrato. Se si effettua un aggiornamento ogni tre anni, il costo è di 0,52 euro per chilometro quadrato, a fronte di 138 euro per chilometro quadrato del costo dell'inventario forestale nazionale francese che prevede un solo aggiornamento in 10 anni. Naturalmente, va considerata la diversità di scala (circa 1:500000 per il progetto FMERS e 1:25000 per l'inventario forestale) e la differenza d'accuratezza. Inoltre, l'inventario forestale rileva anche tante altre variabili oltre alla distinzione tra bosco e non bosco; pertanto la classificazione delle immagini WiFS può essere vista come uno strumento per l'aggiornamento piuttosto che come alternativa agli inventari regionali.

In generale, non è facile valutare i benefici derivanti dalla produzione di una carta tematica o una banca dati sulla copertura del suolo; una possibilità è considerare il numero e l'entità dei progetti nei quali vengono impiegate tali informazioni, ma questa valutazione è fortemente influenzata dal fatto che tali prodotti sono in genere realizzati da organismi internazionali e la loro disponibilità è pressoché gratuita.

4. DATI DA SATELLITE E STIMATORI DISTORTI DELLE SUPERFICI FORESTALI

La creazione di carte o di basi di dati sulla copertura del suolo tramite fotointerpretazione o classificazione automatica di dati telerilevati alimenta la convinzione che non sia necessario acquisire dati a terra su base campionaria per produrre statistiche forestali, agricole eccetera, perché la carta fornisce già tali informazioni e non in modo campionario, bensì esaustivo e per giunta mostra anche la localizzazione di tali coperture del suolo. Naturalmente, non si sta pensando ad alcune informazioni di dettaglio considerate indispensabili per le statistiche forestali quali numero di piante, diametro del tronco, diametro della chioma ecc. che non possono essere rilevate da satelliti a media risoluzione quali SPOT o TM – alcuni esperimenti sono stati fatti con satelliti ad alta risoluzione e con laser altimetro, ma nessun progetto su larga scala è stato realizzato, anche per via dei costi molto rilevanti e della complessità di elaborazione dell'enorme mole di dati.

In realtà, le carte tematiche tentano di rispondere alla domanda

«dove?» e non «quanto?» e se per statistiche s'intendono stime attendibili per le quali sia anche possibile valutare un livello d'accuratezza, dobbiamo affermare che tali statistiche non possano essere il frutto della somma delle aree classificate o fotointerpretate come specifiche coperture del suolo.

4.1. Classificazione e stime di aree

Prendiamo in considerazione il risultato di una classificazione automatica e la matrice di confusione associata; uno stimatore frequentemente impiegato è il cosiddetto «conteggio dei pixel»:

$$\hat{Z}_x = \frac{\text{pixel classificati come } x'}{\text{pixel totali dell'area}} \text{ area della regione} = \frac{a(+; x')}{a(+; +)} D$$

Tale stimatore è distorto e la sua distorsione deriva essenzialmente da due fonti d'errore: l'errata classificazione di pixel puri e la presenza di pixel misti. Supponiamo inizialmente che sull'intera area di studio siano disponibili dati satellitari alla data opportuna per l'indagine.

La distorsione relativa è data da:

$$b_x = \frac{a(+; x') - a(x; +)}{a(x; +)} = \varphi_x \frac{a(+; x')}{a(x; +)} - \Psi_x$$

dove φ_x è l'errore di commissione:

$$\varphi_x = 1 - \frac{\text{pixels di } x \text{ correttamente classificati}}{\text{pixel totali classificati come } x} = 1 - \frac{a(x; x')}{a(+; x')}$$

e Ψ_x è l'errore di omissione:

$$\Psi_x = 1 - \frac{\text{pixel di } x \text{ correttamente classificati}}{\text{totale dei pixel di } x \text{ (verità a terra)}} = 1 - \frac{a(x; x')}{a(x; +)}$$

Ad esempio, se l'accuratezza della classificazione per una copertura del suolo x , cioè la percentuale di pixel correttamente classificati per la copertura x è del 70%, allora gli errori di commissione ed omissione dovrebbero variare tra 0 e 30%, senza alcuna garanzia che tendano a compensarsi; pertanto, la distorsione può variare tra -30% e 39%. Se si desidera un errore di commissione o di omissione massimo del 5%, è necessario raggiungere un livello di accuratezza della classificazione del 95%.

Il tipo di classificatore adottato svolge un ruolo importante per l'accuratezza della classificazione. Il classificatore più frequentemente utilizzato è detto «di massima verosimiglianza» e opera un'analisi discriminante che consente di impiegare informazioni riguardanti le frazioni delle varie coperture del suolo rispetto all'intera area classificata; tali frazioni sono in genere dette probabilità a priori. Il classificatore di massima verosimiglianza non è

un metodo squisitamente bayesiano, ma si può presentare come un metodo bayesiano che minimizza la perdita quando si assegna uguale costo a qualunque tipo di errore di classificazione (SEBER 1984, p. 285). Nell'ottica bayesiana, le informazioni sulle frazioni delle varie coperture del suolo possono senz'altro essere dette probabilità a priori, ma il classificatore dovrebbe essere chiamato di massima distribuzione a posteriori.

Una simulazione (GALLEGO e CARFAGNA, 1998, CARFAGNA e GALLEGO, 1998 *a*) ha mostrato come tale stimatore tenda a sottostimare le classi molto estese e a sovrastimare quelle poco estese quando vengono impiegate probabilità a priori uniformi. Di contro, se è disponibile un'informazione approssimativa, eventualmente campionaria, sull'estensione delle diverse classi e viene utilizzata per assegnare probabilità a priori proporzionali all'estensione delle classi, quelle molto estese vengono sovrastimate e le altre sottostimate o addirittura scompaiono.

Un'altra fonte di distorsione per lo stimatore basato sul conteggio dei pixel è rappresentata dalla dimensione del pixel stesso. Infatti, se il pixel è grande rispetto alla dimensione modale dei poligoni delle diverse coperture del suolo, le superfici delle coperture del suolo che si presentano in tanti piccoli poligoni sono sistematicamente sottostimate dalla classificazione dell'immagine satellitare.

La superficie coperta da pixel misti è molto ampia quando si impiegano satelliti a bassa risoluzione e vengono in genere fatti dei tentativi di attribuire porzioni dei pixel misti a diverse coperture del suolo (MAYAUX e LAMBIN, 1995; ROESCH *et al.*, 1995). Nel caso di immagini a media o alta risoluzione, il numero dei pixel misti è maggiore, ma la superficie da essi coperta minore (vedi CHHIKARA, 1984); in ogni caso, l'impatto dei pixel misti sull'accuratezza della classificazione è in genere rilevante. Ulteriori problemi nell'uso dello stimatore «conteggio dei pixel» derivano dal fatto che, in alcuni casi, le classi per le quali si vogliono produrre stime non corrispondono esattamente alle classi impiegate nella classificazione dei dati satellitari; infine la presenza di nuvole in alcune parti del territorio impedisce la classificazione dei pixel corrispondenti, con conseguenti effetti sulla distorsione dello stimatore (le nuvole sono più frequenti in montagna dove maggiore è la probabilità di trovare boschi).

Alcuni importanti progetti di stima delle superfici che si basano sui dati telerilevati sono: «Forest resource assessment 1990» (FAO, 1996), il progetto TREES della Commissione Europea (MALINGREAU *et al.*, 1995; RICHARDS *et al.*, 2000), «Landsat Pathfinder Tropical Deforestation Project della NASA (STEININGER, 1996; SKOLE e TUCKER, 1993) ed anche alcuni inventari forestali, ad esempio negli Stati Uniti (WYNNE *et al.*, 2000).

4.2. Fotointerpretazione e stime di aree

Quando si stimano le aree delle diverse coperture del suolo sommando le aree dei poligoni fotointerpretati, anche se in misura minore, tendono a presentarsi gli stessi problemi propri della classificazione automatica. In particolare gli errori di classificazione tendono ad essere inferiori nel caso di fotointerpretazione; tuttavia, si opera una sottostima delle classi che si presentano in poligoni piccoli e la risoluzione spaziale non consente di avere tutte classi pure e dunque non si ha una perfetta corrispondenza tra le classi fotointerpretate e quelle per le quali stimare la superficie. Un'ulteriore fonte di distorsione è il posizionamento dei bordi dei poligoni, nel senso che i fotointerpreti possono tendere a disegnare linee esterne alle classi meglio visibili. A proposito della soggettività dei bordi dei poligoni fotointerpretati, un esempio molto interessante è un esperimento condotto su foto aeree da Gross e Adler nel 1996 a proposito della delimitazione del bosco.

Abbiamo confrontato le superfici delle diverse classi di copertura del suolo stimate tramite la somma dei poligoni della carta CORINE in scala 1:100000 e della banca dati dell'Istat in scala 1:25000 su un'area di 200000 ettari nella provincia di Arezzo (Tab. 2).

Le differenze sono molto rilevanti ed in parte giustificate dalla scala di maggiore dettaglio della banca dati Istat, che consente di ridurre le superfici fotointerpretate come classi miste quali le zone agricole eterogenee, che infatti presentano una riduzione del 66%. Dobbiamo quindi affermare che le superfici delle diverse coperture del suolo dipendono dalla scala dei dati utilizzati, affermazione che potrebbe disorientare l'utente e che dovrebbe far riflettere sul dettaglio necessario per conseguire gli obiettivi di un progetto.

Tabella 2 – Superfici per classe di copertura del suolo, in chilometri quadrati, da CORINE e banca dati dell'Istat

Classi	ISTAT	CORINE	ISTAT-CORINE	Differenze %
Superfici artificiali	84,90	57,10	27,80	48,69
Seminativi	375,90	234,80	141,10	60,09
Colture permanenti	141,00	99,70	41,30	41,42
Prati stabili	21,80	66,90	-45,10	-67,41
Zone agricole eterogenee	110,80	328,20	-217,40	-66,24
Zone boscate	1117,60	1029,50	88,10	8,56
Vegetazione arbustiva e/o erbacea	132,40	167,20	-34,80	-20,81
Zone aperte e zone umide	1,70	5,50	-3,80	-69,09
Corpi idrici	5,30	2,30	3,00	130,43
Totale	1991,40	1991,20	0,20	0,01

5. POSSIBILI UTILIZZI DEI DATI TELERILEVATI PER LE STATISTICHE FORESTALI

I dati telerilevati vengono a volte impiegati per fornire una distribuzione spaziale di stime statistiche; ad esempio, nel progetto del Joint Research Centre «Combining geographically referenced EO data and forest statistics for deriving a forest map for Europe», le statistiche forestali dei vari paesi europei raccolte da Eurostat sono spazializzate tramite dati NOAA-AVHRR. L'elaborazione dei dati satellitari è stata guidata da CORINE Land Cover (PAVINEN *et al.*, 2001).

Se l'obiettivo di un progetto è la stima delle aree delle zone boscate e delle varie specie forestali, è possibile acquisire informazioni a terra tramite un campionamento di aree (con limiti fisici oppure regolari) o di punti, che in realtà corrispondono sul terreno a cerchi di piccolo raggio. I dati telerilevati hanno il ruolo di variabile ausiliaria impiegata tramite stimatori per regressione o di calibrazione, la cui finalità è l'accrescimento della precisione degli stimatori relativi ai soli dati a terra. Gli stessi stimatori possono essere impiegati nel caso in cui l'obiettivo primario di un progetto sia la creazione di una carta della copertura del suolo e la stima delle aree sia una finalità secondaria. In tal caso, i dati a terra raccolti per la validazione possono essere impiegati per correggere gli stimatori distorti delle aree basati sui soli dati telerilevati, purché il numero delle aree selezionate sia sufficiente relativamente alla distorsione attesa e la loro selezione sia di tipo probabilistico. Per un'analisi dettagliata di queste problematiche si veda CZAPLEWSKI e CATTS, 1992, che suggeriscono, in base ad uno studio di simulazione condotto tramite foto aeree a scala 1:12000, di effettuare un numero di osservazioni a terra compreso tra 500 e 1000.

5.1. Stimatori di calibrazione

Diamo una rapida esposizione dell'impiego degli stimatori di calibrazione per la stima di aree tramite dati telerilevati:

A è una matrice di confusione a livello dell'intera popolazione che fornisce il numero di pixel di una generica copertura del suolo g classificati come c . Usiamo quindi una notazione diversa da quella riportata nella tabella 1. Il numero totale di pixel è la somma di tutte le frequenze di associazione ed è pari a N . Poiché la matrice A riguarda l'intera popolazione, è in genere ignota, dato che i rilievi a terra vengono effettuati soltanto su un campione dell'area di studio. a è la matrice di confusione relativa ad un campione di pixel per i quali sia osservata la copertura a terra; i suoi elementi sono del tipo a_{gc} e la somma delle sue frequenze di associazione è pari a n .

T è il vettore colonna dei pixel osservati a terra e un suo generico elemento è $T_g = \sum_c A_{gc}$;

t è il vettore colonna dei pixel osservati a terra nel campione $t_g = \sum_c a_{gc}$;

R è il vettore colonna i cui elementi sono $R_c = \sum_g A_{gc}$, cioè il numero di pixel classificati in ciascuna classe c nell'intera popolazione;

r è il vettore colonna i cui elementi sono $r_c = \sum_g a_{gc}$, numero di pixel classificati in ciascuna classe c nel campione. R è noto, ma fornisce un'informazione distorta delle aree delle varie coperture del suolo. L'obiettivo è stimare T sulla base di R e della matrice di confusione a ;

D_T, D_R, D_t e D_r sono matrici diagonali costruite con gli elementi T_g, R_c, t_g e r_c ;

$E_c = A'D_T^{-1}$ e $E_g = AD_R^{-1}$ sono matrici degli errori a livello dell'intera popolazione e sono ignote;

E_c fornisce la probabilità che un pixel sia classificato come c , sapendo che in base ai dati rilevati a terra sia g , e E_g fornisce la probabilità che il pixel appartenga, secondo la verità a terra alla copertura g , sapendo che è stato classificato come c .

Simili matrici $e_c = a'D_t^{-1}$ e $e_g = a D_r^{-1}$ possono essere calcolate sulla base dei dati campionari e sono stimatori corretti di E_c e E_g se i dati campionari sono indipendenti da quelli impiegati per individuare le firme spettrali usate per classificare l'immagine da satellite.

Ne consegue che:

$$R = A'D_T^{-1}T = E_c T \quad T = AD_R^{-1}R = E_g R;$$

inoltre, se E_c è una matrice quadrata non singolare, è possibile invertirla ed ottenere: $T = E_c^{-1}R$.

Possono dunque essere individuati i seguenti stimatori: $\hat{T}_1 = e_g R$ e $\hat{T}_2 = e_c^{-1} R$. In alcuni articoli, come CZAPLEWSKI e CATTS (1992), $\hat{T}_1 = e_g R$ è detto stimatore inverso e $\hat{T}_2 = e_c^{-1} R$ è detto stimatore classico. Gli autori richiamano l'attenzione sui problemi che possono sorgere nell'impiego dello stimatore classico quando la matrice da invertire è quasi singolare; inoltre, riscontrano una superiorità dello stimatore $\hat{T}_1 = e_g R$ rispetto a $\hat{T}_2 = e_c^{-1} R$, sia per le condizioni di impiego meno restrittive, sia per minore dispersione e distorsione.

5.2. Stimatori per regressione

Gli stimatori per regressione vengono impiegati abitualmente in ambito agricolo per combinare informazione accurata rilevata su un campione con

informazione poco accurata acquisita sull'intera popolazione; mentre poco frequente è l'utilizzo in ambito forestale (HANUSCHACK *et al.*, 2001; CHHIKARA *et al.*, 1986; CONSORZIO ITA, 1987; ALLEN e HANUSCHACK, 1988; ALLEN, 1990; GONZÁLEZ *et al.*, 1991; GALLEGO e RUEDA, 1993; TAYLOR *et al.*, 1997).

Individuata una popolazione di unità areali che rappresenti l'intero territorio indagato, sia Y la variabile oggetto d'indagine, cioè la frazione di superficie con copertura del suolo c . Su tutte le unità areali della popolazione, sia nota la variabile ausiliaria X (la frazione di pixel classificati alla stessa copertura del suolo). Si selezioni un campione casuale o stratificato di unità areali sul quale si rilevi la variabile Y . Per ciascuna unità areale del campione sono dunque noti y_j , la frazione della copertura del suolo c e x_j , la frazione di pixel classificati alla stessa copertura del suolo. Sia μ_x la media della variabile ausiliaria nota a livello dell'intera popolazione.

Lo stimatore per regressione assume la seguente espressione:

$$\bar{y}_{reg} = \bar{y} + b(\mu_x - \bar{x})$$

dove \bar{y} e \bar{x} sono rispettivamente la media aritmetica della variabile Y e della variabile X stimate sulla base del campione estratto. Se il coefficiente di regressione b è stimato tramite i minimi quadrati usando i dati campionari, lo stimatore per regressione ha una distorsione pari a $1/n$ (COCHRAN, 1977) e la sua varianza, per grandi campioni può essere approssimata nel modo seguente:

$$V(\bar{y}_{reg}) \approx \frac{1}{n} S^2_y (1 - r_{xy}^2)$$

ove S^2_y è la varianza dello stimatore della media per i soli dati osservati a terra e r_{xy} è il coefficiente di correlazione lineare tra dati rilevati a terra e telerilevati; conseguentemente, maggiore è il legame di tipo lineare tra la variabile oggetto d'indagine e i dati telerilevati, maggiore è la riduzione della varianza dovuta all'impiego dei dati telerilevati come variabile ausiliaria nello stimatore per regressione. Il beneficio apportato dai dati telerilevati viene in genere valutato tramite l'efficienza relativa della regressione data dal rapporto tra la varianza dello stimatore per i soli dati campionari rilevati a terra e la varianza dello stimatore per regressione. Utilizzando l'approssimazione per grandi campioni, l'efficienza relativa della regressione è data da:

$$rel\ eff = \frac{1}{1 - r_{xy}^2}$$

Un'efficienza relativa pari a 2 vuol dire che per ottenere la stessa precisione dello stimatore per regressione tramite i soli dati campionari sarebbe necessario raddoppiare la numerosità campionaria. Pertanto, l'impiego dei dati telerilevati sarà conveniente se il costo dell'acquisto e dell'elaborazione dei dati telerilevati è inferiore al costo dei dati campionari aggiuntivi. Se inve-

ce l'obiettivo è la riduzione del costo dei rilievi a terra, in caso l'efficienza relativa sia pari a 2, è possibile dimezzare la numerosità campionaria mantenendo invariata la precisione delle stime. Inoltre, i dati telerilevati forniscono anche un'informazione sulla distribuzione spaziale delle varie tipologie di copertura del suolo (per una trattazione più completa si veda CARFAGNA, 2001 *b*).

In caso di campionamento indipendente in diversi domini di studio (ad esempio strati, unità amministrative ecc.), se la numerosità campionaria in ciascuno strato è elevata, lo stimatore per regressione viene impiegato separatamente per i diversi domini e se l'approssimazione per grandi campioni può essere considerata valida, l'efficienza relativa della regressione può essere calcolata a livello di ciascun dominio h nel modo seguente:

$$rel\ eff_h = \frac{1}{1 - r_{xyh}^2}$$

e l'efficienza relativa della regressione a livello dell'intera popolazione può essere stimata tramite una media aritmetica ponderata delle efficienze relative dei vari domini. Se la numerosità campionaria all'interno dei domini è esigua si potrà ricorrere all'accorpamento di domini e all'impiego dello stimatore per regressione combinato (COCHRAN, 1977 paragrafo 7.10).

Delle riserve sulla convenienza economica dell'uso dei dati telerilevati tramite lo stimatore per regressione sono state avanzate negli anni passati da alcuni autori; da circa tre anni, la drastica riduzione del prezzo di alcuni dati satellitari, ad esempio Landsat TM, non lascia più dubbi. Tuttavia, come detto precedentemente, i dati telerilevati non consentono di acquisire informazioni su tutte le variabili rilevanti per gli inventari forestali. Contrariamente a quanto avviene per le applicazioni in agricoltura, l'uso dei dati telerilevati per le statistiche forestali, tramite lo stimatore per regressione, è estremamente poco diffuso e in letteratura abitualmente non vengono presentati i valori di varianza, efficienza relativa o correlazione lineare; sono invece in genere riportati i livelli di accuratezza in termini di percentuale di pixel correttamente classificati. Non esiste una relazione analitica tra tale informazione e il livello di correlazione lineare; tuttavia, un'analisi empirica condotta da TAYLOR *et al.* (1997) ha mostrato che, nelle applicazioni agricole, si può ottenere un'efficienza relativa di 2 per livelli di accuratezza superiori al 50% e di 3 per livelli di accuratezza maggiori del 60%. Valori così elevati di efficienza relativa in corrispondenza di livelli non molto alti di accuratezza possono derivare dal fatto che la correlazione lineare è meno sensibile dell'accuratezza percentuale agli errori di localizzazione e di registrazione geometrica tra dati rilevati a terra e dati telerilevati. Analoghe analisi non sono state condotte per le statistiche forestali, ma possiamo ipotizzare simili relazioni tra accuratezza e correlazione.

In alcuni casi, sono state impiegate delle regressioni multiple; tuttavia, se le varie variabili ausiliare sono le frazioni di aree classificate alle diverse coperture del suolo, va considerato il fatto che sono in genere correlate, con i conseguenti effetti di instabilità delle stime dei parametri.

Un'ulteriore impiego dei dati telerilevati riguarda la stima per piccole aree, cioè l'uso della relazione riscontrata in un'area estesa tra dati campionari e dati telerilevati per migliorare una stima su una piccola area, sulla quale poca informazione campionaria è stata acquisita.

5.3. Autocorrelazione spaziale

Data una variabile spaziale, l'autocorrelazione spaziale misura il legame tra i valori assunti dalla variabile su unità areali a distanza d ed è definita nel modo seguente:

$$\rho(d) = \frac{C(d)}{C(0)}$$

dove:

$$C(d) = \text{cov}(y_j, y_k) \text{ e } d(j, k) = d.$$

Lo stimatore dell'autocorrelazione spaziale, ottenuto tramite il metodo dei momenti, è il seguente:

$$\hat{\rho}(d) = \frac{1}{s^2 n_d} \sum (y_j - \bar{y})(y_k - \bar{y})$$

dove n_d è il numero di coppie di unità areali a distanza d e \bar{y} è la media dei valori osservati sul campione. Frequentemente, a ciascuna distanza d si associa un'area di tolleranza, perché almeno 30 osservazioni ricadano in tale area di tolleranza intorno a d , al fine di produrre stime stabili dell'autocorrelazione spaziale a distanza d (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978).

Studi sull'andamento della funzione d'autocorrelazione spaziale sono stati condotti da molti autori, allo scopo di valutare sotto quali condizioni il campionamento sistematico fornisce stime più precise rispetto al campionamento casuale semplice o al campionamento stratificato. Naturalmente, la semplice osservazione del correlogramma (il grafico della funzione d'autocorrelazione spaziale all'aumentare della distanza tra le unità areali) può già fornire informazioni sulla concavità della funzione o sull'eventuale presenza di periodicità, e suggerire la selezione di un campione stratificato piuttosto che sistematico (COCHRAN, 1946; MADOW, 1949; 1953; DAS, 1950; QUENOUILLE, 1949). Anche studi più recenti sulle modalità di selezione di campioni areali hanno prestato attenzione all'autocorrelazione spaziale, ad esempio ARBIA (1992) ha proposto un metodo detto DUST (Dependent area Units Sequential Technique) che assegna alla prima estrazione uguale

probabilità a tutte le unità areali, e campiona le unità successive con probabilità inversamente legata alla similarità con le unità campionarie già selezionate; la similarità è funzione inversa della distanza e diretta dell'autocorrelazione spaziale tra unità contigue. FATTORINI e RIDOLFI (1997) hanno proposto una variante del DUST per popolazioni finite detta FPDUST che consente di gestire anche situazioni in cui l'autocorrelazione spaziale, e conseguentemente l'omogeneità, sia negativa.

L'autocorrelazione spaziale può essere utilizzata anche per individuare la dimensione ottimale delle unità areali di una base di campionamento areale, cioè la dimensione che massimizza la precisione delle stime, avendo specificato una funzione di costo e fissato il costo complessivo dell'indagine campionaria (CARFAGNA, 1998). Se un'indagine campionaria è stata condotta precedentemente, i dati raccolti durante tale indagine possono essere impiegati per stimare l'autocorrelazione spaziale a varie distanze, tuttavia, risulta necessario operare delle interpolazioni spesso di scarsa attendibilità a causa del numero in genere molto esiguo di unità areali vicine selezionate. Ad esempio, abbiamo analizzato i correlogrammi per le diverse tipologie forestali con valori stimati tramite i dati acquisiti a terra su un campione di unità areali in un'area in provincia di Arezzo, nell'ambito del progetto citato precedentemente. La maggior parte di tali correlogrammi mostra andamenti molto instabili, come illustrato dalla figura 1 con riferimento alle fustaie coetanee.

I dati telerilevati, essendo noti per tutte le unità statistiche della popolazione, consentono stime attendibili e non instabili dell'autocorrelazione spaziale anche a piccole distanze. Naturalmente, i risultati possono essere influenzati dalla scala e dal fatto che la corrispondenza tra le classi dell'elaborazione dei dati telerilevati e le variabili oggetto d'indagine può non essere perfetta. Nell'ambito del progetto FMERS (Forest Monitoring in Europe with Remote Sensing) del Joint Research Centre/CEO, CORINE Land Cover è stata utilizzata per il calcolo dell'autocorrelazione spaziale a diverse distanze (CARFAGNA, 2001 a).

5.4. Costruzione di una base di campionamento areale e sua stratificazione

Un importante impiego dei dati telerilevati a livello del disegno campionario riguarda la creazione di una base di campionamento areale e della sua stratificazione. Infatti, la stratificazione costituisce il principale metodo impiegato per garantire una buona precisione delle stime nel campionamento areale e viene in genere realizzata tramite una carta della copertura del suolo ottenuta da fotointerpretazione di immagini da satellite o di foto aeree. In alcuni casi, per la costruzione di una base di campionamento areale e per la sua stratificazione vengono impiegati dati telerilevati elaborati

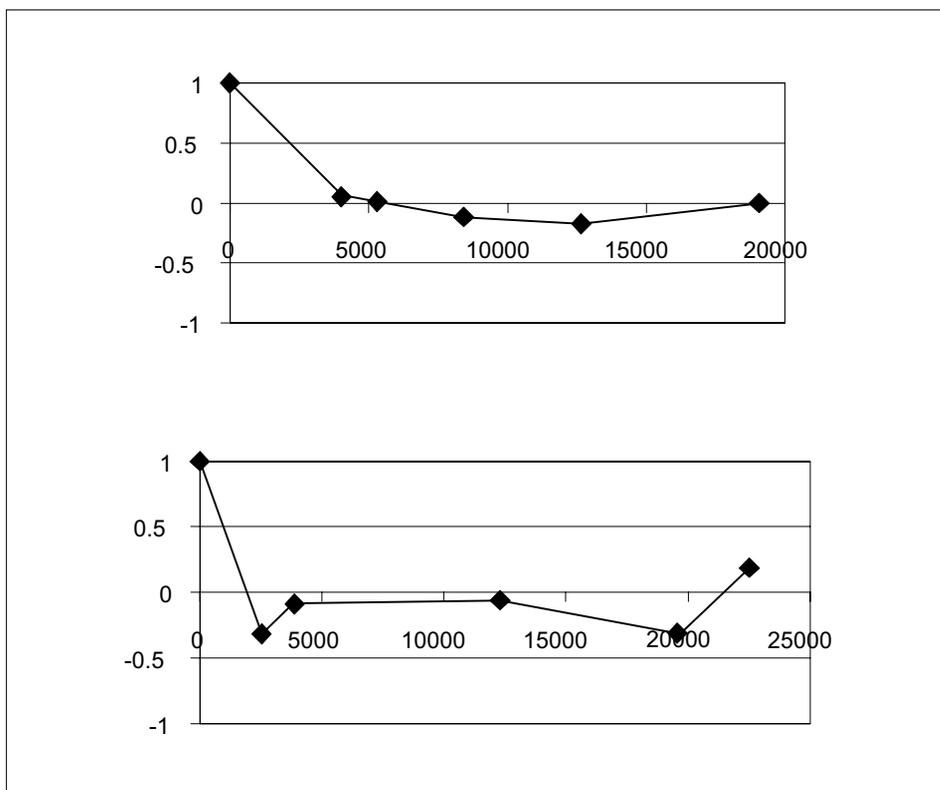


Figura 1 – Correlogramma per le fustaie coetanee in due dei tre strati della provincia di Arezzo.

con finalità cartografiche. In verità, se si richiede che la base di riferimento campionario sia costituita da aree con limiti fisici, è necessario un lungo lavoro per adattare a dei limiti fisici permanenti i confini dei poligoni della banca dati. Quando la base di riferimento campionario areale è creata tramite una griglia regolare, è invece soltanto necessario stabilire un criterio per l'attribuzione di ciascuna unità areale ad uno strato (alcuni criteri sono confrontati in GALLEGO *et al.*, 1999).

I dati telerilevati possono essere utilizzati anche per calcolare un indice d'intensità o di complessità dell'area forestale. Tali indici vanno calcolati su ciascuna unità areale ed il campionamento può essere effettuato con probabilità proporzionale ai valori dell'indice adottato.

Poiché le tipologie di copertura del suolo presentano in genere autocorrelazione spaziale positiva, è opinione diffusa che qualsiasi delimitazione

Tabella 3 – Numero di bacini (su 11) per i quali la variabilità interna al bacino è superiore rispetto alla variabilità nell'intera regione, per quanto riguarda la superficie, il numero di alberi ad ettaro e l'area basimetrica ad ettaro per le varie specie.

	Superficie	Numero di alberi ad ettaro	Area basimetrica ad ettaro
Querceti submesofili misti	5	8	8
Cerrete	3	7	6
Querceti xerofili a roverella	5	8	9
Carpinete a carpino nero	6	8	7
Pinete e fustaie di conifere e/o latifoglie submontane imp. artif.	4	7	4
Boschi riparali	6	2	5
Faggete	5	6	5
Abetine e fustaie di conifere e/o latifoglie montane imp. artif.	4	1	2
Boschi di castagno	4	4	7
Querceti submesofili misti	1	10	7
Cerrete	5	8	8
Totale	43	61	60

del territorio possa essere impiegata come stratificazione e migliori la precisione delle stime, ma tale convinzione viene smentita dall'esempio seguente, che riafferma la necessità di adottare stratificazioni ben costruite ed eventualmente basate sui dati telerilevati. Analizzando i dati dell'inventario forestale della regione Emilia Romagna, abbiamo constatato che, se si considerano i bacini idrografici come strati, in molti casi, la variabilità interna al bacino è superiore rispetto alla variabilità nell'intera regione per quanto riguarda la superficie, il numero di alberi ad ettaro e l'area basimetrica ad ettaro per le varie specie, come illustrato nella tabella 3. Tali risultati suggeriscono che i livelli di autorrelazione spaziale a brevi distanze non siano così elevati come si ritiene abitualmente e presentino andamenti differenziati nelle varie zone forestali. In generale, un disegno campionario areale efficiente non dovrebbe prescindere dal calcolo dei correlogrammi, eventualmente utilizzando anche dati telerilevati.

6. CONCLUSIONI

Molte sono le possibilità di utilizzo dei dati telerilevati, sia per la creazione di carte tematiche e basi di dati, sia per la produzione di statistiche forestali, a livello di stimatore (stimatori di calibrazione, per regressione e per piccole aree), ma anche a livello di disegno campionario (metodi di selezione del campione areale, dimensione ottimale delle unità areali cam-

pionarie, stratificazione ecc.). Delle riserve sulla convenienza economica di tali utilizzi sono state avanzate negli anni passati da alcuni autori; tuttavia, la drastica riduzione dei costi di alcuni dati satellitari, ad esempio Landsat TM, non lascia più dubbi. Dunque, la tuttora scarsa diffusione dell'impiego dei dati telerilevati in progetti operativi in ambito forestale è probabilmente più da addebitare alla necessità di specifiche attrezzature e competenze che a dubbi sulla convenienza economica.

SUMMARY

Statistical remarks about the use of remote sensing data for forest statistics

The paper gives a description of main ways of using satellite data for producing forest maps and statistics, pointing out connected statistical problems. An analysis of advantages, disadvantages and requirements is also made. In this context, by satellite data we mean data collected by commercial optical satellites. They are a set of measures of electromagnetic radiation reflected by the earth surface. Each datum corresponds to an area unit (pixel) and to a certain interval of wavelength (channel). Radar data are not taken into account since they are seldom used in operational projects for the production of forest statistics. The cost-efficiency of the use of remote sensing data at the estimator level as well as at the sample design level is also evaluated.

BIBLIOGRAFIA

- ALLEN J.D., 1990 – *A Look at the Remote Sensing Applications Program of the National Agricultural Statistics Service*. Jour. of Official Stat. Vol. 6, n. 4, pp. 393-409.
- ALLEN J.D., HANUSCHAK G.A., 1988 – *The Remote Sensing Applications Programme of The National Agricultural Statistics Service*, Report SRB 88-08. NASS-USDA. Washington.
- ARBIA G., 1992 – *Campionamento areale in presenza di autocorrelazione spaziale*, Atti della XXXVI Riunione scientifica SIS, Pescara 21-23 Aprile, vol. II, 311-321.
- CARFAGNA E., 1998 – *Area Frame Sample Design Alternatives: a comparison with the MARS Project*, in Proceedings of Agricultural Statistics 2000, ISI, Voorburg, NL, 1998, pp.261-277. <http://www.nass.usda.gov/as2000/>
- CARFAGNA E., 2001 a – *Note sull'uso dell'autocorrelazione spaziale nel disegno campionario areale*, Atti della XL riunione scientifica della Società Italiana di Statistica, Firenze 26-28 Aprile 2000, Sessioni plenarie e specializzate, pp. 169-182.
- CARFAGNA E., 2001 b – *Cost-effectiveness of remote sensing in agricultural and environmental statistics*, in Caesar: Conference on Agricultural and

- Environmental Statistical Applications in Rome, 4-8 June 2001, Rome. Invited paper volume III, pp. 617-627. <http://www.ec-gis.org/>
- CARFAGNA E., GALLEGRO F.J., 1998 *a* – *Improving a Multistage Area Sampling Frame for crop Estimation*, in Problemi statistici nell'ambito del telerilevamento, a cura di Lidia Lionetti, Soveria Mannelli, Rubbettino Editore, pp.101-116.
- CARFAGNA E., GALLEGRO F.J., 1998 *b* – *Sampling Segments in Satellite Images Stripes*, in The Impact of Remote Sensing on the European Statistical Information System, Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities, pp.219-228.
- CARFAGNA E., GALLEGRO F.J., 1999 – *Thematic maps and statistics*, Land Cover and Land Use Information Systems for European Union Policy Needs, Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities, pp. 111-121.
- CEC, 1993 – *CORINE Land Cover; guide technique*. Report EUR 12585EN. Office for Publications of the European Commission.
- CHHIKARA R.S., 1984 – *Effect of mixed (boundary) pixels in crop proportion estimation*. Remote sensing of Environment. 14, 207-218.
- CHHIKARA R.S., HOUSTON A.G., LUNDGREN J.C., 1986 – *Crop acreage estimation using a LANDSAT-based estimator as an auxiliary variable*. IEEE transactions on Geoscience and Remote Sensing, GE-24 1: 157-168.
- COCHRAN W., 1946 – *Relative accuracy of systematic and stratified random samples for a certain class of populations*, Ann. Math. Statist., 17, 164-177.
- COCHRAN W., 1977 – *Sampling Techniques*. John Wiley & Sons, New York.
- COSORZIO ITA, 1987 – *Telerilevamento in Agricoltura, Previsione delle Produzioni di Frumento in Tempo Reale e Sviluppi Tecnologici*, Ministero dell'Agricoltura. Roma.
- CZAPLEWSKI R.L., CATTS G.P., 1992 – *Calibration of remotely sensed proportion or area estimates for misclassification error*. Remote sensing of Environment. 39: 29-43.
- DAS A.C., 1950 – *Two-dimensional systematic sampling and associated stratified and random sampling*, Sankhya, 10, 95-108.
- FAO, 1996 – *Forest resources assessment 1990: Survey of tropical forest cover and study of change processes*, FAO forestry paper 130, Rome, 152 pp.
- FATTORINI L., RIDOLFI G., 1997 – *A sampling design for areal units based on spatial variation*, Metron, 55, pp. 59-72.
- GALLEGO F.J., CARFAGNA E., 1998 – *Some Possible Approaches of Rapid Crop Area Change Estimation in a Large Region*, in Problemi statistici nell'ambito del telerilevamento, a cura di Lidia Lionetti, Soveria Mannelli, Rubbettino Editore, pp.101-116.
- GALLEGO F.J., CARFAGNA E., PEEDELL S., 1999 – *The use of CORINE Land Cover to improve area frame survey estimates*. Research in Official Statistics , Vol 2, 2, pp. 99-122.

- GALLEGO F.J., RUEDA C., 1993 – *Balanced a Priori Probabilities for Maximum Likelihood Classification of Satellite Images*. Bulletin of the International Statistical Institute: 49th meeting. Firenze. Contributed papers, Book 1, pp. 467-468.
- GIORDANO A., VEREGIN H. 1994 – *Il controllo di qualità nei sistemi informativi territoriali*, Il Cardo, Venezia.
- GONZÁLEZ F., LÓPEZ S., CUEVAS J.M., 1991 – *Comparing Two Methodologies for Crop Area Estimation in Spain Using Landsat TM Images and Ground Gathered Data*. Remote Sensing of Environment, 32: 29-36.
- GIORDANO A., VEREGIN H., 1994 – *Il controllo di qualità nei sistemi informativi territoriali*. Il Cardo, Venezia.
- GROSS C.P., ADLER P. 1996 – *Reliability of Area Mapping by Delineation in Aerial Photograph*, Spatial Accuracy Assessment in Natural Resource and Environmental Sciences, USDA, Forest Service, General Technical Report RM-GTR-277, pp. 267-271.
- GUPTILL S.C., MORRISON J.L., 1995 – *Elements of Spatial Data Quality*. Elsevier Science Ltd.
- HANUSCHAK G., HALE R., CRAIG M. MUELLER R. HART G., 2001 - *The new economics of remote sensing for agricultural statistics in the United States*, Proceedings of the Conference on Agricultural and Environmental Statistical Applications in Rome (CAESAR), June 5-7, Vol. 2 pp. XXII.1-10. <<http://www.istat.it/caesar/caesar2/interventi/6giugno/22-hanuschak.pdf>>
- JOURNAL A.G., HUIJBREGTS Ch.J., 1978 – *Mining geostatistics*, Academic Press. London.
- MADOW W.G. , 1949 – *On the theory of systematic sampling II*, Ann. Math. Statist., 20, 333-354.
- MADOW W.G. , 1953 – *On the theory of systematic sampling III*, Ann. Math. Statist., 24, 101-106.
- MALINGREAU J.P., ACHARD F., D'SOUZA G., STIBIG H.T., D'SOUZA J., ESTREGUIL C., EVA H., 1995 – *AVHRR for Global Tropical Forest Monitoring: The Lessons of the TREES Project*. Remote Sensing Reviews, 12: 29-40.
- MAYAUX PH., LAMBIN E.F., 1995 – *Estimation of tropical forest area from coarse spatial resolution data: a two-step correction function for proportional errors due to spatial aggregation*. Remote sensing of environment 53: 1-15.
- PAIVINEN R., LEHIKONEN M., SCHUCK A., HAME T., VAATAINEN S., KENNEDY P., FOLVING S., 2001 – *Combining Earth Observation Data and Forest Statistics*, European Communities.
- QUENOUILLE M.H., 1949 – *Problems in plane sampling*. Ann. Math. Statist., 20, 355-375.
- RICHARDS, T., GALLEGO, J., ACHARD F., 2000 – *Sampling for forest cover change assessment at the pan-tropical scale*, International Journal of Remote Sensing, 21 (6-7): 1473-1490.
- ROESCH F.A., VAN DEUSEN P.C., ZHU Z., 1995 – *A comparison of various estimators*

- for updating forest area coverage using AVHRR and forest inventory data. Photogrammetric Engineering and Remote Sensing*, 61 (3): 307-311.
- SEBER G., 1984 – *Multivariate observations*. Wiley.
- SIELKEN R.L., GBUR E.E., 1984 – *Multiyear, through the season, crop acreage estimation using estimated acreage in sample segments*. *Communications in Statistics, Theory and Methods*, 23, pp. 2961-2974.
- STEININGER M.K., 1996 – *Tropical secondary forest regrowth in the Amazon: age, area and change estimation with Thematic Mapper data*. *International Journal of Remote Sensing*, 17 (1): 9-28.
- SKOLE D.L., TUCKER C.J., 1993 – *Tropical deforestation and habitat fragmentation in the Amazon: satellite data from 1978 to 1988*. *Science*, 260: 1905-1910.
- TAYLOR J., SANNIER C., DELINCÉ J, GALLEGO F.J., 1997 – *Regional Crop Inventories in Europe Assisted by Remote Sensing: 1988-1993. Synthesis Report*. EUR 17319 EN, Office for Publications of the EC. Luxembourg. 71 pp.
- WYNNE R.F., ODERWALD R.G., REAMS G.A., SCRIVANI J.A., 2000 – *Optical remote sensing for forest area estimation*. *Journal of Forestry*, 98 (5): 31-36.