



ATTI DEL CONVEGNO

Il controllo degli agenti fisici: ambiente, salute e qualità della vita

6-7-8 giugno 2012

Novara

ISBN 978-88-7479-118-7
©2012, Arpa Piemonte
Via Pio VII, 9 – 10135 TORINO – ITALIA

Indagine per la mappatura del radon in Abruzzo

Palermi S., Carnesale L., Buccella G., Rancitelli D., Sulli G., Benedetti F., Capannolo R.,
Gianfelice G., Di Giansante A..

ARTA Abruzzo, Viale Marconi 178, 65126 Pescara, s.palermi@artaabruzzo.it

ARTA Abruzzo sta portando a termine una campagna di misure di radon nelle abitazioni, nel quadro degli adempimenti finalizzati all'individuazione di eventuali aree del territorio regionale caratterizzate da elevate probabilità di alte concentrazioni di radon (art. 10-sexies del D.Lgs. 241/2000). Il piano di campionamento è di tipo stratificato e multistadio ed il campione di abitazioni oggetto di misura è pari a circa 500 unità distribuite in 30 comuni. I primi risultati evidenziano una probabile revisione al ribasso del valore medio regionale di concentrazione, stimato in 60 Bq m^{-3} dall'indagine nazionale radon nei primi anni 90.

INTRODUZIONE

L'evidenza di un'associazione statisticamente significativa tra esposizione domestica al radon e aumento di rischio di tumore polmonare, emersa in numerosi studi epidemiologici (vedi Bochicchio, 2005, per una rassegna), ha generato una crescente attenzione da parte delle autorità di diversi paesi, concretizzatasi in piani e programmi nazionali finalizzati alla riduzione dell'impatto sanitario associato all'esposizione della popolazione al radon. Un aspetto fondamentale di queste politiche è l'effettuazione di estese campagne di misura, mirate alla determinazione della distribuzione sul territorio ("mappatura") dei livelli di radon indoor ed all'identificazione di eventuali *radon-prone areas*, ovvero di distretti geografici caratterizzati da un'elevata probabilità di concentrazioni di radon indoor superiori ad un determinato valore di soglia (livello di azione).

In Italia, le prescrizioni della normativa nazionale (art. 10-sexies del D.Lgs 241/2000) hanno spinto molte regioni ad effettuare campagne di misura mirate principalmente all'individuazione delle *radon-prone areas*. In mancanza dei criteri che avrebbero dovuto essere precisati dalla commissione tecnica prevista dall'art. 10 septies del suddetto decreto, mai nominata, le Regioni che si sono cimentate nel compito hanno attuato piani di campionamento diversi, per lo più basati sulla suddivisione del territorio in unità geografiche di tipo geometrico (p.es. le aeree definite da una griglia di passo costante o variabile) o amministrativo (tipicamente i territori comunali). Per la progettazione di tali indagini, peraltro, un importante testo di riferimento è rappresentato dal Piano Nazionale Radon (PNR, Ministero della Salute, 2002).

ARTA Abruzzo ha intrapreso questo percorso con una prima campagna di misure iniziata nel 2005, basata su un campionamento di tipo spaziale su unità geografiche di natura geometrica (quadrati di 2 km di lato). Una riflessione critica sui risultati di questa prima campagna, non completamente soddisfacenti (in sostanza, non è garantita la rappresentatività *a priori* del campione di edifici monitorati rispetto al patrimonio edilizio abitativo della regione), ha condotto alla progettazione di una seconda campagna di tipo diverso, mirata principalmente alla determinazione del valore di esposizione della popolazione abruzzese al radon. I dati raccolti in quella prima campagna sono stati utilizzati per elaborare un piano di campionamento di tipo multistadio e stratificato, che garantisca la rappresentatività della popolazione.

OBIETTIVI

L'obiettivo principale è quello di giungere ad una caratterizzazione della distribuzione territoriale della concentrazione di radon nelle abitazioni, che sia rappresentativa dell'esposizione della popolazione abruzzese, al fine di consentire una valutazione adeguata dei rischi sanitari connessi. Ci si propone, inoltre, di elaborare una previsione quantitativa della distribuzione sull'intero territorio abruzzese di valori superiori a determinati livelli di soglia, in ottemperanza del citato art. 10-sexies del D.Lgs 241/2000 (individuazione delle zone della regione e delle tipologie edilizie in cui vi sia maggiore probabilità di osservare elevate concentrazioni di radon).

I risultati ottenuti saranno utili, più in generale, a programmare interventi a carattere tecnico-amministrativo per proteggere popolazione e lavoratori dall'esposizione al radon, promuovendo ulteriori approfondimenti (p.es. studi di dettaglio in zone specifiche), in analogia a quanto avviene in altre regioni e paesi esteri.

Per conseguire tali obiettivi è necessario fare uso anche delle informazioni contenute nel corpus

di dati già in possesso di ARTA e raccolti nel corso delle precedenti campagne di misura. Tali dati, peraltro, sono stati utilizzati nella progettazione dell'attuale indagine, come illustrato nei paragrafi successivi.

MATERIALI E METODI

Per raggiungere gli scopi dichiarati nel paragrafo precedente è stata progettata una nuova campagna di misure di radon nelle abitazioni della regione, basata su una strategia di campionamento mirata ad assicurare la rappresentatività del campione, ottimizzando costi e impegno del personale dell'agenzia impegnato nelle operazioni di campo (distribuzione e ritiro rivelatori) e di laboratorio (trattamento e lettura dei rivelatori).

L'elaborazione del piano di campionamento si è basata sulla disponibilità di dati di concentrazione di radon indoor, provenienti dalle precedenti campagne di misura effettuate in Abruzzo, con particolare riferimento a quella svolta nel triennio 2005-2007 da ARTA.

Le misure sono previste solo in abitazioni civili permanentemente abitate da persone che risultino residenti all'anagrafe comunale. I Comuni che partecipano alla campagna (scelti secondo le modalità di selezione descritte nel prossimo paragrafo) sono stati invitati a fornire un certo numero di nominativi estratti casualmente dagli elenchi dei residenti; tali persone sono state contattate per ottenere il permesso di posizionare un paio di rivelatori passivi nelle loro abitazioni (tipicamente nel soggiorno ed in una camera da letto) per due semestri consecutivi. Il contatto con la popolazione, inizialmente effettuato per posta e successivamente, nella fase di distribuzione dei rivelatori, prevalentemente orientato sul "porta a porta" (approccio reso possibile dall'assistenza fornita dalle polizie municipali dei comuni coinvolti), ha prodotto risultati molto soddisfacenti con un incidenza di rifiuti molto bassa. Diversamente dalla precedente campagna radon (2005-2007), per non introdurre distorsioni nel campione non è stata data alcuna preferenza ad abitazioni di determinate tipologie edilizie (abitazioni a piano terra etc.).

Come nella precedente campagna, sono stati utilizzati rivelatori a tracce nucleari CR-39. E' stato definito un programma di assicurazione della qualità delle misure, attraverso la definizione di procedure ed istruzioni operative e l'effettuazione di incontri formativi con i tecnici ARTA destinati ad occuparsi del posizionamento dei rivelatori e delle operazioni di laboratorio. L'esposizione a concentrazioni note di un campione di rivelatori, tratti casualmente dalla partita utilizzata per la campagna di misure, ha consentito di tarare il sistema di lettura; per tale operazione ci si è rivolti, per il tramite dell'Istituto Superiore di Sanità, al laboratorio dell'Istituto Nazionale di Metrologia delle Radiazioni Ionizzanti (INMRI-ENEA).

In sede di consegna dei rivelatori, infine, i tecnici sono tenuti ad annotare in apposite schede una serie di informazioni relative alla localizzazione e alle caratteristiche strutturali dell'abitazione (coordinate, piano, anno di costruzione, tipologia edilizia etc.) ed al contesto morfologico e urbanistico del sito (altitudine, acclività, grado di urbanizzazione dell'area etc.). Tali informazioni vengono successivamente trasferite in un data base informatico collegato ad un GIS.

IL PIANO DI CAMPIONAMENTO

Nel progettare un'indagine sperimentale idonea al conseguimento degli obiettivi sopra evidenziati, occorre, per prima cosa, stabilire il piano di campionamento delle abitazioni nelle quali effettuare le misure di radon. L'adozione di schemi probabilistici nella selezione del campione è l'unico modo per ottenere stime non distorte dei parametri della popolazione di riferimento e per quantificare la precisione delle stime stesse. L'importanza di garantire comunque la rappresentatività del campione, anche in indagini mirate specificamente alla ricerca delle *radon-prone areas*, è sottolineata anche dal PNR (vedi anche Bochicchio, 2008).

In linea generale, nella definizione di uno schema di campionamento per un'indagine ambientale devono esser tenuti in considerazione due ordini di vincoli:

1. vincoli legati alla precisione dell'inferenza statistica, ovvero all'entità dell'errore di stima ritenuto accettabile per i parametri chiave della distribuzione (media e varianza)
2. vincoli legati ai costi della campagna (personale, laboratorio, spese di trasferta etc).

Spesso, e il nostro caso non fa eccezione, è la disponibilità di risorse economiche a porre un limite superiore alla dimensione campionaria dell'indagine; ciò accresce la criticità di una corretta

valutazione della precisione inferenziale ottenibile in funzione di una dimensione campionaria giudicata sostenibile (Barnett, 2004).

Lo schema di campionamento adottato è di tipo multistadio e stratificato. Vi sono numerosi esempi di indagini radon che hanno adottato schemi di questo tipo (Quindos *et al.*, 1991; Marcinowski *et al.*, 1994; Nikolopoulos *et al.*, 2002), tra cui l'indagine nazionale radon condotta in Italia nei primi anni 90 dello scorso secolo (Bochicchio *et al.*, 1996). La stratificazione è un'operazione preliminare al campionamento e consiste nel raggruppamento dei membri di una popolazione in sottogruppi relativamente omogenei, rispetto ad una o più caratteristiche ritenute critiche ai fini dell'indagine. Si tratta di un approccio che assicura che membri di tutti gli strati siano presenti all'interno del campione ed è inoltre da preferire nei casi in cui si assume che i vari strati abbiano valori attesi della variabile di interesse molto diversi tra loro (Malec, 2000). Nei piani di campionamento multistadio si procede prima all'estrazione di un campione casuale di cosiddette unità primarie di campionamento (*Primary Sampling Units, PSU*), all'interno delle quali vengono poi estratti campioni di unità secondarie (*Listing Units, LSU*) (Shimizu, 2000). Sono particolarmente efficaci in termini di rapporto costi/precisione di stima nei casi in cui le *PSU* mostrano un elevato livello di similarità.

Venendo alla descrizione di dettaglio del nostro piano di campionamento, si è proceduto in primo luogo alla suddivisione della regione, su basi geomorfologiche e climatiche, in due strati territoriali (Fig. 1) in cui i livelli di radon attesi sono sostanzialmente differenti (ipotesi supportata dai dati raccolti nelle precedenti campagne radon, vedi Palermi e Pasculli, 2008):

- strato 1: area interna appenninica (include l'intera provincia dell'Aquila e la parte più interna e montuosa delle altre tre province di Teramo, Pescara e Chieti)
- strato 2: area collinare e costiera.

Come accennato, i piani di campionamento multistadio prevedono la definizione di *PSU*, che nel nostro caso coincidono con i Comuni, mentre le *LSU* sono le abitazioni delle famiglie residenti nei comuni stessi. La scelta di utilizzare i comuni si basa sulla disponibilità di registri anagrafici a livello comunale, mentre la possibilità di concentrare i campionamenti in poche *PSU* adeguatamente selezionate riduce considerevolmente costi e tempi di attuazione dell'indagine. Da un punto di vista statistico, inoltre, utilizzando i dati delle precedenti indagini si può mostrare che la frazione della varianza totale spiegata dal raggruppamento dei dati su base comunale è significativa (Palermi e Pasculli, 2008).

Dopo aver stabilito la struttura generale del piano di campionamento, si è provveduto a stimare la dimensione campionaria complessiva dell'indagine, assumendo l'ipotesi (conservativa ai fini dell'errore di stima della media) di un'estrazione casuale semplice di un campione di famiglie dal totale regionale. Utilizzando i dati delle precedenti campagne radon (dopo trasformazione logaritmica delle concentrazioni di radon, nell'ipotesi di log-normalità della distribuzione originaria), scriviamo la nota relazione (Barnett, 2004):

$$n = N \left[1 + N \frac{d^2}{z_\alpha^2 S^2} \right]^{-1} \quad [1]$$

dove n è la dimensione campionaria minima di cui si ha bisogno affinché $P(|\mu - \bar{x}| > d) \leq \alpha$, d è un parametro di precisione desiderata al livello di probabilità α (pari a 0.05, da cui $z_\alpha = 1.96$), N è la dimensione complessiva della popolazione target ($N = 459054$ famiglie, dati ISTAT 2001), S è una stima della deviazione standard della popolazione. All'atto pratico, la relazione [1] è stata usata per verificare quale precisione corrispondesse ad una dimensione campionaria sostenibile, in termini di costi, nell'ordine di 500 famiglie (ovvero le corrispondenti abitazioni); si ottiene $d=0.07$, da cui, ponendo $\mu=3.7$, deriva un intervallo di confidenza al 95% per la media geometrica regionale della concentrazione di radon pari a $[37.7 \div 43.4]$, che giudichiamo accettabile.

A questo punto, la dimensione del campione nei due strati territoriali viene calcolata usando il metodo *minimax*, basato su un criterio allocativo che minimizza la varianza di stima (Malec, 2000):

$$n_j = n \frac{S_j^2}{\sum_{k=1}^2 S_k^2} \quad [2]$$

dove $S_1=0.85$ e $S_2=0.65$, sono, rispettivamente, la deviazioni standard assunte per lo strato 1 e lo strato 2. Inserendo questi dati e ponendo $n=500$, otteniamo $n_1=316$ e $n_2=184$. Si è deciso di forzare questi numeri a, rispettivamente 350 e 150, con lo scopo di concentrare l'attenzione sullo strato 1, nel quale sono attesi maggiori livelli di radon e maggiore variabilità.

Successivamente si è proceduto ad un'ulteriore stratificazione delle *PSU* (comuni) presenti nei due strati, sulla base della popolazione residente in esse. Se $M_{x,x}$ è il numero dei comuni e $N_{x,x}$ il numero delle famiglie nello strato x,x , possiamo scrivere:

- ❖ per lo strato 1:
 - sottostrato 1.1: comuni con popolazione >10000 abitanti ($M_{1,1} = 4$; $N_{1,1} = 49856$)
 - sottostrato 1.2: comuni con $1000 < \text{popolazione} < 10000$ abitanti ($M_{1,2} = 81$; $N_{1,2} = 74434$)
 - sottostrato 1.3: comuni con popolazione <1000 abitanti ($M_{1,2} = 87$; $N_{1,3} = 19592$)
- ❖ per lo strato 2:
 - sottostrato 2.1: comuni con popolazione >10000 abitanti ($M_{2,1} = 21$; $N_{2,1} = 201557$)
 - sottostrato 2.1: comuni con popolazione <10000 abitanti ($M_{2,2} = 112$; $N_{2,2} = 113615$).

La substratificazione si basa sulla necessità di garantire che i comuni con maggiore popolazione residente (il cui numero è di molto inferiore a quello dei piccoli comuni) siano adeguatamente rappresentati nell'estrazione delle *PSU*; l'alternativa di ricorrere ad un'estrazione secondo lo schema della probabilità proporzionale alla popolazione (*pps*), d'altro canto, avrebbe favorito i grandi comuni conducendo a sotto campionare la popolazione residente nei piccoli comuni.

Si passa, dunque, a stimare il numero di *PSU* da campionare per ciascuno strato, utilizzando l'equazione [1] e utilizzando, sempre previa trasformazione logaritmica, i dati desunti dall'ultima campagna radon (in termini di media delle medie di comune e deviazione standard della distribuzione di tali medie):

- ❖ strato 1: $GM=45 \text{ Bq m}^{-3}$ da cui $\ln(GM)=3.8$; $GSD=1.42$ da cui $S=\ln(GSD)=0.35$
- ❖ strato 2: $GM=30 \text{ Bq m}^{-3}$ da cui $\ln(GM)=3.4$; $GSD=1.31$ da cui $S=\ln(GSD)=0.27$.

Per $d=0.15 \ln(\text{Bq m}^{-3})$, $z_\alpha = 1.96$ ($\alpha=0.05$) e conoscendo il numero totale di comuni nei due strati ($M_1=172$; $M_2=133$), si ottiene $m_1 = 19$ (strato 1) e $m_2 = 11$ (strato 2). Abbiamo scelto di forzare la dimensione del campione a 20 comuni per lo strato 1 e 10 per lo strato 2, ottenendo i seguenti intervalli di confidenza per GM ($\alpha=0.05$):

- ❖ strato 1: $[51.4 \div 39.6] \text{ Bq m}^{-3}$, con $m_1=20$; $d=0.14$; $z_\alpha=1.96$
- ❖ strato 2: $[33.8 \div 26.6] \text{ Bq m}^{-3}$, con $m_2=10$; $d=0.16$; $z_\alpha=1.96$

Di conseguenza, otteniamo una dimensione campionaria media per ogni comune (pari al rapporto n/m) di 17.5 per lo strato 1 e 15 per lo strato 2.

Fissato m per entrambi gli strati, il prossimo passo è la determinazione del numero di *PSU* (comuni) da campionare in ciascun sottostrato. Abbiamo seguito il criterio di allocazione di *Neyman* (Malec, 2000), che prende in considerazione sia la popolazione dello strato (N_h) che la variabilità attesa entro lo strato (S_h , stimata dai dati della precedente campagna radon):

$$m_h = m \frac{N_h S_h}{\sum_{k=1}^K N_h S_h} \quad [3]$$

lo stesso criterio allocativo ha condotto alla determinazione della dimensione campionaria complessiva di abitazioni da selezionare all'interno di ciascun sottostrato ($n_{x,x}$); i risultati sono riportati di seguito: ($f = n_{x,x}/N_{x,x}$ è la *sampling fraction* del generico sottostrato x,x):

- ❖ **strato 1:**
 - sottostrato 1.1: $m_{1,1} = 4$ $n_{1,1} = 100$ $f = 1/499$

- sottostrato 1.2: $m_{1.2} = 12$ $n_{1.2} = 200$ $f = 1/372$
- sottostrato 1.3: $m_{1.3} = 4$ $n_{1.3} = 50$ $f = 1/389$

❖ **strato 2:**

- sottostrato 2.1: $m_{2.1} = 6$ $n_{2.1} = 96$ $f = 1/2102$
- sottostrato 2.2: $m_{2.2} = 4$ $n_{2.2} = 54$ $f = 1/2099$.

Il passo successivo è quello di distribuire il campione di n abitazioni tra gli m comuni di ciascun sottostrato; tale operazione va fatta tenendo conto delle peculiarità di ciascuno strato; per esempio, nel campione di comuni dello strato 1.1., nel quale sono inclusi tutti e quattro i comuni che lo compongono, il numero $n_{1.1}$ di abitazioni (LU) da campionare (n_{LU}) viene determinato moltiplicando la *sampling fraction* ($1/499$) per il numero complessivo di abitazioni residenziali (famiglie) di ciascun comune (Czaja, 2000):

L'Aquila (63121 ab. 23278 famiglie, $n_{LU} = 23278/499 = 47$)
 Avezzano (36585 ab. 13249 famiglie, $n_{LU} = 13249/499 = 27$)
 Sulmona (25149 ab. 9146 famiglie, $n_{LU} = 9146/499 = 18$)
 Celano (10978 ab. 4183 famiglie, $n_{LU} = 4183/499 = 8$).

Le *PSU* negli strati 1.2 e 1.3 sono state selezionate mediante uno schema con probabilità proporzionale alla dimensione (*pps*), di conseguenza i dodici comuni scelti nello strato 1.1 e i 4 nello strato 1.2 è probabile siano tra i più popolosi. Pertanto, la numerosità delle LU in quelle *PSU* deve essere la stessa, in particolare sarà uguale al rapporto $n_{1.x}/m_{1.x}$ (Shimizu, 2000):

sottostrato 1.2: $m_{1.2} = 12$ $n_{1.2} = 200$; $n_{LU} = n_{1.2}/m_{1.2} = 16.7$
 sottostrato 1.3: $m_{1.3} = 4$ $n_{1.3} = 50$; $n_{LU} = n_{1.2}/m_{1.2} = 12.5$

Ai valori di n_{LU} sopra riportati andrà applicato il fattore correttivo per popolazione finita $(1+n/N)^{-1}$ (Barnett, 2004), che ridurrà i suddetti valori per i comuni con bassa popolazione.

Lo stesso criterio è stato adottato per gli strati 2.1 e 2.2:

sottostrato 2.1: $m_{2.1} = 6$ $n_{2.1} = 96$; $n_{LU} = n_{1.2}/m_{1.2} = 16$
 sottostrato 2.2: $m_{2.2} = 4$ $n_{2.2} = 54$; $n_{LU} = n_{1.2}/m_{1.2} = 13.5$

Campionando le *PSU* con probabilità proporzionale alla dimensione, come sopra, troviamo che la città di Pescara (la più popolosa in Abruzzo) appare certa di essere selezionata, pertanto la sua dimensione campionaria sarà una frazione di $n_{2.1} = 96$ pari al rapporto tra le famiglie residenti in Pescara e quelle residenti nell'intero sottostrato 2.1, ovvero $43285/201557 = 21$. Il numero di LU nelle rimanenti 5 *PSU* dello strato sarà pari a $(96-21)/5 = 15$. Ciò rende il campione *self-weighting* (Shimizu, 2000).

Infine, nello strato 2.2 non ci sono *PSU* "certe" di finire nel campione, così la numerosità delle LU nei quattro comuni da selezionare (via *pps*) sarà la stessa: $54/4=13.5$ (senza considerare la riduzione dovuta all'applicazione del fattore correttivo per popolazione finita).

In ciascun comune la selezione delle LU è di tipo casuale semplice dagli elenchi anagrafici comunali.

LA STRUTTURA DELL'INFERENZA STATISTICA

La stima campionaria della media e della sua varianza delle concentrazioni di radon (dopo trasformazione logaritmica) per i 30 comuni selezionati è immediata:

$$\bar{z}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} z_{ji} \quad [4]$$

$$\hat{V}(\bar{z}_i) = \frac{1}{n_i(n_i - 1)} \sum_{j=1}^{n_i} (z_{ji} - \bar{z}_i)^2 \quad [5]$$

dove z_{ji} il logaritmo naturale della concentrazione di radon misurata nella j -esima abitazione nello i -esimo comune. Noti \bar{z}_i e $\hat{V}(\bar{z}_i)$ è immediato ricavare media (GM) e deviazione standard geometrica (GSD).

Per quanto riguarda la stima campionaria dei parametri delle popolazioni di riferimento (nel dominio logaritmico) per ciascuno strato o sottostrato e per la regione Abruzzo nel suo complesso,

la struttura del piano di campionamento, particolarmente complessa, impone l'utilizzo di specifiche relazioni riportate nella tabella che segue (il significato dei simboli è specificato nelle pagine precedenti). Naturalmente GM e GSD saranno ottenute previa trasformazione antilogaritmica.

Tabella 1 La struttura dell'inferenza statistica per ciascuno strato/sottostrato e per l'intera regione.

strato	media	varianza della media	Rif.
1.1	$\bar{z}_{1.1} = \frac{1}{n_{1.1}} \sum_{j=1}^{m_{1.1}} z_{ji}$	$\hat{V}(\bar{z}_{1.1}) = \frac{(N_{1.1} - n_{1.1})}{N_{1.1} n_{1.1} (n_{1.1} - 1)} \sum_{j=1}^{n_i} (z_{ji} - \bar{z}_{1.1})^2$	(*)
1.2 1.3 2.1 2.2	$\bar{z}_{x.x} = \frac{1}{m_{x.x}} \sum_{i=1}^{m_{x.x}} \frac{z_{ij}}{n_i}$	$\hat{V}(\bar{z}_{x.x}) = \frac{1}{N_{x.x}^2 m_{x.x}} \sum_{i=1}^{m_{x.x}} \frac{(1 - m_{x.x} n_i / N_{x.x})}{(1 - m_{x.x} N_i / N_{x.x})} \left(\frac{z'_i}{m_{x.x} N_i / N_{x.x}} - z' \right)^2 +$ $+ \frac{1}{N_{x.x}^2 m_{x.x}} \sum_{i=1}^{m_{x.x}} \frac{N_{x.x} N_i (N_i^2 - n_i)}{m_{x.x} n_i N_i} \left(\sum_i \frac{(z_{ij} - z'_i / n_i)}{n_i - 1} \right)$ dove: $z'_i = \frac{N_i}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} z_{ij}$; $z' = \frac{1}{m_{x.x}} \sum_{i=1}^{m_{x.x}} \frac{N_i z'_i}{n_i}$	(**)
1, 0	$\bar{z}_x = \sum_{h=1}^H \frac{N_{x,h} \bar{z}_{x,h}}{N_x}$	$\hat{V}(\bar{z}_x) = \sum_{h=1}^H \left(\frac{N_{x,h}}{N_x} \right)^2 \left(1 - \frac{n_{x,h}}{N_x} \right) \hat{V}(\bar{z}_{x,h})$	(***)
Abruzzo	$\bar{z} = \sum_{l=1}^2 \frac{N_l \bar{z}_l}{N}$	$\hat{V}(\bar{z}) = \sum_{l=1}^2 \left(\frac{N_l}{N} \right)^2 \left(1 - \frac{n_l}{N} \right) \hat{V}(\bar{z}_l)$	

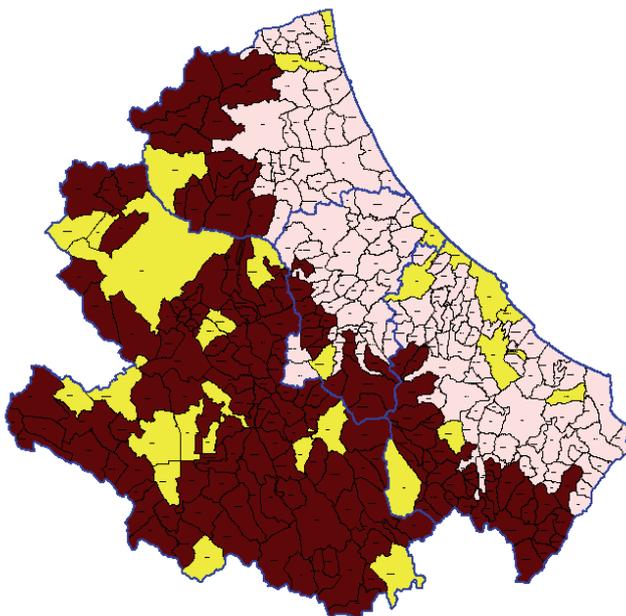
Legenda:

(*) eps/wr: le abitazioni (LU) in questo strato sono state estratte con uguale probabilità (*equal probability sampling – eps*) senza reimbussolamento (*without replacement – wr*); (Shimizu, 2000)

(**) pps/wr: I comuni (PSU) nello strato sono stati selezionati secondo lo schema pps senza reimbussolamento (wr); (Shimizu, 2000)

(***) Malec, 2000.

Figura 1 - Territori comunali selezionati per l'indagine (in giallo).



I restanti comuni dello strato 1 (Appennino) sono in colore scuro, mentre i comuni dello strato 2 (collina e litorale) sono in colore chiaro.

RISULTATI

La campagna di misure, avviata nella primavera del 2009, è prossima alla conclusione. Notevoli problemi e ritardi ha causato il sisma dell'aprile 2009, che ha interessato L'Aquila e altri 6 piccoli comuni tra i 30 selezionati per l'indagine.

Nella tabella che segue riportiamo l'elenco dei comuni appartenenti al campione selezionato per ciascuno strato, specificando la provincia di appartenenza e la popolazione residente (censimento del 2001); per i comuni nei quali la campagna di misure è terminata, sono riportate anche alcune statistiche di base (media aritmetica AM, deviazione standard SD, media e deviazione standard geometrica GM e GSD, valori massimo e minimo).

Tra i risultati, emergono valori medi comunali (AM) che si attestano prevalentemente tra 34 e 55 Bq m⁻³ nella zona appenninica e tra 25 e 35 Bq m⁻³ nella zona litoranea, dati che inducono a stime preliminari del valore medio regionale non superiori a 40 Bq m⁻³, dunque significativamente inferiori ai 60 Bq m⁻³ stimati dall'indagine nazionale radon dei primi anni 90. Questa conclusione non deve sorprendere, in quanto quell'indagine, finalizzata a stimare un valore medio rappresentativo a livello nazionale, non era idonea a fornire stime accurate a livello regionale, soprattutto nei casi in cui la numerosità complessiva del campione era ridotta (in Abruzzo circa 100 abitazioni distribuite in soli 7 comuni, quasi tutti appartenenti all'area interna appenninica).

Dalla lettura della tabella emergono anche valori di GSD inferiori alle attese, soprattutto nei comuni della zona appenninica (strato 1). Dai dati della precedente campagna, infatti, il valore tipico della GSD comunale per lo strato 1 era di 2.2 (1.9 per lo strato 2), laddove solo in una minoranza dei casi (3 su 12) il valore sperimentale è risultato prossimo o superiore a tale stima, risultando anche notevolmente inferiore negli altri.

Tabella 2 - Comuni selezionati per l'indagine radon.

Comune	prov.	strato	pop.	n.	AM (Bq m ⁻³)	SD (Bq m ⁻³)	GM (Bq m ⁻³)	GSD (Bq m ⁻³)	MAX (Bq m ⁻³)	MIN (Bq m ⁻³)
L'Aquila	AQ	1.1	63121	47
Avezzano	AQ	1.1	36585	27
Sulmona	AQ	1.1	25149	18	41.4	31.8	34.3	1.81	149	16
Celano	AQ	1.1	10978	15	55.3	45.3	45.7	1.80	205	19
Castel di Sangro	AQ	1.2	5652	16	38.1	15.2	35.4	1.48	66	18
Luco dei Marsi	AQ	1.2	5540	17	46.1	34.4	39.4	1.69	167	20
Magliano de' M.	AQ	1.2	3534	17	37.8	17.9	34.1	1.59	105	16
Balsorano	AQ	1.2	3705	17	87.9	167.1	46.5	2.53	721	18
Tocco da Cas.	PE	1.2	2767	14	33.9	14.4	31.3	1.51	62	17
Cerchio	AQ	1.2	1668	16	45.1	24.3	40.3	1.61	106	20
Sante Marie	AQ	1.2	1340	16	54.1	94.8	33.5	2.17	407	13
Crognaleto	TE	1.2	1549	16	57.0	43.9	45.2	2.01	172	17
Cagnano Amit.	AQ	1.2	1509	16
Bugnara	AQ	1.2	1037	16
Palena	CH	1.2	1478	16
Gessopalena	CH	1.2	1694	16
Prata d'Ansid.	AQ	1.3	546	12
Castel del Monte	AQ	1.3	528	12	39.8	13.1	37.6	1.43	58	21
Fagnano Alto	AQ	1.3	445	8	100.0	142.3	54.1	3.08	444	14
Barete	AQ	1.3	633	12
Pescara	PE	2.1	116286	21
Chieti	CH	2.1	52486	15
Ortona	CH	2.1	22694	16	35.0	21.5	29.4	1.83	77	12
Lanciano	CH	2.1	35798	15	47.0	54.0	34.6	2.04	230	14
FrancaVilla al M.	CH	2.1	22883	15	23.6	8.3	22.3	1.42	58	13
Martinsicuro	TE	2.1	13428	15	37.9	38.4	27.2	2.16	128	10
S. Maria Imbaro	CH	2.2	1735	13	25.2	15.4	21.5	1.79	64	9
Sant'Omero	TE	2.2	5274	14
S. Vito Chietino	CH	2.2	4901	14
Pollutri	CH	2.2	2345	13

La GSD è un parametro critico nella stima della percentuale di abitazioni con livelli di radon superiori ad un determinato valore di soglia, tradizionalmente effettuata assumendo un'ipotesi distributiva di tipo lognormale (Miles, 1998); l'applicazione di tale approccio a livello comunale, con numerosità campionarie spesso modeste, rende preferibile l'adozione di stime robuste della GSD, utilizzando schemi inferenziali suggeriti da alcuni autori (Appleton e Miles, 2005; Murphy e Organo, 2008).

CONCLUSIONI

L'adozione di uno schema di campionamento stratificato e multistadio, rappresentativo della popolazione, può costituire una valida ed economica alternativa a campagne di misura che coinvolgano tutti i comuni di una regione, in particolare negli step iniziali di un processo di mappatura del radon funzionale all'individuazione di eventuali *radon-prone areas* ai sensi dell'art. 10-sexies del D.Lgs 241/2000. In Abruzzo, una campagna di misure progettata in tal modo, prossima alla conclusione, consentirà una revisione sostanziale del valore medio di esposizione residenziale al radon basato sui risultati dell'indagine nazionale radon dei primi anni 90.

Per quanto concerne l'estensione a tutto il territorio regionale di un livello di conoscenza del fenomeno radon adeguato all'individuazione delle *radon-prone areas*, una possibile strategia, senza escludere l'effettuazione di ulteriori indagini campionarie, è quella di recuperare le informazioni raccolte nelle precedenti campagne regionali di misura del radon, mediante l'implementazione di modelli statistici opportunamente tarati con i dati dell'ultima indagine e capaci di utilizzare informazioni di tipo geologico e geochimico (Nissi *et al.*, 2012).

Bibliografia

- Barnett V. *Environmental Statistics*, 2004 John Wiley & Sons.
- Bohicchio F., G. Campos Venuti, C. Nuccetelli, S. Piermattei, S. Risica, L. Tommasino, G. Torri, *Results of the representative italian national survey on radon indoors*, 1996 Health Phys. 71(5), 741-748.
- Bohicchio F., *Radon epidemiology and nuclear track detectors: Methods, results and perspectives*, 2005 Rad. Meas. 40, 177-190.
- Bohicchio F. *The radon issue: Considerations on regulatory approaches and exposure evaluations on the basis of recent epidemiological results*, 2008 Appl. Radiat. Isot. 66, 1561-1566.
- Czaja R. *Sampling with probability proportional to size*, 2000, in Encyclopedia of Biostatistics, Armitage and Colton editors, John Wiley & Sons.
- Malec D. *Stratified sampling, allocation in*, 2000, in Encyclopedia of Biostatistics, Armitage and Colton editors, John Wiley & Sons.
- Marcinowski F., Lucas R. M., Yeager W. M. *National and regional distributions of airborne radon concentrations in U.S. homes*, 1994, Health Phys. 66, 699-706.
- Miles J., *Mapping radon-prone areas by lognormal modeling of house radon data*, 1998, Health Phys. 74(3), 370-378
- Miles J., Appleton J.D., *Mapping variation in radon potential both between and within geological units*, 2005, J. Radiol. Prot. 25: 257-276.
- Ministero della Salute, *Piano Nazionale Radon*, 2002.
- Murphy P., Organo C.A., *Comparative study of lognormal, gamma and beta modelling in radon mapping with recommendations regarding bias, sample sizes and the treatment of outliers*, 2008, J. Radiol. Prot., 28: 293-302.
- Nikolopoulos D, Louizi A, Koukoulidou V, Serefoglou A, Georgiou E, Ntalles K, Proukakis C. *Radon survey in Greece—risk assessment*, 2002, J. Environ. Radioact. 63:173-186.
- Nissi E., Sarra A., Palermi S., *Radon level in dwellings and uranium content in soil in the Abruzzo region: a preliminary investigation by Geographically Weighted Regression*, 2012, in Di Ciaccio *et al.*(editors), *Advanced Statistical Methods for the Analysis of Large Data-Sets*, Springer. 484 p.
- Palermi S., Pasculli A. *Radon Mapping In Abruzzo, Italy*, 2008, Proceedings of 4th Canadian Conference on Geohazards: From Causes to Management, Presse de l'Université Laval, Québec, 594 p.
- Quindos L.S., Fernandez P.L., Soto J. *National survey on indoor radon in Spain*, 1991 Environ. Int. 17:449-453.
- Shimizu I. *Multistage sampling*, 2000, in Encyclopedia of Biostatistics, Armitage and Colton editors, John Wiley & Sons.