

**TRATTAMENTO DEI RIFIUTI IN CAMPANIA:  
IMPATTO SULLA SALUTE UMANA**

Studio di correlazione tra rischio ambientale da rifiuti,  
mortalità e malformazioni congenite



## **CURATORI DEL RAPPORTO**

Marco Martuzzi (*Organizzazione Mondiale della Sanità*)

Fabrizio Bianchi (*Consiglio Nazionale delle Ricerche*)

Pietro Comba (*Istituto Superiore di Sanità*)

Lucia Fazzo (*Istituto Superiore di Sanità*)

Fabrizio Minichilli (*Consiglio Nazionale delle Ricerche*)

Francesco Mitis (*Organizzazione Mondiale della Sanità*)

## **AUTORI DEL RAPPORTO**

### **Gruppo indicatore ambientale**

*Dipartimento della Protezione Civile – Presidenza del Consiglio dei Ministri*

Marco Leonardi, Luisa Madeo, Maria Giovanna Martini, Marzia Matteucci

*Istituto Superiore di Sanità, Dipartimento di Ambiente e Connessa*

*Prevenzione Primaria:*

Stefania Trinca, Luciana Cossa, Cinzia Carboni, Pietro Comba, Lucia Fazzo  
(*Reparto di Epidemiologia Ambientale*);

Loredana Musmeci, Mirella Bellino, Fabrizio Falleni, Augusta Piccardi  
(*Reparto Suolo e Rifiuti*)

*ARPA Campania:*

Massimo Menegozzo, Gabriella Andrisani, Marinella Vito

*Organizzazione Mondiale della Sanità:*

Marco Martuzzi, Francesco Mitis

*Consiglio Nazionale delle Ricerche*

Fabrizio Bianchi, Fabrizio Minichilli

### **Gruppo analisi correlazione ambiente e salute**

*Organizzazione Mondiale della Sanità:*

Marco Martuzzi, Francesco Mitis

*Consiglio Nazionale delle Ricerche:*

Fabrizio Bianchi, Fabrizio Minichilli

*Istituto Superiore di Sanità:*

Pietro Comba, Stefano Belli, Lucia Fazzo

*Osservatorio Epidemiologico della Regione Campania:*

Renato Pizzuti, Lucia Martina, Michele Santoro

### **ORGANISMI PARTECIPANTI**

Organizzazione Mondiale della Sanità – Centro Europeo Ambiente e Salute (OMS), Roma

Istituto Superiore di Sanità (ISS), Roma

Sezione di Epidemiologia e Ricerca sui Servizi Sanitari, Istituto di Fisiologia Clinica - Consiglio Nazionale delle Ricerche (CNR), Pisa

Osservatorio Epidemiologico della Regione Campania (OER)  
ARPA Campania

Dipartimento della Protezione Civile – Presidenza del Consiglio dei Ministri

### **IL GRUPPO DI LAVORO IMPATTO SANITARIO DEL CICLO DEI RIFIUTI IN CAMPANIA È COSTITUITO DA:**

#### *Organizzazione Mondiale della Sanità*

Roberto Bertollini, Marco Martuzzi, Francesco Mitis

#### *Istituto Superiore di Sanità*

Stefano Belli, Mirella Bellino, Cinzia Carboni, Pietro Comba, Luciana Cossa, Paola De Nardo, Fabrizio Falleni, Lucia Fazzo, Loredana Musmeci, Augusta Piccardi, Stefania Trinca

#### *Consiglio Nazionale delle Ricerche*

Fabrizio Bianchi, Liliana Cori, Nunzia Linzalone, Fabrizio Minichilli, Anna Pierini

#### *Osservatorio Epidemiologico della Regione Campania*

Lucia Martina, Renato Pizzuti, Michele Santoro

#### *Dipartimento della Protezione Civile – Presidenza del Consiglio dei Ministri*

Marco Leonardi, Luisa Madeo, Giovanna Martini, Marzia Matteucci

#### *ARPA Campania*

Massimo Menegozzo, Gabriella Andrisani, Marinella Vito

Crescenzo Bove (*Servizio Epidemiologia e Prevenzione ASL Caserta 1*)

Angelo D'Argenzio (*Servizio Epidemiologia e Prevenzione ASL Caserta 2*)

Andrea Simonetti (*Servizio Epidemiologia e Prevenzione ASL Napoli 1*)

Antonino Parlato (*Servizio Epidemiologia e Prevenzione ASL Napoli 2*)

Filomena Peluso (*Servizio Epidemiologia e Prevenzione ASL Napoli 3*)

Raffaele Palombino (*Servizio Epidemiologia e Prevenzione ASL Napoli 4*)

Francesco Giugliano (*Servizio Epidemiologia e Prevenzione ASL Napoli 5*)

Mario Fusco (*Registro Tumori, ASL Napoli 4*)

Simona Menegozzo (*Registro Mesoteliomi della Campania*)

Gioacchino Scarano (*Registro Regionale Difetti Congeniti*)

Michele Buonomo, Anna Savarese (*Legambiente Campania*)

### **RINGRAZIAMENTI**

Si ringraziano Manuela Zingales e Cristina Fumo (Organizzazione Mondiale della Sanità) per la preziosa collaborazione allo svolgimento dello studio.

## INDICE

<b>1</b>	<b>INTRODUZIONE .....</b>	<b>1</b>
1.1	IL CONTESTO DELLO STUDIO .....	1
1.2	I PRECEDENTI STUDI SANITARI .....	2
1.3	OBIETTIVI DEL PRESENTE STUDIO .....	3
<b>2</b>	<b>MATERIALI E METODI.....</b>	<b>7</b>
2.1	DEFINIZIONE DELLA GEOGRAFIA .....	7
2.2	DATI DI POPOLAZIONE.....	7
2.3	DATI SANITARI .....	7
2.3.1	<i>Mortalità.....</i>	<i>7</i>
2.3.2	<i>Malformazioni congenite.....</i>	<i>8</i>
2.4	INDICE DI DEPRIVAZIONE SOCIOECONOMICA .....	9
2.5	CLUSTER ANALYSIS.....	10
2.6	INDICE DI PRESSIONE AMBIENTALE DA SMALTIMENTO RIFIUTI .....	12
2.6.1	<i>Materiali .....</i>	<i>13</i>
2.6.2	<i>Validazione dei dati, reclutamento e selezione dei siti per lo studio .....</i>	<i>13</i>
2.6.3	<i>Assegnazione di un indice di pericolosità a ciascun sito .....</i>	<i>13</i>
2.6.4	<i>Assegnazione di un indice di pericolosità a ogni area di impatto .....</i>	<i>14</i>
2.6.5	<i>Assegnazione di indici di pericolosità e di pressione ambientale a ogni comune.....</i>	<i>15</i>
2.6.6	<i>Impiego dell'IR nello studio di correlazione geografica .....</i>	<i>16</i>
2.7	ANALISI BAYESIANA .....	17
2.8	ANALISI DI REGRESSIONE DI POISSON .....	20
2.9	STRUMENTI INFORMATICI .....	22
<b>3</b>	<b>RISULTATI .....</b>	<b>25</b>
3.1	INDICE DI PRESSIONE AMBIENTALE DA SMALTIMENTO RIFIUTI E INDICE DI DEPRIVAZIONE SOCIOECONOMICA .....	25
3.2	MORTALITÀ: CLUSTER ANALYSIS .....	26
3.2.1	<i>Tumore di trachea, bronchi e polmoni .....</i>	<i>27</i>
3.2.2	<i>Tumore del fegato e dei dotti biliari .....</i>	<i>27</i>
3.2.3	<i>Tumore dello stomaco .....</i>	<i>28</i>
3.2.4	<i>Tumore della vescica.....</i>	<i>28</i>
3.2.5	<i>Tumore del rene.....</i>	<i>28</i>
3.2.6	<i>Sarcomi dei tessuti molli .....</i>	<i>28</i>
3.2.7	<i>Linfomi non Hodgkin.....</i>	<i>28</i>
3.3	MORTALITÀ: ANALISI BAYESIANA .....	29
3.3.1	<i>Mortalità generale.....</i>	<i>29</i>
3.3.2	<i>Tutti i tumori.....</i>	<i>30</i>
3.3.3	<i>Tumore di trachea, bronchi e polmoni .....</i>	<i>31</i>
3.3.4	<i>Tumore del fegato e dei dotti biliari .....</i>	<i>32</i>
3.3.5	<i>Tumore dello stomaco .....</i>	<i>34</i>
3.3.6	<i>Tumore della vescica.....</i>	<i>35</i>
3.3.7	<i>Tumore del rene.....</i>	<i>36</i>
3.3.8	<i>Sarcomi dei tessuti molli .....</i>	<i>36</i>
3.3.9	<i>Linfomi non Hodgkin.....</i>	<i>37</i>
3.4	MORTALITÀ: REGRESSIONE DI POISSON.....	38
3.4.1	<i>Mortalità generale.....</i>	<i>38</i>
3.4.2	<i>Tutti i tumori.....</i>	<i>39</i>
3.4.3	<i>Tumore di trachea, bronchi e polmoni .....</i>	<i>40</i>
3.4.4	<i>Tumore del fegato e dei dotti biliari .....</i>	<i>41</i>
3.4.5	<i>Tumore dello stomaco .....</i>	<i>42</i>
3.4.6	<i>Tumore della vescica.....</i>	<i>44</i>
3.4.7	<i>Tumore del rene.....</i>	<i>45</i>
3.4.8	<i>Sarcomi dei tessuti molli .....</i>	<i>46</i>
3.4.9	<i>Linfomi non Hodgkin.....</i>	<i>47</i>
3.5	MALFORMAZIONI CONGENITE: CLUSTER ANALYSIS .....	47
3.5.1	<i>Malformazioni congenite totali .....</i>	<i>47</i>

3.5.2	<i>Malformazioni congenite del sistema nervoso.....</i>	48
3.5.3	<i>Difetti del tubo neurale.....</i>	48
3.5.4	<i>Malformazioni congenite cardiovascolari.....</i>	48
3.5.5	<i>Malformazioni congenite palatolabbro.....</i>	48
3.5.6	<i>Malformazioni congenite dell'apparato digerente.....</i>	49
3.5.7	<i>Malformazioni congenite dei genitali esterni.....</i>	49
3.5.8	<i>Ipospadi.....</i>	49
3.5.9	<i>Malformazioni congenite dell'apparato urogenitale.....</i>	49
3.5.10	<i>Malformazioni congenite muscolo-scheletriche.....</i>	49
3.5.11	<i>Malformazioni congenite degli arti.....</i>	49
3.5.12	<i>Malformazioni congenite cromosomiche.....</i>	50
3.6	<b>MALFORMAZIONI CONGENITE: ANALISI BAYESIANA.....</b>	50
3.6.1	<i>Malformazioni congenite totali.....</i>	50
3.6.2	<i>Malformazioni congenite del sistema nervoso.....</i>	50
3.6.3	<i>Difetti del tubo neurale.....</i>	52
3.6.4	<i>Malformazioni congenite cardiovascolari.....</i>	52
3.6.5	<i>Malformazioni congenite palatolabbro.....</i>	53
3.6.6	<i>Malformazioni congenite dell'apparato digerente.....</i>	54
3.6.7	<i>Malformazioni congenite dei genitali esterni.....</i>	54
3.6.8	<i>Ipospadi.....</i>	55
3.6.9	<i>Malformazioni congenite dell'apparato urogenitale.....</i>	56
3.6.10	<i>Malformazioni congenite muscolo-scheletriche.....</i>	57
3.6.11	<i>Malformazioni congenite degli arti.....</i>	57
3.6.12	<i>Malformazioni congenite cromosomiche.....</i>	58
3.7	<b>MALFORMAZIONI CONGENITE: REGRESSIONE DI POISSON.....</b>	59
3.7.1	<i>Malformazioni congenite totali.....</i>	59
3.7.2	<i>Malformazioni congenite del sistema nervoso.....</i>	59
3.7.3	<i>Difetti del tubo neurale.....</i>	60
3.7.4	<i>Malformazioni congenite cardiovascolari.....</i>	60
3.7.5	<i>Malformazioni congenite palatolabbro.....</i>	61
3.7.6	<i>Malformazioni congenite dell'apparato digerente.....</i>	62
3.7.7	<i>Malformazioni congenite dei genitali esterni.....</i>	62
3.7.8	<i>Ipospadi.....</i>	63
3.7.9	<i>Malformazioni congenite dell'apparato urogenitale.....</i>	63
3.7.10	<i>Malformazioni congenite muscolo-scheletriche.....</i>	64
3.7.11	<i>Malformazioni congenite degli arti.....</i>	64
3.7.12	<i>Malformazioni congenite cromosomiche.....</i>	64
<b>4</b>	<b>DISCUSSIONE.....</b>	<b>67</b>
4.1	<i>QUALITÀ DEI DATI.....</i>	67
4.2	<i>ANALISI DESCRITTIVE.....</i>	67
4.3	<i>STUDIO DI CORRELAZIONE: MORTALITÀ.....</i>	69
4.4	<i>STUDIO DI CORRELAZIONE: MALFORMAZIONI CONGENITE.....</i>	71
4.5	<i>RIFIUTI E SALUTE: ASSOCIAZIONE CAUSALE?.....</i>	72
4.6	<i>IMPLICAZIONI DI POLICY.....</i>	73
<b>5</b>	<b>BIBLIOGRAFIA.....</b>	<b>75</b>

## INDICE DELLE TABELLE

TABELLA 1. CAUSE DI MORTE ANALIZZATE E CODICI ICD IX.....	7
TABELLA 2. MALFORMAZIONI CONGENITE ANALIZZATE E CODICI ICD IX E ICD X.....	8
TABELLA 3. ESEMPIO DI RISULTATI OTTENUTI CON LA <i>CLUSTER ANALYSIS</i> .....	12
TABELLA 4. INDICE DI PERICOLOSITÀ PER TIPOLOGIA DI SMALTIMENTO/TRATTAMENTO E/O ABBANDONO DEI RIFIUTI..	14
TABELLA 5. ESEMPIO DI RISULTATI OTTENUTI CON L' ANALISI BAYESIANA.....	19
TABELLA 6. ESEMPIO DI RISULTATI COMUNALI OTTENUTI CON L' ANALISI BAYESIANA.....	20
TABELLA 7. ESEMPIO DI RISULTATI OTTENUTI CON LA REGRESSIONE DI POISSON.....	22
TABELLA 8. ANALISI BAYESIANA: MORTALITÀ GENERALE, UOMINI, 1994-2001*.....	29
TABELLA 9. ANALISI BAYESIANA: MORTALITÀ GENERALE, DONNE, 1994-2001*.....	30
TABELLA 10. ANALISI BAYESIANA: TUTTI I TUMORI, UOMINI, 1994-2001*.....	30
TABELLA 11. ANALISI BAYESIANA: TUTTI I TUMORI, DONNE, 1994-2001*.....	31
TABELLA 12. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DI TRACHEA, BRONCHI E POLMONI, UOMINI, 1994-2001*.....	32
TABELLA 13. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DI TRACHEA, BRONCHI E POLMONI, DONNE, 1994-2001*.....	32
TABELLA 14. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DEL FEGATO E DEI DOTTI BILIARI, UOMINI, 1994-2001*.....	33
TABELLA 15. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DEL FEGATO E DEI DOTTI BILIARI, DONNE, 1994-2001*.....	33
TABELLA 16. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DELLO STOMACO, UOMINI, 1994-2001*.....	34
TABELLA 17. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DELLO STOMACO, DONNE, 1994-2001*.....	34
TABELLA 18. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DELLA VESCICA, UOMINI, 1994-2001*.....	35
TABELLA 19. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DELLA VESCICA, DONNE, 1994-2001*.....	35
TABELLA 20. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DEL RENE, UOMINI, 1994-2001*.....	36
TABELLA 21. ANALISI BAYESIANA: TUMORI DEL RENE, DONNE, 1994-2001*.....	36
TABELLA 22. ANALISI BAYESIANA: SARCOMI DEI TESSUTI MOLLI, UOMINI, 1994-2001*.....	37
TABELLA 23. ANALISI BAYESIANA: SARCOMI DEI TESSUTI MOLLI, DONNE, 1994-2001*.....	37
TABELLA 24. ANALISI BAYESIANA: LINFOMI NON HODGKIN, UOMINI, 1994-2001*.....	38
TABELLA 25. ANALISI BAYESIANA: LINFOMI NON HODGKIN, DONNE, 1994-2001*.....	38
TABELLA 26. REGRESSIONE DI POISSON: MORTALITÀ GENERALE, UOMINI, 1994-2001*.....	39
TABELLA 27. REGRESSIONE DI POISSON: MORTALITÀ GENERALE, DONNE, 1994-2001*.....	39
TABELLA 28. REGRESSIONE DI POISSON: TUTTI I TUMORI, UOMINI, 1994-2001*.....	40
TABELLA 29. REGRESSIONE DI POISSON: TUTTI I TUMORI, DONNE, 1994-2001*.....	40
TABELLA 30. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DI TRACHEA, BRONCHI E POLMONI, UOMINI, 1994-2001*.....	41
TABELLA 31. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DI TRACHEA, BRONCHI E POLMONI, DONNE, 1994-2001*.....	41
TABELLA 32. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DEL FEGATO E DEI DOTTI BILIARI, UOMINI, 1994-2001*.....	42
TABELLA 33. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DEL FEGATO E DEI DOTTI BILIARI, DONNE, 1994-2001*.....	42
TABELLA 34. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DELLO STOMACO, UOMINI, 1994-2001*.....	43
TABELLA 35. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DELLO STOMACO, DONNE, 1994-2001*.....	43
TABELLA 36. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DELLA VESCICA, UOMINI, 1994-2001*.....	44
TABELLA 37. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DELLA VESCICA, DONNE, 1994-2001*.....	44
TABELLA 38. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DEL RENE, UOMINI, 1994-2001*.....	45
TABELLA 39. REGRESSIONE DI POISSON: TUMORI DEL RENE, DONNE, 1994-2001*.....	45
TABELLA 40. REGRESSIONE DI POISSON: SARCOMI DEI TESSUTI MOLLI, UOMINI, 1994-2001*.....	46
TABELLA 41. REGRESSIONE DI POISSON: SARCOMI DEI TESSUTI MOLLI, DONNE, 1994-2001*.....	46
TABELLA 42. REGRESSIONE DI POISSON: LINFOMI NON HODGKIN, UOMINI, 1994-2001*.....	47
TABELLA 43. REGRESSIONE DI POISSON: LINFOMI NON HODGKIN, DONNE, 1994-2001*.....	47
TABELLA 44. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE TOTALI, 1996-2002*.....	50
TABELLA 45. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE DEL SISTEMA NERVOSO, 1996-2002*.....	51
TABELLA 46. ANALISI BAYESIANA: DIFETTI DEL TUBO NEURALE, 1996-2002*.....	52
TABELLA 47. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE CARDIOVASCOLARI, 1996-2002*.....	53
TABELLA 48. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE PALATOLABBRO, 1996-2002*.....	53
TABELLA 49. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE DELL' APPARATO DIGERENTE, 1996-2002*.....	54
TABELLA 50. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE DEI GENITALI ESTERNI, 1996-2002*.....	54
TABELLA 51. ANALISI BAYESIANA: IPOSPADIA, 1996-2002*.....	55
TABELLA 52. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE DELL' APPARATO UROGENITALE, 1996-2002*.....	56
TABELLA 53. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE MUSCOLO-SCHELETRICHE, 1996-2002*.....	57
TABELLA 54. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE DEGLI ARTI, 1996-2002*.....	57
TABELLA 55. ANALISI BAYESIANA: MALFORMAZIONI CONGENITE CROMOSOMICHE, 1996-2002*.....	58
TABELLA 56. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE TOTALI, 1996-2002*.....	59
TABELLA 57. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE DEL SISTEMA NERVOSO, 1996-2002*.....	60
TABELLA 58. REGRESSIONE DI POISSON: DIFETTI DEL TUBO NEURALE, 1996-2002*.....	60
TABELLA 59. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE CARDIOVASCOLARI, 1996-2002*.....	61
TABELLA 60. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE PALATOLABBRO, 1996-2002*.....	61
TABELLA 61. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE DELL' APPARATO DIGERENTE, 1996-2002*.....	62
TABELLA 62. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE DEI GENITALI ESTERNI, 1996-2002*.....	62
TABELLA 63. REGRESSIONE DI POISSON: IPOSPADIA, 1996-2002*.....	63
TABELLA 64. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE DELL' APPARATO UROGENITALE, 1996-2002*.....	63

TABELLA 65. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE MUSCOLO-SCHELETRICHE, 1996-2002* .....	64
TABELLA 66. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE DEGLI ARTI, 1996-2002* .....	64
TABELLA 67. REGRESSIONE DI POISSON: MALFORMAZIONI CONGENITE CROMOSOMICHE, 1996-2002* .....	65
TABELLA 68. MORTALITÀ GENERALE E MORTALITÀ PER TUTTI I TUMORI: PROPORZIONI DI COMUNI CHE PRESENTANO BMR>100 STATISTICAMENTE SIGNIFICATIVO SIA NEGLI UOMINI CHE NELLE DONNE, PER CLASSI DI IR .....	68
TABELLA 69. MORTALITÀ GENERALE E MORTALITÀ PER TUTTI I TUMORI: PROPORZIONI DI COMUNI CHE PRESENTANO BMR<100 STATISTICAMENTE SIGNIFICATIVO SIA NEGLI UOMINI CHE NELLE DONNE, PER CLASSI DI IR .....	68
TABELLA 70. REGRESSIONE DI POISSON - MORTALITÀ (1994-2001): ECCESSI DI RISCHIO PER I GRUPPI DI COMUNI CLASSIFICATI IN BASE ALL'INDICE DI PRESSIONE AMBIENTALE DA SMALTIMENTO RIFIUTI, UOMINI <sup>A</sup> .....	69
TABELLA 71. REGRESSIONE DI POISSON - MORTALITÀ (1994-2001): ECCESSI DI RISCHIO PER I GRUPPI DI COMUNI CLASSIFICATI IN BASE ALL'INDICE DI PRESSIONE AMBIENTALE DA SMALTIMENTO RIFIUTI, DONNE <sup>A</sup> .....	69
TABELLA 72. REGRESSIONE DI POISSON – MALFORMAZIONI CONGENITE (1996-2002): ECCESSI DI RISCHIO PER I GRUPPI DI COMUNI CLASSIFICATI IN BASE ALL'INDICE DI PRESSIONE AMBIENTALE DA SMALTIMENTO RIFIUTI <sup>A</sup> .....	71

## INDICE DELLE FIGURE

FIGURA 1. RISULTATI DELLO STUDIO DI FATTIBILITÀ: DISLOCAZIONE GEOGRAFICA DEI SITI DI SMALTIMENTO RIFIUTI (FIG. 1A) E COMUNI CON ECCESSI DI RISCHIO PER MORTALITÀ E MALFORMAZIONI CONGENITE (FIG. 1B) .....	3
FIGURA 2. ESEMPIO DI RISULTATI OTTENUTI CON LA <i>CLUSTER ANALYSIS</i> .....	12
FIGURA 3. AREE DI IMPATTO INFLUENZATE DA UNO O PIÙ SITI DI SMALTIMENTO RIFIUTI.....	15
FIGURA 4. CALCOLO DELLA POPOLAZIONE RESIDENTE NELLE AREE DI IMPATTO .....	15
FIGURA 5. ESEMPIO DI RISULTATI COMUNALI OTTENUTI CON L'ANALISI BAYESIANA.....	20
FIGURA 6. ESEMPIO DI RISULTATI OTTENUTI CON LA REGRESSIONE DI POISSON .....	22
FIGURA 7. PROVINCE DI NAPOLI E CASERTA: IR PER NATURAL BREAKS E QUINTILI AGGIUSTATI E ID.....	26
FIGURA 8. LA GERARCHIA DEI RIFIUTI .....	73

## APPENDICI

Appendice 1	Indice di deprivazione socioeconomica (ID) e indice comunale di esposizione a rifiuti (IR)
Appendice 2	Mortalità: analisi dei <i>cluster</i>
Appendice 3	Mortalità: analisi bayesiana
Appendice 4	Mortalità: regressione di Poisson
Appendice 5	Malformazioni congenite: analisi dei <i>cluster</i>
Appendice 6	Malformazioni congenite: analisi bayesiana
Appendice 7	Malformazioni congenite: regressione di Poisson
Appendice 8	Mortalità per cause non tumorali, analisi descrittiva - provincia di Caserta, 1994-2002
Appendice 9	Mortalità per cause non tumorali, analisi descrittiva - provincia di Napoli, 1994-2002
Appendice 10	Mortalità per cause non tumorali nelle province di Napoli e Caserta (1994-2002) – tavole sinottiche
Appendice 11	Mortalità per cause non tumorali: analisi di regressione di Poisson (1994-2001)



# 1 INTRODUZIONE

## 1.1 Il contesto dello studio

La Regione Campania dal 1994 è commissariata dal Governo per l'emergenza rifiuti. Una gestione pluriennale non sempre corretta dell'intero ciclo dei rifiuti, dei solidi urbani e speciali e le pratiche illegali legate a tali attività hanno determinato sul territorio un'elevata crisi ambientale. Nel 2000, riconoscendo tale situazione, è stato istituito il sito di interesse nazionale per le bonifiche "Litorale Domitio-Flegreo e Agro Aversano" comprendente il territorio di 61 comuni delle province di Napoli e Caserta, per la presenza diffusa di numerose discariche di rifiuti urbani e industriali. La situazione è progressivamente peggiorata e sono tuttora presenti sul territorio numerosi siti di smaltimento illegale di rifiuti, accompagnati in taluni casi da pratiche di incenerimento incontrollato. Il fenomeno è accompagnato da numerose controversie e da episodi di tensione sociale riguardo alle scelte di smaltimento e di trattamento dei rifiuti. Sono crescenti le preoccupazioni sui possibili effetti sanitari delle diverse pratiche di gestione dei rifiuti, che tra l'altro si aggiungono a quelli legati a pressioni ambientali di altra natura.

Dagli ultimi dati disponibili sulla gestione dei rifiuti in Campania, riguardo l'anno 2005, la produzione totale annua di rifiuti urbani risulta essere pari a 2.8 milioni tonnellate, a cui vanno aggiunti 4.3 milioni di tonnellate di rifiuti speciali (Agenzia per la Protezione dell'Ambiente e per i Servizi Tecnici & Osservatorio Nazionale sui Rifiuti, 2006).

Per quanto riguarda la raccolta differenziata, che porterebbe ad una riduzione della quantità di rifiuti da conferire negli impianti di smaltimento, la media regionale è del 12.9%, bene al di sotto della soglia minima prevista dal decreto legislativo 152/2006 (35%). Esistono però a livello comunale punte di eccellenza, come Atena Lucana (Salerno) dove la raccolta differenziata viene svolta per il 96% e gli altri nove comuni in cui la raccolta differenziata interessa fino al 68% dei rifiuti prodotti; tra questi compaiono sette comuni della provincia di Salerno (Rofrano, Giffoni Sei Casali, San Cipriano Picentino, Bellizzi, Montecorvino Rovella, Corsara, e Padula), uno solo delle province di Caserta (Santa Maria la Fossa) e Avellino (Baiano). A livello provinciale, Salerno ricicla il 22% dei rifiuti prodotti, mentre le province di Napoli e Caserta risultano essere quelle in cui si ricicla meno (10.2 e 11%, rispettivamente); nei capoluoghi di provincia la situazione è ancora peggiore (8.5% a Napoli e 5.9% a Caserta)(Legambiente Campania, 2006).

La gestione del ciclo dei rifiuti in questa regione è resa ancora più complessa dai forti interessi malavitosi su tali attività, che alimentano pratiche illegali sul territorio. Nel Rapporto Ecomafia di Legambiente del 2007 si ha un quadro di quanto queste siano presenti, in base ai risultati delle attività investigative delle Forze dell'Ordine e agli atti della magistratura. Nel solo 2006 sono state accertate 448 infrazioni, denunciate 422 persone, effettuati 175 sequestri, arrestate 31 persone; sono state sequestrate dalle Forze dell'Ordine 140 discariche abusive nel 2006 (erano 60 nel 2005 e negli ultimi anni le discariche illegali sono aumentate del 30%); frequenti atti malavitosi sono anche avvenuti tramite assalti a camion, poi incendiati, dei consorzi per la gestione dei rifiuti. Nella Relazione annuale della Direzione Antimafia del 2005 si legge "rimane totale in Campania il controllo da parte della camorra del ciclo dei rifiuti ... Due le principali direttrici di azione, lungo le quali si è sviluppato l'intervento criminale: il ciclo dei rifiuti urbani e lo smaltimento dei rifiuti industriali...". Dal Rapporto di

Legambiente, in cui vengono riportati i dati delle diverse indagini della magistratura e dei sequestri effettuati in questi anni, si rileva che milioni di tonnellate di rifiuti pericolosi e industriali sono stati sversati abusivamente nel terreno, o come compost per l'agricoltura o nei corsi d'acqua, per un giro di affari della camorra di centinaia di milioni di euro. Sono significative, a tal proposito, le parole del Procuratore Nazionale Antimafia contenute nella premessa del rapporto:

“la consapevolezza dell'importanza assunta dal settore dei rifiuti per la criminalità organizzata può essere tutta riassunta in poche parole, di straordinaria efficacia, pronunciate da un mafioso... [che] ... durante una conversazione intercettata, affermò “Buttiamoci sui rifiuti: trasi munnezza e niesci oro”. Penso che questa espressione - in dialetto ma, ritengo, comprensibilissima - più di molte parole, dia l'esatta misura del precipuo interesse, da parte della criminalità mafiosa, per il settore dei rifiuti (Legambiente-Osservatorio Ambiente e Legalità, 2007).

## **1.2 I precedenti studi sanitari**

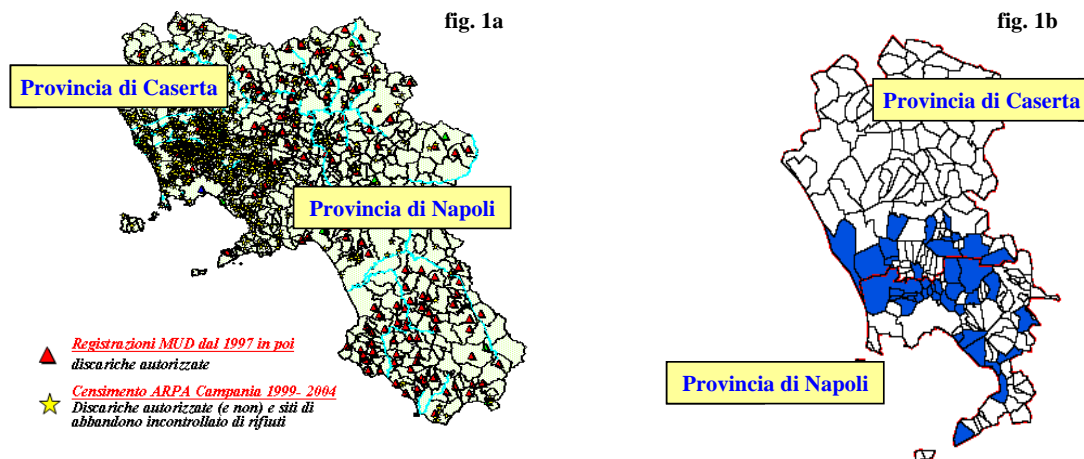
In un primo studio esplorativo (Trinca et al., 2001), nato dall'esigenza di valutare gli effetti sanitari dell'esposizione ai rifiuti nelle popolazioni residenti nella Regione Campania, la distribuzione della mortalità infantile per cause specifiche nella popolazione residente in provincia di Caserta (1985-1994) è stata confrontata con la presenza dei siti di smaltimento/trattamento rifiuti censiti dall'ANPA sul medesimo territorio. Tre anni dopo è stato pubblicato uno studio sulla mortalità in tre comuni caratterizzati da una forte concentrazione di siti di smaltimento legale e illegale di rifiuti e evidenziando eccessi di rischio, rispetto al resto della regione, per alcune patologie tumorali (Altavista et al., 2004). Il rischio per la salute è stato circoscritto in un “triangolo della morte”, stabilito a priori sulla base di conoscenze e percezioni locali ottenute in modo non pianificato, in un reportage di Lancet Oncology (Senior & Mazza, 2004). Una successiva lettera allo stesso giornale aveva segnalato la necessità di un diverso approccio metodologico ed analitico (Bianchi et al., 2004).

Successivamente il Dipartimento della Protezione Civile (DPC) ha commissionato all'Organizzazione Mondiale della Sanità (OMS) uno studio sull'impatto sanitario dei rifiuti nei comuni delle province di Napoli e Caserta. Per l'esecuzione dello studio è stato istituito un gruppo di lavoro multidisciplinare che ha coinvolto, oltre all'OMS, istituti di ricerca nazionali quali l'Istituto Superiore di Sanità (ISS) e il Consiglio Nazionale delle Ricerche (CNR) di Pisa, e regionali, quali l'ARPA Campania e l'Osservatorio Epidemiologico della Regione Campania (OER).

In una prima fase di fattibilità (Studio Pilota) sono stati analizzati i dati di mortalità (1994-2001) e di incidenza delle malformazioni congenite (1996-2002) a livello comunale; sono state considerate 20 cause tumorali e 11 tipologie di malformazioni congenite, per le quali nella letteratura scientifica sono state riportate segnalazioni di rischio associate alla presenza di discariche e inceneritori. I risultati dello studio di fattibilità sono stati presentati pubblicamente nel gennaio 2005 a Napoli dall'intero gruppo di lavoro e in occasione di diverse conferenze internazionali (Bianchi et al., 2005, Martuzzi et al., 2006a, Martuzzi et al., 2005b, 2006b, Martuzzi et al., 2005c), e pubblicati per esteso sul sito internet della protezione civile (World Health Organization Regional Office for Europe et al., 2004a, b, c), in forma più sintetica sul Notiziario dell'ISS (Martuzzi et al., 2005a) e su una rivista internazionale (Comba et al., 2006).

Questo primo studio ha messo in evidenza numerosi eccessi di rischio, rispetto al resto della regione Campania, in comuni compresi in una determinata area, al confine tra le due province di Napoli e Caserta, e in alcuni comuni del litorale vesuviano. Gli eccessi riguardavano la mortalità generale, per tutti i tumori e per alcune sedi tumorali specifiche quali il tumore maligno dello stomaco, del fegato e dei dotti biliari, di trachea, bronchi e polmoni, della pleura e della vescica. Le malformazioni presentavano eccessi di rischio per tutte le malformazioni e per alcuni gruppi specifici quali le malformazioni cardiovascolari, urogenitali e le malformazioni agli arti, in un'area sovrapponibile, sebbene più ristretta, rispetto a quella con eccessi di mortalità (Figura 1).

**Figura 1. Risultati dello studio di fattibilità: dislocazione geografica dei siti di smaltimento rifiuti (fig. 1a) e comuni con eccessi di rischio per mortalità e malformazioni congenite (fig. 1b)**



Gli eccessi di rischio si concentravano in una zona in cui era particolarmente densa la presenza di discariche abusive e di zone di abbandono incontrollato di rifiuti ma era difficile stabilire, senza uno studio di correlazione geografica appropriato, se tale associazione tra effetti sanitari avversi e stato di compromissione ambientale potesse essere di natura causale. A questo scopo, durante la prima fase si è costituito uno specifico gruppo di lavoro dedicato alla ricerca e alla raccolta dei dati ambientali e alla caratterizzazione ambientale dei comuni delle due province oggetto di studio.

La seconda fase dello studio, di cui si presentano qui i risultati, è stata dedicata all'analisi più dettagliata degli esiti sanitari trovati in eccesso nello Studio Pilota. L'approfondimento metodologico per indagare l'eventuale correlazione geografica tra fattori di rischio ambientale e presenza di esiti sanitari avversi è stato notevole e si è basato sull'applicazione di modelli di regressione classica e bayesiana e di metodi di *cluster detection*. Alcuni dei risultati della *cluster analysis* e i metodi applicati per la costruzione di un indicatore comunale di esposizione a rifiuti sono già stati presentati in occasione del convegno annuale dell'AIE (Fazzo et al., 2006, Minichilli et al., 2006, Trinca et al., 2006).

### **1.3 Obiettivi del presente studio**

L'obiettivo dell'indagine è stato di valutare l'impatto sanitario del trattamento dei rifiuti nel territorio delle province di Napoli e Caserta. A questo fine si è ritenuto importante individuare situazioni anomale all'interno delle due province.

Durante questi anni di attività, si è proceduto per fasi, attraverso un percorso epidemiologico con studi di crescente complessità.

Si è partiti dai dati di mortalità e malformazioni congenite dei singoli comuni e si sono confrontati con i dati regionali, senza tener conto dei possibili fattori determinanti.

A livello osservazionale, si sono così individuati i comuni con un maggior numero di eccessi di patologie, rispetto al resto della regione; questi ricadevano per lo più in un'area a cavallo tra le due province, coincidente con quella dove erano più numerosi i siti di smaltimento di rifiuti.

Questo ha indotto un maggiore approfondimento, i cui risultati sono riportati qui di seguito.

Innanzitutto si è proceduto all'inclusione nelle analisi dell'indice di deprivazione a livello comunale, per tener conto del livello socioeconomico delle popolazioni in studio, e avere indicazioni sullo stato di salute delle popolazioni "al netto" dell'effetto di questo fattore.

Si è proceduto alle analisi di *cluster* di comuni sia per i dati di mortalità che per le malformazioni congenite per verificare la presenza di gruppi di comuni che presentavano eccessi di patologie rispetto al resto dell'intera area in studio, escludendo l'eventuale effetto dello stato socioeconomico, e senza tener conto di alcun altro fattore di rischio a priori.

Parallelamente, si è proceduto alla raccolta dei dati disponibili sui siti di smaltimento dei rifiuti, legali e illegali, urbani e industriali, presenti sul territorio. Attraverso l'analisi delle caratteristiche e della tipologia di ogni singolo sito e la loro localizzazione, è stato possibile costruire un indicatore di pressione ambientale da smaltimento rifiuti per ogni singolo comune.

Per avere un quadro dello stato di salute dei singoli comuni, tenendo conto del livello socioeconomico e della pressione ambientale da rifiuti, si sono analizzati i dati di mortalità e di malformazioni congenite, rispetto alla regione Campania.

Infine, si è proceduto all'analisi per rispondere al quesito iniziale: ovvero se ci sia una relazione tra pressione ambientale da smaltimento di rifiuti e eccessi di patologia osservati. Si è quindi svolta un'analisi di regressione (sia per la mortalità che per le malformazioni congenite), che riguarda non più i singoli comuni, ma gruppi di questi caratterizzati dallo stesso valore di indice di pressione ambientale. Si è cioè spostato l'obiettivo dell'analisi dal singolo comune al valore dell'indice di pressione ambientale: sarà quindi possibile valutare se all'incremento di tale indice corrispondano eccessi di patologie e, più in generale, valutare l'impatto sanitario del ciclo dei rifiuti nel territorio delle province di Napoli e Caserta.

Quindi l'analisi bayesiana di mortalità e morbosità è utile per:

- valutare la situazione di ciascun comune, tenendo in considerazione sia la pressione da rifiuti che la deprivazione socioeconomica;
- avere, attraverso le mappe, anche una immagine d'insieme delle aree a diverso rischio sanitario.

La regressione di poisson tra gruppi di comuni simili per pressione ambientale è, invece, adatta a valutare la presenza o meno di un andamento crescente di mortalità o malformazioni al crescere della pressione ambientale da rifiuti.

Pertanto, un diverso uso di questi risultati, ad esempio applicando i risultati medi di ciascun gruppo di comuni a comuni singoli, potrà dare un'immagine approssimativa o non aderente alla realtà, creando anche percezioni distorte o addirittura allarmi ingiustificati<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Per spiegare i possibili problemi di errata interpretazione derivanti da un uso scorretto dei risultati dei due tipi di analisi (analisi bayesiana o regressione poissoniana) si riporta il seguente esempio riferito a comuni fittizi ipotizzati della stessa dimensione. In 3 comuni appartenenti ad una classe bassa (B) di pressione ambientale da rifiuti si siano osservati eccessi di mortalità del 10%, 20%, 30% (eccesso medio=20%) e in 3 comuni appartenenti ad una classe alta di pressione ambientale (A) si siano osservati eccessi del 30%, 40%, 50% (eccesso medio=40%), ebbene di questi dati si potranno dare due diverse considerazioni:

- considerazione corretta: l'eccesso medio di mortalità della classe A (40%) a più elevata pressione ambientale è il doppio di quello della classe B (20%) a più bassa pressione ambientale, risultato che ci consente di ritenere verosimile una relazione diretta tra compromissione ambientale e rischio di mortalità;
- considerazione errata: partendo dalla considerazione corretta si asserisce che i comuni della classe A hanno eccessi di mortalità doppi rispetto ai comuni della classe B, affermazione palesemente sbagliata perchè il confronto tra comuni singoli delle due classi mostra eccessi che vanno da 5 volte (50% vs 10%) fino all'assenza di eccesso quando si confronta il valore più basso di classe A (30%) con quello più alto di classe B (30%).



## 2 MATERIALI E METODI

### 2.1 Definizione della geografia

Oggetto di analisi sono i 196 comuni delle province di Napoli (92) e Caserta (104). Le analisi sono state effettuate, diversamente dal primo rapporto, aggregando tutti i comuni in una macroarea e non separatamente per le due province.

### 2.2 Dati di popolazione

I dati demografici sono di fonte ISTAT e sono stati ottenuti grazie alla continua collaborazione con l'OER. I dati sono stati forniti disaggregati per comune, classe di età, sesso e anno, per il periodo 1994-2001. L'utilizzo di una singola popolazione di censimento (1991 o 2001), al denominatore dei vari tassi calcolati nelle analisi, avrebbe causato una distorsione nei risultati, a causa di ingenti movimenti migratori intraregionali verificatisi in Campania negli ultimi anni che hanno sostanzialmente modificato, in molti comuni, la struttura della popolazione residente in molte fasce di età. È stata così utilizzata la popolazione di tutti gli otto anni al denominatore dei suddetti tassi, allo scopo di ottenere stime di rischio più robuste.

### 2.3 Dati sanitari

#### 2.3.1 Mortalità

È stato studiato un sottoinsieme delle 20 cause di morte analizzate nel primo rapporto. La mortalità per tutte le cause, per tutti i tumori e per tumore di trachea, bronchi e polmoni sono state studiate per fornire un quadro generale della situazione. Altre sei cause sono state incluse nell'analisi a partire dalle conclusioni del precedente rapporto e da segnalazioni della recente letteratura epidemiologica: tumore del fegato e dei dotti biliari, tumore dello stomaco, tumore della vescica, tumore del rene, tumori maligni del connettivo e di altri tessuti molli, non viscerali (in seguito chiamati come da consuetudine "Sarcomi dei tessuti molli") e linfomi non Hodgkin. Si riportano nella Tabella 1 le cause di morte analizzate con i rispettivi codici ICD IX (World Health Organization, 1978).

**Tabella 1. Cause di morte analizzate e codici ICD IX**

Causa di morte	ICD IX
Mortalità generale	0-999
Tutti i tumori	140-239
Tumore di trachea, bronchi e polmoni	162
Tumore del fegato e dei dotti biliari	155.0-155.1, 156
Tumore dello stomaco	151
Tumore della vescica	188
Tumore del rene	189
Sarcomi dei tessuti molli	171
Linfomi non Hodgkin	200, 202

Le analisi sono state effettuate a livello comunale separatamente per uomini e donne e costituiscono un approfondimento di quelle già pubblicate. Alcune stime di rischio (SMR) risultano di entità lievemente differente in quanto, a causa dell'inclusione nel presente studio di metodi di *cluster detection*, è stato necessario raggruppare le prime e le ultime classi di età in due sole classi (0-14 anni e 85+), al fine di un corretto funzionamento dell'algoritmo su cui si basano. Il numero totale di decessi osservato per ogni causa viene riportato, per comodità di lettura, anche se già pubblicato, nella serie di tabelle riportate nell'appendice 3.

### 2.3.2 Malformazioni congenite

Dall'insieme dei gruppi già analizzati nello Studio Pilota sono stati selezionati 9 gruppi e 2 sottogruppi di malformazioni congenite da approfondire. Tale scelta è stata effettuata sulla base dei criteri e dei risultati già riportati nel precedente rapporto.

Il totale delle malformazioni congenite è stato studiato per inquadrare il fenomeno a livello generale. Il numero totale di casi osservato per ogni causa viene riportato, per comodità di lettura, anche se già pubblicato, nell'appendice 6.

Nella Tabella 2 sono riportate le malformazioni congenite analizzate con i rispettivi codici ICD IX e ICD X (World Health Organization, 1992-1994).

**Tabella 2. Malformazioni congenite analizzate e codici ICD IX e ICD X**

Anomalie	Codici ICD-IX	Codici ICD-X
Sistema nervoso	740, 741, 7420-7425, 7428, 7429	Q00-Q07
Difetti del tubo neurale (DTN)	740, 741, 7420	Q00, Q01, Q05, Q070
Cardiopatie congenite (MCV)	7450-7459, 7460-7469, 7470-7474	Q20-Q26
Palato-labbro	7490-7492	Q35-Q37
Apparato digerente	7503-7504, 7507-7519	Q39, Q402, Q403, Q408, Q409, Q41-Q45
Apparato genitale esterno	7524-7528	Q515, Q516, Q52- Q56, Q640
Ipospadi	75260	Q54-Q54.3, Q54.8-Q54.9
Apparato urogenitale interno	7520-7523, 7529-7539	Q50, Q510-Q514, Q517-Q519, Q60-Q63, Q641-Q649
Muscoloscheletriche e tessuto connettivo	7444-7445, 7448-7449, 7480-7481, 7501-7502, 7540-7542, 7548, 7560-7569, 5240, 5249	Q18, Q30, Q380, Q382-Q389, Q67, Q680, Q688, Q75-Q79, Q8704, Q8705, Q8708, Q870A, K070, K079
Arti	7543-7547, 7550-7556, 7558-7559	Q650-Q656, Q66, Q682-Q685, Q69-Q74
Cromosomiche	7580-7583, 7585-7589	Q90-Q94, Q96-Q99



Lo studio prende in considerazione le malformazioni congenite rilevate dal Registro Campano Difetti Congeniti nel periodo 1996-2002 nelle province di Napoli e Caserta.

La base dello studio è rappresentata dai nati residenti nei comuni delle province di Napoli e Caserta nello stesso periodo. I denominatori sono stati prelevati dal servizio di statistica della Regione Campania (dati di fonte ISTAT).

I casi con malformazioni congenite sono stati rilevati tra:

- le interruzioni volontarie di gravidanza a seguito di diagnosi prenatale di malformazioni congenite fino alla 24<sup>a</sup> settimana di età gestazionale (IVGa);
- le morti fetali dalla 20<sup>a</sup> settimana di gestazione (nati morti (NM)); e
- i nati vivi (NV) in cui la malformazioni congenite viene accertata alla nascita o in periodo post-natale.

L'analisi dei tassi di prevalenza totale, calcolati secondo la formula

$$\text{Tasso di Prevalenza} = \frac{MC_{in\ NV} + NM + IVGa}{\text{Nati vivi residenti}},$$

e dei rapporti Osservato/Atteso (O/A), con il valore atteso calcolato utilizzando il riferimento regionale, è stata effettuata a livello comunale. Nell'appendice 6 vengono riportate nuovamente le mappe che descrivono le distribuzioni dell'SMR sul territorio complessivo delle due province per facilitare il confronto tra la distribuzione del suddetto indice e la distribuzione degli indicatori bayesiani di approfondimento.

## **2.4 Indice di deprivazione socioeconomica**

Lo studio dei legami tra esposizioni ambientali e salute va effettuato tenendo conto del possibile ruolo di diversi fattori quali sesso ed età, sempre inclusi negli studi di epidemiologia descrittiva, e livello socioeconomico. Le condizioni sociali ed economiche sono state spesso associate ad una serie di esiti sanitari: mortalità e morbosità sono, di solito, più elevate tra i ceti meno abbienti. Tali classi sociali vivono nelle zone più svantaggiate dal punto di vista ambientale, ma l'eccesso di mortalità può essere ricondotto anche a fattori socioeconomici. I primi indici composti per il controllo del confondimento socioeconomico, chiamati indici di deprivazione, furono costruiti in Gran Bretagna (Carstairs & Morris, 1989, Townsend, 1987) a metà degli anni Ottanta.

Sull'esempio degli indici britannici, anche in Italia è stato creato un indice di deprivazione socioeconomica (indicato più semplicemente come "indice di deprivazione" (ID) nel testo, nelle tabelle e nelle mappe) (Cadum et al., 1999) rappresentativo, a livello comunale, del disagio materiale e sociale della popolazione, e già utilizzato in studi di epidemiologia descrittiva effettuati in aree ad alto rischio di crisi ambientale (Martuzzi et al., 2002).

L'ID è stato costruito con un'analisi fattoriale che ha consentito di selezionare le cinque variabili socioeconomiche del censimento della popolazione 1991 maggiormente associate con i livelli di mortalità:

- proporzione della popolazione di più di sei anni con sola licenza elementare o meno;

- proporzione di disoccupati tra la popolazione attiva;
- proporzione della popolazione abitante in case non di proprietà;
- proporzione di famiglie di genitori soli con figli; e
- superficie media delle abitazioni.

In questo studio da queste cinque variabili sono state costruite le corrispondenti variabili standardizzate, rispetto alla media delle due province di Napoli e Caserta e allo scostamento dalla media. La somma algebrica delle cinque variabili standardizzate (la superficie media della abitazione con segno negativo) fornisce l'ID come variabile continua. A ogni comune corrisponde quindi un singolo indice numerico con valori da negativi a positivi corrispondenti a livelli crescenti di disagio sociale. L'indice è stato poi discretizzato in quintili (cinque gruppi omogenei di circa 40 comuni) e così utilizzato nelle analisi di correlazione multipla (*cluster analysis*, analisi bayesiana e regressione di Poisson).

L'utilizzo del riferimento provinciale nell'ambito del processo di standardizzazione è stato pressoché obbligato. Se si fosse applicato un riferimento regionale la maggior parte dei comuni delle province di Napoli e Caserta avrebbe fatto parte della classe più deprivata (il quinto quintile) e la variabile risultante sarebbe stata troppo omogenea per essere utilizzata nelle analisi di regressione.

L'indice utilizzato si basa sulle variabili di censimento del 1991. I dati del 2001 erano disponibili e si è costruito anche un corrispondente ID ma si è preferito continuare ad usare la versione precedente in quanto il periodo coperto dalle analisi di mortalità termina nel 2001, dalle malformazioni nel 2002. Soprattutto per le cause di morte tumorali l'utilizzo di un indicatore costruito sugli ultimi dati di censimento disponibili non sarebbe adeguato allo studio di patologie a media e lunga latenza. In ogni caso, le due versioni dell'indice sono altamente correlate ( $r = 0.85$ ): il loro uso è quindi pressoché equivalente.

La mappatura dell'indice a livello comunale, in quintili, è riportata nel capitolo dei risultati. I valori comunali dell'indice e i quintili corrispondenti sono riportati in tabella nell'appendice 1.

## **2.5 Cluster analysis**

L'analisi di *clustering* permette di identificare *cluster* spaziali in una determinata area senza la necessità di formulare ipotesi a priori sulla localizzazione dei punti sorgente presenti sul territorio. Per *cluster* spaziale si intende un numero significativamente elevato di casi in un'area di dimensioni ridotte rispetto al territorio in studio.

Le analisi di *clustering* effettuate con dati a livello comunale permettono di identificare *cluster* formati da aggregati di comuni con mortalità/malformazioni statisticamente in eccesso rispetto al numero di casi attesi, calcolati mediante l'utilizzo del tasso di mortalità/malformazioni sperimentato nell'area di riferimento costituita dalla totalità dei comuni delle due province con l'esclusione del comune di Napoli (la motivazione di tale esclusione è riportata di seguito).

L'analisi è stata effettuata mediante la tecnica *Spatial Scan Statistic* di Kulldorff (Kulldorff & Nagarwalla, 1995). Si ipotizza che il numero di casi comunali sia distribuito mediante una legge poissoniana. Il metodo lavora utilizzando una finestra

circolare con raggio variabile che si sposta su tutto il territorio in studio. La finestra viene centrata ad ogni *step* su ognuno dei possibili punti  $x,y$  (rappresentanti il comune di turno). Per ogni comune la finestra varia il suo raggio da 0 ad un massimo fissato (nelle analisi effettuate si sono considerate finestre con raggio massimo di 10 km). Il metodo identifica per ogni comune l'area circolare con il massimo eccesso di casi (SMR più elevato) e tra tutte queste seleziona quelle con SMR statisticamente significativo. In dettaglio, per ogni finestra identificata viene testata l'ipotesi nulla ( $H_0$ : nessuna differenza tra il numero di casi osservati nel *cluster* e quelli attesi) mediante il test del rapporto di verosimiglianza (LRT). Il *cluster* è considerato statisticamente significativo quando  $LRT > 7.16$ ,  $p < 0.05$  per le malformazioni e  $LRT > 6.42$ ,  $p < 0.1$  per la mortalità.

Gli SMR nelle analisi delle MC sono stati standardizzati per ID. Le analisi di *clustering* sulla mortalità sono state effettuate per la totalità della popolazione e per uomini e donne separatamente. Gli SMR sono stati standardizzati per ID ed età, considerata in termini di variabile discreta suddivisa in 16 classi di età (0-14 anni, 14 classi di età quinquennali da 15-19 fino a 80-84, 85+).

In entrambe le *cluster analyses* il comune di Napoli è stato escluso a causa delle dimensioni demografiche (a Napoli risiede il 33% della popolazione dell'intera provincia) e del probabile effetto di trascinamento nell'individuazione di *cluster*.

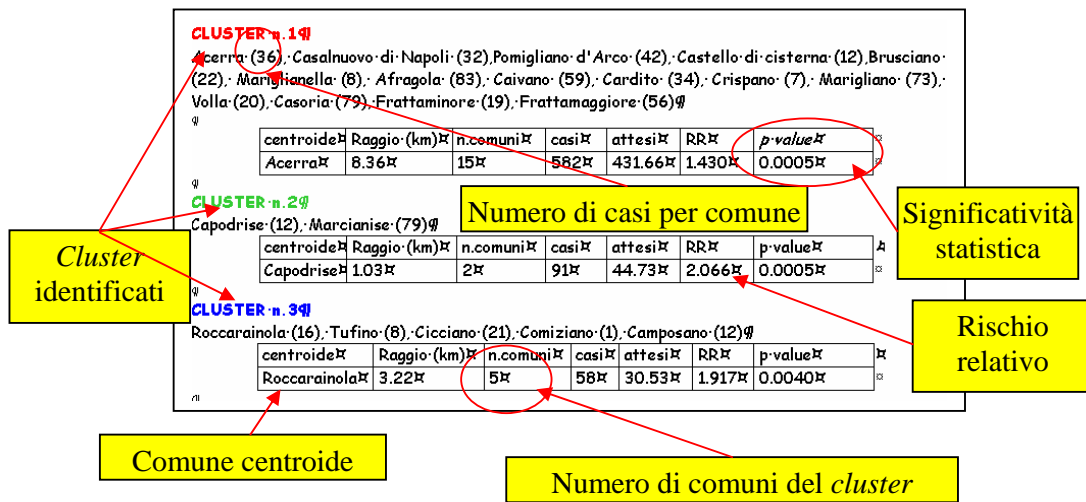
Per quanto riguarda le malformazioni congenite, la *cluster analysis* è stata effettuata per le cause riportate in Tabella 2, mentre per quello che riguarda la mortalità è stata effettuata per un sottoinsieme delle cause riportate in Tabella 1: tumore di trachea, bronchi e polmoni, tumore del fegato e dei dotti biliari, tumore dello stomaco, tumore della vescica, tumore del rene, sarcomi dei tessuti molli e linfomi non Hodgkin.

Nella descrizione dei risultati, riportata nell'apposita sezione, saranno riportati tutti i *cluster* statisticamente significativi individuati dall'analisi. Nelle appendici 2 e 5 sono riportati l'elenco dei comuni appartenenti ad ogni *cluster*, corredato dal numero di casi osservati e attesi in ogni comune, dal comune centroide del *cluster*, dal raggio del *cluster*, dall'SMR e dal corrispondente *p value*. Un esempio, per facilitare la lettura dei risultati, è mostrato nella Tabella 3. I *cluster* saranno visualizzati in mappe (un esempio è illustrato nella Figura 2).

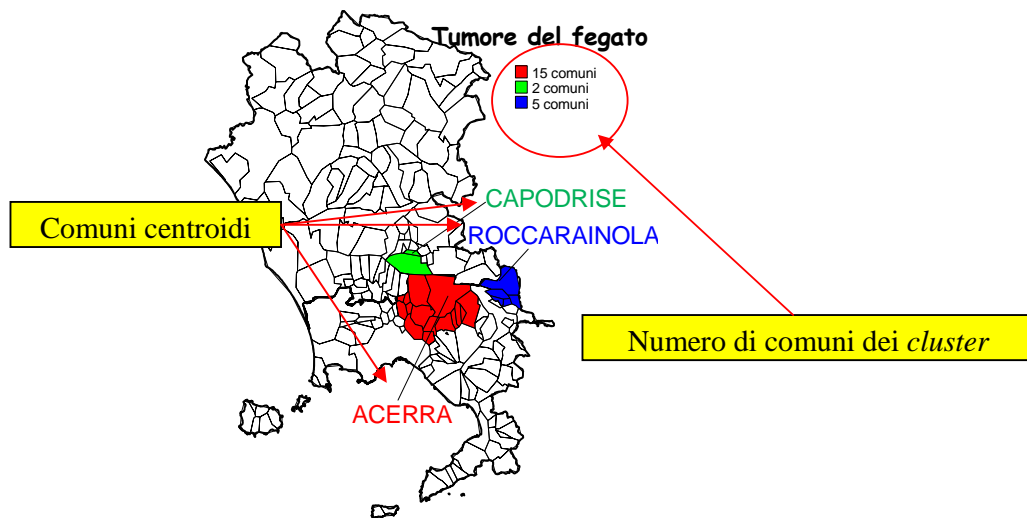
I risultati conseguiti possono risentire della dimensione dei comuni (popolazione e quindi numero di attesi) e dell'esistenza o meno di discontinuità tra comuni con eccesso di mortalità/malformazioni. Ad esempio, possono essere esclusi dai *cluster* significativi comuni con eccesso di rischio ma con popolazione ridotta o non adiacenti al *cluster* principale.

Un altro limite è quello dovuto all'utilizzo della coordinata  $x,y$  del municipio dei comuni come punto rappresentativo del comune anziché di un centroide basato sulla effettiva distribuzione della popolazione. Tale limite può causare qualche cambiamento nell'identificazione dei *cluster* significativi.

**Tabella 3. Esempio di risultati ottenuti con la cluster analysis**



**Figura 2. Esempio di risultati ottenuti con la cluster analysis**



## 2.6 Indice di pressione ambientale da smaltimento rifiuti

La difficoltà di stabilire se e quanto i numerosi eccessi di mortalità e malformazioni registrati nei comuni situati al confine tra le due province possano essere messi in relazione ad esposizioni ambientali dovute alla presenza di siti di smaltimento rifiuti, ha condotto al processo di costruzione di un indicatore comunale di pressione ambientale da smaltimento rifiuti. Tale indicatore (indicato più semplicemente con indice rifiuti o “IR” nel testo, nelle tabelle e nelle mappe), rappresentativo della compromissione ambientale dovuta alla presenza di rifiuti, è stato successivamente utilizzato nello studio di correlazione geografica. Questa attività, svolta dai gruppi di lavoro dell’ISS e del DPC con la collaborazione di ARPA Campania e dai curatori del presente rapporto è stata eseguita tramite i sistemi informativi geografici (GIS) e illustrata, sinteticamente, nei paragrafi 2.6.1-2.6.5. Per una descrizione più dettagliata

dei metodi è possibile consultare l'intero rapporto tecnico (Leonardi et al., 2007). Nel paragrafo 2.6.6 si descrive l'utilizzo dell'indice nello studio di correlazione.

### 2.6.1 Materiali

I dati demografici, disaggregati a livello di sezione di censimento (ISTAT, 2001), e le informazioni relative ai siti di smaltimento e trattamento dei rifiuti nelle due province dal 1997 al 2003 (Andrisani et al., 2003, ARPA Campania - Ingegneria Ambientale, 2004) sono stati organizzati in un GIS insieme a ulteriori dati di tipo cartografico e alfanumerico relativi al territorio. Questa base di dati geografici si propone come strumento idoneo a caratterizzare l'area in esame, definire gli elementi esposti e sensibili alla contaminazione da rifiuti, e infine analizzare la connessione con altri fattori di rischio.

### 2.6.2 Validazione dei dati, reclutamento e selezione dei siti per lo studio

I dati sui siti di smaltimento rifiuti sono stati sottoposti ad un processo di confronto e validazione, nonché di verifica della corretta georeferenziazione mediante confronto con l'ortofoto del volo Italia2000, con la carta IGM scala 1:25.000 e con il grafo stradale Teletlas. Sulla base di una serie di criteri riguardanti le caratteristiche dei siti e la completezza delle informazioni (Leonardi et al., 2007), sono stati selezionati 227 siti, 141 nella provincia di Caserta e 86 nella provincia di Napoli. Non sono stati considerati i siti di incenerimento incontrollato in quanto non censiti e di ubicazione estremamente variabile nel tempo e nello spazio. Alcune aree che sono maggiormente interessate da questo tipo di smaltimento illegale potranno essere valutate in uno studio *ad hoc*.

### 2.6.3 Assegnazione di un indice di pericolosità a ciascun sito

I siti selezionati sono stati classificati in base alla loro pericolosità considerando la natura e la volumetria del sito, la tipologia dei rifiuti, la modalità di rilascio di inquinanti, il loro possibile impatto sui comparti aria, acqua e suolo. Il punteggio attribuito ad ogni sito (Tabella 4) è composto da un codice alfanumerico in cui il numero indica la magnitudo della pericolosità del sito (1=minima, 4=massima)<sup>2</sup> e la lettera un fattore di moltiplicazione connesso alla pericolosità intrinseca del rifiuto (A=massima, F=minima)<sup>3</sup>. Siti di smaltimento rifiuti possono essere quindi classificati con lo stesso numero (ad esempio il punteggio 1) e con un diverso fattore

---

<sup>2</sup> Magnitudo della pericolosità del sito (Leonardi et al., 2007):

- 4: rifiuti sommersi;
- 3: cumuli di rifiuti pericolosi, stoccaggio e trattamento di rifiuti pericolosi, tossici e nocivi, abbandono fusti metallici;
- 2: cumuli in cava con presenza di rifiuti pericolosi e discariche di 2<sup>a</sup> Categoria Tipo B (rifiuti speciali/industriali);
- 1: discarica di rifiuti solidi urbani non controllata, impianti di incenerimento di rifiuti speciali per la rigenerazione di olii, stoccaggio provvisorio di rifiuti non pericolosi, impianti di trattamento (stoccaggio) di rifiuti speciali, cumuli ingenti di rifiuti non pericolosi in cava, cumuli ingenti di rifiuti non pericolosi, discarica di rifiuti solidi urbani controllata-discariche di inerti autorizzate, impianti di compostaggio, impianti selezione e produzione di combustibile da rifiuti, impianti di depurazione delle acque reflue.

<sup>3</sup> Pericolosità intrinseca del rifiuto (da A a F per pericolosità decrescenti) (Leonardi et al., 2007) basata sulla presenza di: (A) rifiuti potenzialmente molto pericolosi o pericolosi non visibili (sommersi); (B) rifiuti pericolosi; (C) rifiuti speciali di origine industriale con pericolo di rilascio di sostanze pericolose; (D) rifiuti non pericolosi con pericolo di rilascio di sostanze pericolose; (E) rifiuti non pericolosi in situazioni non controllate; (F) rifiuti non pericolosi in situazioni controllate.

di moltiplicazione (ad esempio D, E, F) in funzione del potenziale rilascio di sostanze più o meno pericolose.

**Tabella 4. Indice di Pericolosità per tipologia di smaltimento/trattamento e/o abbandono dei rifiuti**

Tipologia	Indice	Tipologia	Indice
Rifiuti sommersi (in laghi)	4A	Impianti di trattamento (stoccaggio) per i rifiuti speciali	1D
Cumuli di rifiuti pericolosi	3B	Impianti di incenerimento di rifiuti speciali per rigenerazione di olii	1D
Stoccaggio e trattamento di rifiuti tossici e nocivi	3B	Discarica di rifiuti solidi urbani non controllata	1E
Abbandono di fusti metallici	3B	Cumuli ingenti (>10000 m <sup>3</sup> ) di rifiuti non pericolosi in cava	1E
Cumuli in cava con presenza di rifiuti pericolosi	2B	Cumuli ingenti (>10000 m <sup>3</sup> ) di rifiuti non pericolosi	1E
Discarica di II Categoria Tipo B (rifiuti speciali/industriali)	2C	Discarica di rifiuti solidi urbani controllata - discarica di inerti autorizzata	1F
Autodemolitori/Rottamatori veicoli	1D	Impianti di compostaggio	1F
Impianti di trattamento per il recupero di rifiuti elettrici ed elettronici	1D	Impianti di selezione e di produzione di combustibili da rifiuti (CDR)	1F
Stoccaggio provvisorio di rifiuti non pericolosi	1D	Impianti di depurazione delle acque reflue	1F
Impianti per il trattamento chimico-fisico di rifiuti	1D	Cumuli di rifiuti industriali	1F
Recupero di rifiuti non pericolosi	1D		

Fonte: Leonardi et al., 2007

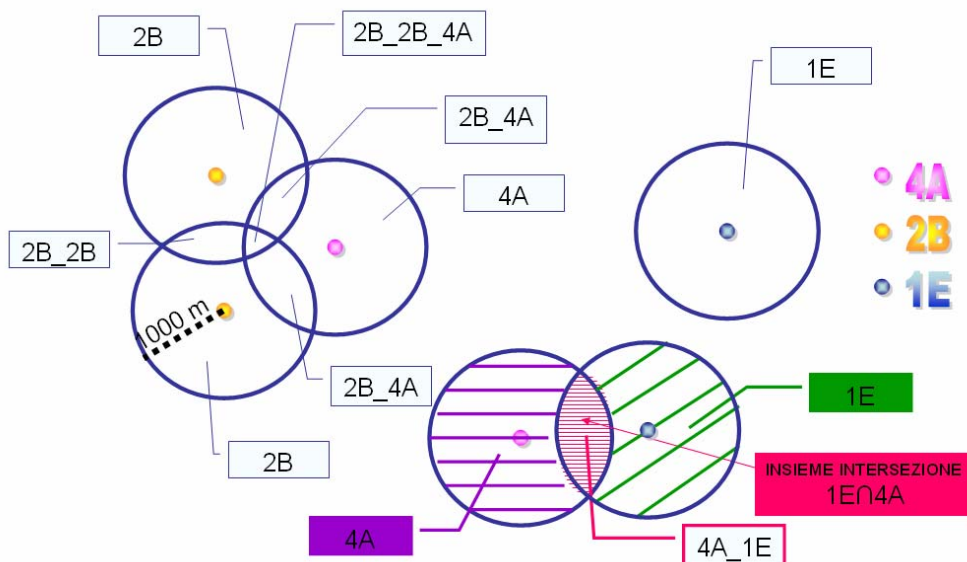
#### 2.6.4 Assegnazione di un indice di pericolosità a ogni area di impatto

In molti studi epidemiologici sugli effetti sanitari dovuti alla presenza dei rifiuti, la stima delle popolazioni residenti si basa sulla distanza delle stesse dai siti di smaltimento/trattamento rifiuti. Dall'analisi della bibliografia specializzata degli ultimi anni risulta che il raggio di influenza dei siti considerato dai diversi autori (Dolk et al., 1998, Elliott et al., 2001, Jarup et al., 2002) varia dai 2 ai 4 km. Va sottolineato che tali studi riguardano discariche di rifiuti pericolosi/speciali di dimensioni considerevoli, mentre il contesto campano è caratterizzato da una molteplicità di siti, di vario tipo e dimensioni, posti talora a breve distanza l'uno dall'altro, in un territorio che presenta un'elevata densità abitativa. Si è pertanto scelto un criterio atto ad individuare solo la popolazione realmente contigua ai siti, secondo l'approccio dello studio epidemiologico dei gruppi ad alto rischio, utilizzando cerchi di 1 km di raggio intorno al sito. Tale scelta, in considerazione della elevata densità abitativa nelle aree campane oggetto di studio, garantisce un'adeguata potenza statistica.

Intorno ad ogni sito, si è considerato il cerchio di 1 km di raggio quale area di impatto. Ogni cerchio è stato classificato in base alla pericolosità del sito (Tabella 4). In caso

di parziale sovrapposizione di più cerchi, la pericolosità delle porzioni in comune è stata assegnata come combinazione delle pericolosità dei siti (Figura 3).

**Figura 3. Aree di impatto influenzate da uno o più siti di smaltimento rifiuti**



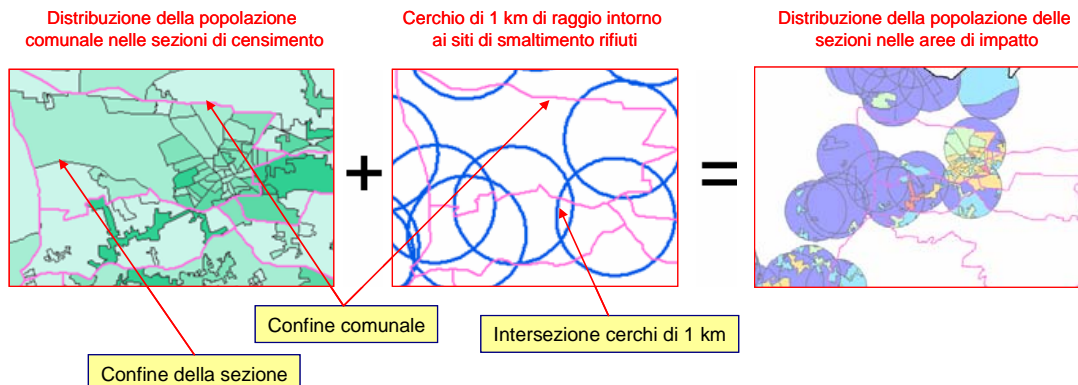
Fonte: Leonardi et al., 2007

### 2.6.5 Assegnazione di indici di pericolosità e di pressione ambientale a ogni comune

Le aree di impatto e loro corrispondenti pericolosità sono stati riaggregate a livello comunale ottenendo:

- un indice di pericolosità comunale, integrando la superficie di ogni singola area di impatto;
- un indice comunale di pressione ambientale da smaltimento rifiuti (IR), integrando la superficie e la popolazione di ogni singola area di impatto, ottenuta tramite il GIS come mostrato in Figura 4.

**Figura 4. Calcolo della popolazione residente nelle aree di impatto**



Fonte: rielaborazione da Leonardi et al., 2007

Sia l'indice di pericolosità che l'IR sono stati calcolati in quattro versioni, corrispondenti a quattro diversi sistemi di pesi applicati alle categorie di pericolosità dei siti analizzati (Leonardi et al., 2007).

### 2.6.6 Impiego dell'IR nello studio di correlazione geografica

Le prime tre versioni dell'IR mostrano un'elevatissima correlazione tra loro. Le singole correlazioni di questi tre indici con il quarto sono minori ma sempre elevate. Si è scelto di utilizzare nello studio di correlazione geografica la prima versione dell'IR, discretizzato in cinque classi, corrispondenti a valori crescenti di rischio.

Poiché, in base ai valori dell'IR, più di un quarto dei comuni presentano un indice uguale a zero (a causa o di un'area di impatto nulla o di nessuna popolazione insistente sull'area di impatto), la classificazione per quintili non è stata ritenuta adeguata. La disaggregazione dell'indice in cinque categorie è stata effettuata seguendo altri due metodi, il primo basato sui quintili "aggiustati" della distribuzione ed il secondo per mezzo di un'ottimizzazione dei valori dell'indice.

Con il primo metodo si sono formate cinque classi di comuni aggregando quelli a rischio nullo in una prima classe (che viene usata come classe di riferimento a minor rischio nelle analisi di regressione) e calcolando i quartili per i rimanenti. Si sono ottenuti così cinque gruppi rispettivamente di 53, 35, 36, 36, 36 comuni, per livelli crescenti di IR. Per effetto della distribuzione fortemente asimmetrica dell'indice, i valori per i comuni appartenenti alle prime tre categorie sono molto simili (nulli o bassi e pochi valori elevati) mentre nella quarta e quinta classe coesistono comuni con situazioni di rischio assai eterogenee.

L'utilizzo di questo metodo nelle analisi di correlazione geografica permette di paragonare livelli di rischio sanitario tra classi di comuni numericamente equivalenti ma eterogenee al loro interno per potenziale rischio ambientale.

Con il secondo metodo, l'IR è stato ripartito in cinque classi omogenee tramite l'utilizzo dei *natural breaks* della distribuzione dell'indice, ottenuti applicando il metodo di ottimizzazione di Jenks (1971). Con questo metodo iterativo, le unità (i 196 comuni) vengono inizialmente ripartite in un numero prestabilito di gruppi (cinque nel nostro caso) e successivamente ridistribuite in maniera diversa tramite un processo di minimizzazione della variabilità (varianza) all'interno di ogni gruppo e di massimizzazione della variabilità (varianza) tra i diversi gruppi. I gruppi così ottenuti non sono di uguale numerosità (104, 25, 35, 24, 8 comuni per livelli crescenti di potenziale rischio ambientale), ma rimangono omogenei al loro interno e disomogenei tra loro.

L'utilizzo dei risultati di questo metodo nelle analisi di correlazione geografica con i dati sanitari consente di rispondere alla domanda se vi sia una relazione tra rischio di mortalità o malformazioni congenite e classi di comuni a differente livello di pressione ambientale. E' da considerare che l'analisi di eventi sanitari a bassa frequenza (cause di morte più rare e malformazioni congenite) nella classe a maggior pressione ambientale costituita da soli otto comuni, potrà produrre risultati statisticamente non significativi a causa della bassa numerosità (bassa potenza statistica).

La mappatura geografica dell'IR a livello comunale, in quintili aggiustati e *natural breaks*, è riportata nel capitolo dei risultati. I dettagli sulla derivazione dell'indice a



livello comunale e il contributo dei diversi siti al punteggio comunale sono stati riportati nell'appendice 1.

## **2.7 Analisi bayesiana**

Dai risultati del primo rapporto sullo stato della salute delle popolazioni residenti nei comuni delle province di Napoli e Caserta (World Health Organization Regional Office for Europe et al., 2004a, b) si evinceva una marcata concentrazione spaziale del rischio, per diverse cause di morte di interesse e per le malformazioni congenite, nella zona al confine delle due province. Questa tendenza, oltre che dai risultati delle tabelle sinottiche, era osservabile dalla mappatura delle stime di rischio, calcolate rispetto all'atteso regionale. Gli SMR più elevati si concentravano, infatti, nei comuni di quella zona.

L'applicazione degli stimatori bayesiani gerarchici (i BMR) (Besag, York & Mollie, 1991, Mollié, 2000), che stimano i rischi basandosi su procedure iterative prendendo in considerazione anche i valori del rischio nei comuni adiacenti e correggendo verso la loro media gli eccessi di rischio basati su pochi casi, aveva enfatizzato tale tendenza, individuando pattern spaziali abbastanza marcati. L'applicazione di tale metodo su scala provinciale non aveva però consentito - è stato chiaro solamente *a posteriori* - di individuare una struttura spaziale unica che considerasse le due province simultaneamente.

In questo nuovo rapporto i BMR vengono ricalcolati tenendo conto dell'intera struttura spaziale delle due province (come se non esistesse alcun confine amministrativo). Inoltre i BMR vengono calcolati anche con l'aggiunta di due covariate: l'IR (discretizzato sui *natural breaks*) e l>ID a riferimento provinciale (discretizzato in quintili). I risultati così ottenuti forniscono preziose indicazioni supplementari e consentono, oltre a fornire indicazioni per i singoli comuni e sulla loro aggregazione in zone a maggior o minor rischio, di individuare gli incrementi (o i decrementi) di rischio che si possono osservare, rispetto alla prima classe dei due indici, nei comuni appartenenti alle classi successive di "compromissione ambientale" e di "deprivazione socioeconomica", consentendo così un confronto tra classi di comuni più e meno svantaggiati.

Per i BMR sono stati calcolati intervalli di credibilità al 95% tramite metodi iterativi MonteCarlo noti con il nome di campionamento di Gibbs (Gelfand, Hills & Racine-Poon, 1990) applicati usando il software WinBUGS (Spiegelhalter, Thomas & Best, 1999). Le stime dei BMR con covariate sono state ottenute usando lo stesso programma *freeware* applicando il modello "car.normal" del modulo GeoBUGS (Thomas et al., 2004).

Tali procedimenti sono molto onerosi dal punto di vista computazionale, a causa di due fattori: la struttura spaziale relativa al doppio dei comuni (196 per le due province insieme, invece di un centinaio per le singole province) e l'inserimento nel modello delle due covariate. La loro applicazione richiede per la maggior parte delle cause di morte, e ancor più per le malformazioni, in quanto cause più rare, un elevato numero di iterazioni (anche più di 100 000) prima che il processo iterativo sia stabilizzato e possano essere estrapolate stime di rischio affidabili dalle distribuzioni *a posteriori* (Richardson & Gilks, 1993). Tali stime di rischio sono ottenute con un aggiuntivo numero di iterazioni utile per stabilizzare il processo (la produzione di ciascuna mappa presentata nelle appendici 3 e 6 ha richiesto fino ad una giornata di tempo-macchina per l'esecuzione delle *routine* di calcolo). Il raggiungimento della

convergenza è controllato con il test di Gelman–Rubin (1992) come modificato da Brooks e Gelman (1998) ed esaminando le funzioni di densità di ogni singolo nodo stocastico stimato dal modello.

L'analisi di regressione lineare bayesiana è stata anche utilizzata per stimare l'andamento del rischio di mortalità/malformazioni congenite al variare dell'IR/ID. L'ipotesi di partenza è che il numero di eventi siano distribuiti secondo una distribuzione di Poisson. Il rischio stimato nei diversi profili di esposizione dipende dalla combinazione lineare dei due indici in studio e dalla struttura spaziale del rischio; il rischio  $BMR_{ij}$  per il gruppo di comuni con IR pari ad  $i$  ed ID pari a  $j$  è dato dalla seguente formula:

$$BMR_{ij} = e^{\alpha + \sum_i \beta_{IR} * IR_i + \sum_j \beta_{ID} * ID_j + U + V},$$

dove:

- $i$  e  $j$  assumono valori da 1 a 5;
- $IR_i$  e  $ID_j$  sono variabili *dummies* rappresentanti l'appartenenza di un comune alla corrispondente classe ambientale o socioeconomica (ad esempio, per tutti i comuni appartenenti alla classe 2 di IR e alla classe 3 di ID le *dummies* con valore pari all'unità saranno  $IR_2$  e  $ID_3$  mentre le altre saranno nulle);
- $\alpha$  è l'intercetta del modello;
- i beta sono i coefficienti di regressione che forniscono la forza dell'associazione tra l'IR/ID e l'esito sanitario in questione; e
- $U$  e  $V$  rappresentano rispettivamente la componente di eterogeneità del rischio strutturata spazialmente e la frazione dovuta a fattori casuali.

Per confrontare i BMR delle diverse classi di ogni indice nei diversi strati dell'altro è stato deciso di riportare i risultati come rapporti tra BMR cioè come rischi relativi (RR). Il RR è calcolato come rapporto tra il BMR di mortalità/malformazioni della classe di esposizione  $ij$  e il BMR della classe di riferimento cioè quella con valore di indice più basso e quindi meno esposta.

Il RR della classe di comuni con IR pari ad  $i$  ed ID pari a  $j$  è stato calcolato come rapporto tra  $BMR_{ij}$  e  $BMR_{1j}$ , dove  $BMR_{1j}$  rappresenta il BMR nella classe di riferimento cioè quella ad esposizione rifiuti più bassa ed ID costante pari a  $j$ .

Analogamente, il RR della classe di comuni con ID pari a  $j$  ed IR pari ad  $i$  è stato calcolato come rapporto tra  $BMR_{ij}$  e  $BMR_{i1}$ , dove  $BMR_{i1}$  rappresenta il rischio nella classe di riferimento cioè quella che contiene i comuni meno deprivati dal punto di vista socioeconomico ed IR costante pari a  $i$ .

Per esempio se il RR della classe di comuni con IR pari al valore massimo (IR=5) è 1.10 allora significa che tale classe ha un BMR di mortalità/malformazioni del 10% superiore al BMR della classe di riferimento cioè quella con IR con valore minimo (classe dei comuni meno esposti con IR=1).

L'inclusione nel modello dei termini  $U$  e  $V$  consente di dividere l'eterogeneità del rischio all'interno delle due province in due componenti: una parte dovuta a fattori casuali e una frazione attribuibile alla struttura spaziale dei rischi comunali e delle covariate. Se la cosiddetta frazione spaziale è elevata e corredata di un intervallo di credibilità al 95% abbastanza stretto (di massima, limite inferiore dell'intervallo superiore al 50%) la componente spaziale ha un ruolo molto rilevante.

A differenza dello studio sulle malformazioni congenite, nelle analisi di mortalità è stato introdotto anche l'effetto dell'età. Questo perché il fattore età risulta fortemente associato al rischio di mortalità. Nello studio di mortalità le stime dei RR per le diverse classi di rischio  $ij$  (sopra descritte) vanno interpretate al netto delle variazioni dovute all'età. Inoltre le analisi di mortalità sono state effettuate separatamente per i due sessi.

Nelle tabelle riportate nel testo sono illustrati:

- il numero di casi osservati;
- otto coefficienti di rischio (quattro per i gruppi di comuni identificati dall'IR e quattro per i comuni identificati dall>ID). I rischi relativi (RR) sono calcolati rispetto al primo gruppo (i 104 comuni con IR=1 e i comuni con ID=1);
- intervalli di credibilità al 95%; I RR sono statisticamente significativi se l'unità non è compresa nell'intervallo corrispondente: per essi il  $p$  value è inferiore a 0.05 e sono evidenziati nelle tabelle da uno sfondo giallo. RR al limite della significatività statistica ( $p$  value inferiore a 0.1) sono evidenziati, invece, con uno sfondo verde, come visibile nella tabella di esempio sotto riportata (Tabella 5); e
- la componente dell'eterogeneità del rischio dovuta alla frazione spaziale, con i rispettivi intervalli di credibilità al 95%.

Per le tabelle relative alle malformazioni congenite sono riportate anche due righe con i test per il trend, informazione che descrive il rischio medio che si osserva nel passare da una categoria di rischio (ambientale derivante da esposizione a rifiuti o socioeconomico) alla successiva.

**Tabella 5. Esempio di risultati ottenuti con l'analisi bayesiana**

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	188	1.06	0.86 - 1.27
Indice di deprivazione (III quintile)	257	1.0	0.78 - 1.28
Indice di deprivazione (IV quintile)	467	1.21	0.95 - 1.55
Indice di deprivazione (V quintile)	16	1.07	0.86 - 1.33
Indice Rifiuti (II gruppo)	933	1.04	0.89 - 1.21
Indice Rifiuti (III gruppo)	144	0.94	0.77 - 1.16
Indice Rifiuti (IV gruppo)	433	1.18	1.00 - 1.39
Indice Rifiuti (V gruppo)	171	1.05	0.85 - 1.30
Frazione spaziale		98.18	89.38 - 99.93

Nelle tabelle riportate nelle appendici 3 e 6 sono riportati i dati comunali con le seguenti informazioni, come illustrato in Tabella 6, disaggregati per causa e, limitatamente alla mortalità, per sesso:

- numero di casi osservati;
- BMR, calcolato rispetto all'atteso regionale, con intervallo di credibilità al 95%; e

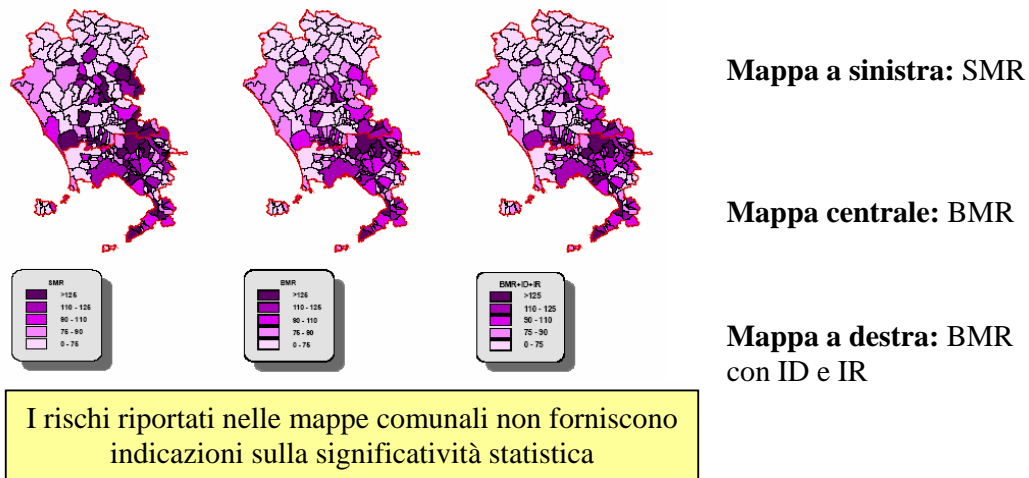
- BMR con IR e ID, rispetto all' atteso regionale, con intervallo di credibilità al 95%.

**Tabella 6. Esempio di risultati comunali ottenuti con l'analisi bayesiana**

Comune	Uomini					Donne				
	Casi	BMR	ICr 95%	BMR con ID e IR	ICr 95%	Casi	BMR	ICr 95%	BMR con ID e IR	ICr 95%
Ailano	0	6.27	0.69 - 57.58	78.35	50.56 - 109.40	0	110.50	81.64 - 135.70	96.95	52.18 - 157.70
Alife	3	59.55	12.04 - 143.80	79.61	56.57 - 104.40	0	110.30	82.54 - 133.90	112.70	69.16 - 167.30
Alvignano	0	2.63	0.00 - 178.30	110.80	78.41 - 147.80	1	111.40	84.81 - 136.40	120.10	72.83 - 178.00
Arienzo	2	64.04	8.07 - 178.30	110.80	78.41 - 147.80	1	112.90	86.65 - 139.70	95.99	65.34 - 136.00
Aversa	26	108.00	70.78 - 153.00	105.00	82.14 - 131.70	1	111.60	86.00 - 133.00	98.65	56.72 - 153.30
Baia e Latina	0	5.91	0.00 - 196 comuni delle province di Napoli e Caserta	97	50.16 - 101.40	0	110.80	83.53 - 135.80	98.06	52.39 - 160.80
Bellona	0	3.97	0.00 - 196 comuni delle province di Napoli e Caserta	98	57.53 - 108.20	0	111.00	82.94 - 135.60	114.00	70.42 - 169.60
Caianello	4	312.90	82.68 - 694.10	91.90	64.5	Stimatore bayesiano gerarchico	11.64	11.64 - 135.70	118.40	69.94 - 177.90
.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	Intervallo di credibilità al 95%
Visciano	3	104.30	21.28 - 253.50	114.90	85.48 - 152.80	0	111.80	83.32 - 136.40	95.44	65.21 - 133.70
Volla	10	174.50	83.95 - 299.80	101.40	77.04 - 136.50	1	112.70	86.97 - 136.20	116.20	77.27 - 166.90
Santa Maria la Carità	5	109.80	35.33 - 225.80	107.70	80.20 - 139.20	1	112.70	86.97 - 136.20	92.78	62.23 - 129.40
Trecase	1	19.28	0.64 - 68.82	107.60	81.14 - 135.60	1	112.70	86.97 - 136.20	93.92	65.03 - 128.80
Massa di Somma	0	5.31	0.00 - 46.89	112.30	80.79 - 142.60	0	112.60	85.09 - 138.10	124.90	90.53 - 159.60

Nelle appendici 3 e 6 sono inoltre riportate, come illustrato in Figura 5, le mappe degli SMR insieme a quelle delle stime riportate in Tabella 6, al fine di facilitare la lettura del dato, di confrontare i diversi approcci e di consentire l'identificazione di gruppi di comuni a rischio più elevato.

**Figura 5. Esempio di risultati comunali ottenuti con l'analisi bayesiana**



## 2.8 Analisi di regressione di Poisson

L'analisi di regressione lineare di Poisson (Hardin & Hilbe, 2001) è stata utilizzata per stimare l'andamento del rischio di mortalità/malformazioni congenite al variare dell'IR/ID. A differenza dell'analisi bayesiana, i risultati della regressione di Poisson non forniscono indicazioni sulla distribuzione spaziale del rischio.

L'ipotesi di partenza è che il numero di eventi siano distribuiti secondo una distribuzione di Poisson. Il rischio stimato nei diversi profili di esposizione dipende dalla combinazione lineare dei due indici in studio; il rischio  $R_{ij}$  per il gruppo di comuni con IR pari ad  $i$  ed ID pari a  $j$  è dato dalla seguente formula:

$$R_{ij} = \frac{\mu_{ij}}{t_{ij}} = e^{\alpha + \sum_i \beta_{IR} * IR_i + \sum_j \beta_{ID} * ID_j},$$

dove  $i$  e  $j$  assumono valori da 1 a 5 e:

- $\mu_i$  è il valore atteso dei morti/malformati del gruppo di comuni con IR pari ad  $i$  ed ID pari a  $j$  dipendente dalle stime dei coefficienti  $\alpha$ ,  $\beta_{IR}$ ,  $\beta_{ID}$  (ottenuti tramite processi iterativi di *Newton Raphson* (Azzalini, 1992)); e
- $t_{ij}$  rappresenta il numero di residenti/nati residenti del gruppo di comuni con IR pari ad  $i$  ed ID pari a  $j$ .

Come nell'analisi bayesiana, per confrontare i rischi delle diverse classi di ogni indice nei diversi strati dell'altro è stato deciso di riportare i risultati come rapporti tra rischi cioè RR.

Le stime dei RR sono state ottenute mediante il comando "poisson" del pacchetto statistico STATA 8 SE (STATA Corporation, 2003).

I risultati della regressione di Poisson sono stati riprodotti in forma tabulare e grafica. Le tabelle sono riportate nel testo, i grafici nelle appendici 4 e 7.

Allo scopo di facilitare la lettura dei risultati sono di seguito riprodotti una tabella e un grafico di esempio (Tabella 7e Figura 6).

Le tabelle sono simili a quelle già mostrate per l'analisi bayesiana. Sono riportati otto coefficienti di rischio (quattro per i gruppi di comuni identificati dall'IR e quattro per i comuni identificati dall>ID). I RR, calcolati rispetto al primo gruppo (i 104 comuni a pressione ambientale minore e il primo quintile di comuni più agiati socioeconomicamente), sono corredati di intervalli di confidenza al 95%. I RR sono statisticamente significativi se l'unità non è compresa nell'intervallo di confidenza corrispondente: per essi il *p value* è inferiore a 0.05 e sono evidenziati nelle tabelle da uno sfondo giallo. Rischi relativi al limite della significatività statistica (*p value* inferiore a 0.1) sono evidenziati, invece, con uno sfondo verde, come visibile nella tabella di esempio sotto riportata.

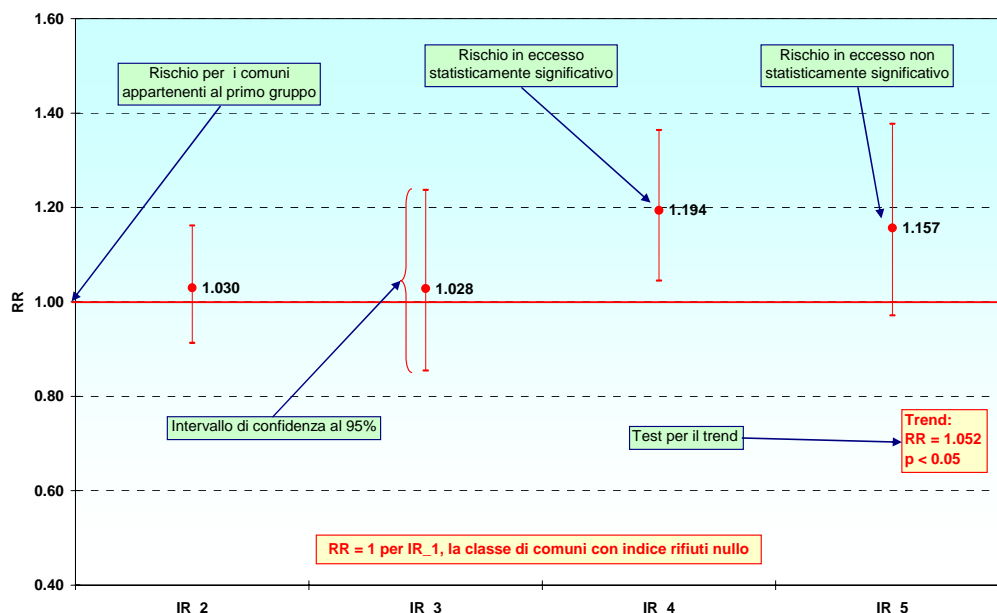
Nella tabella è riportato il dato sul trend, informazione che descrive il rischio medio che si osserva nel passare da una categoria di rischio (ambientale o socioeconomico) alla successiva.

**Tabella 7. Esempio di risultati ottenuti con la regressione di Poisson**

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	941	0.9	0.90 - 1.00	0.32
Indice di deprivazione (III quintile)	1 221	0.96	0.90 - 1.06	0.60
Rischio al limite della significatività statistica (IV quintile)	2 270	1.12	1.03 - 1.21	<0.05
(V quintile)	6 848	1.14	1.07 - 1.23	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	5 267	1.05	1.00 - 1.11	<0.05
Indice Rifiuti (III gruppo)	751	1.06	0.98 - 1.15	0.14
Indice Rifiuti (IV gruppo)	2 065	1.06	0.999 - 1.1	0.06
Trend statisticamente significativi	843	1.07	0.99 - 1.15	0.10
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.05	1.03 - 1.06	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.02	1.00 - 1.03	<0.05

Gli stessi dati sono stati riprodotti con due tipi di grafici per rappresentare visivamente i risultati della regressione multivariata. Riportiamo, a titolo di esempio, quello con i quattro rischi sanitari corrispondenti ai livelli crescenti di compromissione ambientale. Lo stesso grafico è stato creato per gruppi di comuni ripartiti secondo quintili di deprivazione socioeconomica. I RR, riportati con un intervallo di confidenza del 95%, sono calcolati rispetto al primo gruppo, preso come riferimento, per il quale il RR è pari all'unità. Si parlerà di eccesso (o difetto) di rischio statisticamente significativo di un gruppo rispetto al gruppo di riferimento se tutto l'intervallo relativo al gruppo è superiore (inferiore) all'unità. Nel grafico è riportato anche il dato sul trend.

**Figura 6. Esempio di risultati ottenuti con la regressione di Poisson**



## 2.9 Strumenti informatici

I dati di base, per quanto riguarda la mortalità, sono quelli già utilizzati nel precedente rapporto, estratti dai nastri ISTAT con una serie di procedure SAS e Access fornite

dall'OER; Visual Basic e Excel sono stati utilizzati per un trattamento preliminare dei dati.

I dati analizzati nello studio delle malformazioni congenite sono stati estratti dal Registro Campano Difetti Congeniti mediante l'utilizzo di *query* implementate in Access e di filtri attivati in Excel.

L'IR è stato calcolato dal gruppo Ambiente (ISS e DPC) grazie all'utilizzo dei sistemi informativi geografici con il software ArcGis.

Le analisi di regressione di Poisson sono state eseguite con il programma STATA, le analisi bayesiane con il software WinBUGS e con il suo modulo GeoBUGS.

I GIS Arcview e Mapinfo sono stati utilizzati per produrre le mappe dello studio di correlazione geografica e dei *cluster*; Excel per i grafici e le tabelle finali; SatScan (Kulldorff & Information Management Services Inc, 2002) per le tecniche di individuazione dei *cluster* e, infine, InDesign per assemblare ed impaginare tutto il materiale nelle appendici.





### 3 RISULTATI

La descrizione dei risultati relativa ai tre metodi utilizzati (*cluster analysis*, analisi bayesiana e regressione di Poisson) è orientata a ricavare indicazioni di lettura ragionando più per aree che per singoli comuni.

#### 3.1 *Indice di pressione ambientale da smaltimento rifiuti e indice di deprivazione socioeconomica*

L'IR è riportato in Figura 7 nelle due suddivisioni descritte nella sezione dei metodi. I risultati, come anticipato, sono abbastanza differenti.

Nella ripartizione per *natural breaks* spicca, per una compromessa situazione ambientale, un esiguo gruppo di otto comuni: Acerra, Aversa, Bacoli, Caivano, Castel Volturno, Giugliano in Campania, Marcianise e Villa Literno. Questi otto comuni, i più scuri nella mappa a sinistra, si trovano nell'Agro Aversano e sul litorale Domitio–Flegreo. I comuni caratterizzati da una situazione ambientale migliore si trovano nella parte settentrionale della provincia di Caserta, nelle isole e nella penisola sorrentina<sup>4</sup>.

Nella ripartizione per quintili aggiustati (Figura 7) si evidenziano, come zone a maggior pressione ambientale, le più scure nella mappa al centro, le stesse evidenziate dal primo rapporto come aree a maggior rischio sanitario delle due province: i comuni dell'Agro Aversano, del litorale Domitio–Flegreo e del litorale vesuviano. I comuni caratterizzati da una situazione ambientale migliore si trovano nella parte settentrionale della provincia di Caserta, nelle isole e nella penisola sorrentina.

L>ID (Figura 7), suddiviso in cinque classi di eguale ampiezza, fornisce un quadro abbastanza chiaro della situazione delle due province. I comuni con la situazione socioeconomica più disagiata (quinto, ma anche quarto quintile, di colore più scuro nella mappa a destra), tranne rare eccezioni, coincidono con quelli identificati a maggior rischio sanitario nel primo rapporto: il comune di Napoli, molti comuni confinanti, quelli dei litorali Domitio–Flegreo e vesuviano e molti comuni dell'Agro Aversano, situati al confine tra le due province. La provincia di Caserta, nel

---

<sup>4</sup> I comuni delle province di Napoli e Caserta risultano così ripartiti secondo la discretizzazione effettuata con il metodo dei *natural breaks*:

**V gruppo** (gli 8 comuni a maggior pressione ambientale da rifiuti): Acerra, Aversa, Bacoli, Caivano, Castel Volturno, Giugliano in Campania, Marcianise, Villa Literno.

**IV gruppo** (24 comuni): Boscoreale, Boscotrecase, Cardito, Casaluce, Casal di Principe, Caserta, Casoria, Cesa, Frignano, Lusciano Maddaloni, Mondragone, Orta di Atella, Pozzuoli, Qualiano, Sant'Antimo, San Felice a Cancelli, San Gennaro Vesuviano, San Marcellino, San Marco Evangelista, San Nicola la Strada, Teverola, Torre Annunziata, Torre del Greco.

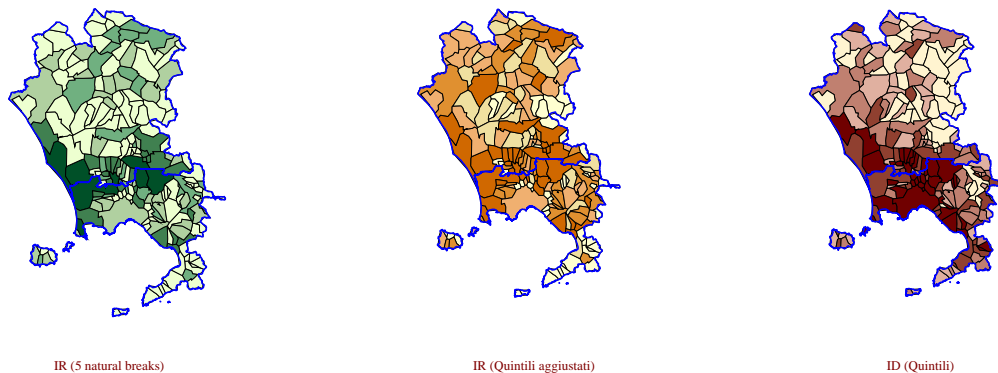
**III gruppo** (25 comuni): Afragola, Ailano, Baia e Latina, Capua, Casapulla, Carbonara di Nola, Dragoni, Gricignano di Aversa, Grumo Nevano, Letino, Nola, Pimonte, Pollena Trocchia, Prata Sannita, Sant'Arpino, San Gregorio Matese, San Vitaliano, Serrara Fontana, Teano, Trentola Ducenta, Tufino, Vairano Patenora, Valle Agricola, Villaricca, Villa di Briano.

**II gruppo** (35 comuni): Allignano, Barano d'Ischia, Caianello, Casagiove, Casalnuovo di Napoli, Castello del Matese, Cervino, Crispano, Ercolano, Forio, Frattaminore, Galluccio, Giano Vetusto, Gioia Sannitica, Liveri, Marano di Napoli, Marinaro, Massa di Somma, Monte di Procida, Napoli, Palma Campania, Pietramelara, Pomigliano d'Arco, Presenzano, Quarto, Roccaromana, Rocchetta e Croce, Sant'Anastasia, Sant'Angelo d'Alife, San Giuseppe Vesuviano, Santa Maria a Vico, Santa Maria la Fossa, Saviano, Sessa Aurunca, Terzigno.

**I gruppo** (usato come riferimento per le analisi di regressione): i rimanenti 104 comuni.

complesso, è più agiata dal punto di vista socioeconomico di quella di Napoli e i comuni più agiati (primo quintile) si trovano quasi tutti nella sua parte nordorientale<sup>5</sup>.

**Figura 7. Province di Napoli e Caserta: IR per natural breaks e quintili aggiustati e ID**



La correlazione tra l'ID e l'IR è pari a 0.29: positiva ma modesta.

### 3.2 Mortalità: cluster analysis

In questa sezione vengono descritti i gruppi di comuni a maggior rischio identificati tramite la *cluster analysis*. Le mappe corrispondenti sono riportate nell'appendice 2. Come descritto nella sessione dei metodi, vengono riportati solo i *cluster* con eccessi statisticamente significativi ( $p$  value < 0.1) rispetto alla media dell'area in studio. L'analisi è stata eseguita per entrambi i sessi separatamente e per la popolazione totale.

<sup>5</sup> I comuni delle province di Napoli e Caserta risultano così ripartiti secondo il valore dell'indice di deprivazione socioeconomica in quintili (il primo rappresenta i comuni più "agiati", il quinto i più "disagiati"):

**V quintile** (40 comuni): Acerra, Afragola, Arzano, Aversa, Boscotrecase, Brusciano, Caivano, Canello ed Amone, Carinara, Casaluce, Casandrino, Casapesenna, Casavatore, Casola di Napoli, Casoria, Castello di Cisterna, Cercola, Crispiano, Ercolano, Frattamaggiore, Frignano, Gricignano di Aversa, Grumo Nevano, Lettere, Marano di Napoli, Massa di Somma, Melito di Napoli, Mondragone, Monte di Procida, Napoli, Orta di Atella, Pozzuoli, Procida, Qualiano, San Marcellino, Sant'Antimo, Teverola, Torre Annunziata, Torre del Greco, Villa Literno.

**IV quintile** (39 comuni): Arienzo, Bacoli, Boscoreale, Calvizzano, Cardito, Casal di Principe, Casalnuovo di Napoli, Casamarciano, Castellammare di Stabia, Castel Volturno, Cimitile, Formicola, Francolise, Frattaminore, Giugliano in Campania, Gragnano, Lacco Ameno, Lusciano, Maddaloni, Marcianise, Mariglianella, Meta, Mugnano di Napoli, Ottaviano, Palma Campania, Parete, Portici, Raviscanina, San Giorgio a Cremano, San Pietro Infine, Santa Maria Capua Vetere, Santa Maria la Carità, Santa Maria la Fossa, Serrara Fontana, Succivo, Trecase, Vico Equense, Villa di Briano, Visciano.

**III quintile** (39 comuni): Agerola, Ailano, Anacapri, Barano d'Ischia, Capodrise, Capua, Carinola, Cesa, Cicciano, Ciorlano, Comiziano, Conca della Campania, Grazzanise, Liveri, Macerata Campania, Marigliano, Marzano Appio, Pimonte, Poggiomarino, Quarto, Roccamonfina, Roccaromana, San Felice a Canello, San Giuseppe Vesuviano, San Gregorio Matese, San Prisco, Sant'Agnello, Santa Maria a Vico, Sant'Anastasia, Sant'Antonio Abate, Sant'Arpino, San Vitaliano, Sessa Aurunca, Somma Vesuviana, Sparanise, Terzigno, Trentola-Ducenta, Tufino, Volla.

**II quintile** (39 comuni): Cavi Risorta, Camposano, Capri, Capriati a Volturno, Carbonara di Nola, Casamicciola Terme, Castel di Sasso, Cervino, Curti, Dragoni, Falciano del Massico, Forio, Ischia, Letino, Liberi, Massa Lubrense, Mignano Monte Lungo, Pastorano, Piano di Sorrento, Pietravairano, Pollena Trocchia, Pomigliano d'Arco, Pompei, Portico di Caserta, Presenzano, Recale, Riardo, Roccarainola, Rocchetta e Croce, San Cipriano d'Aversa, San Marco Evangelista, San Paolo Bel Sito, San Tammaro, Sorrento, Striano, Teano, Valle Agricola, Valle di Maddaloni, Villaricca.

**I quintile** (usato come riferimento per le analisi di regressione): i rimanenti 39 comuni.

### 3.2.1 Tumore di trachea, bronchi e polmoni

L'analisi spaziale della distribuzione della mortalità per tumore di trachea, bronchi e polmoni non ha evidenziato *cluster* significativi nelle donne.

L'analisi per entrambi i sessi ha evidenziato tre *cluster* significativi:

- il primo *cluster* comprende 9 comuni nell'area Nord-Ovest della provincia di Napoli, per un totale di 1008 casi, rispetto a 793.45 attesi;
- il secondo *cluster*, costituito da 8 comuni dell'area Nord della provincia di Napoli, in cui si sono verificati 1002 casi rispetto a 884.03 attesi; e
- il terzo *cluster*, formato da 15 comuni della provincia di Caserta nell'area centrale con 309 casi osservati rispetto ai 248.91 attesi.

Per quanto riguarda i soli uomini, sono stati identificati due *cluster* significativi:

- il primo *cluster* include i medesimi comuni del primo *cluster* evidenziato dall'analisi effettuata su entrambi i sessi, con 876 casi osservati rispetto a 687.75 attesi, evidenziando il contributo della mortalità maschile sulla mortalità della popolazione generale; e
- il secondo *cluster* comprendente 8 comuni dell'area Nord circumvesuviana.

### 3.2.2 Tumore del fegato e dei dotti biliari

I risultati dell'analisi della mortalità per tumore epatico hanno fornito *cluster* con incrementi significativi, sia nell'analisi suddivisa per sesso che in quella per la popolazione generale.

Nell'analisi per entrambi i sessi si sono osservati tre *cluster* significativi:

- il primo include 18 comuni nell'area Nord-Est della provincia di Napoli, con 665 casi rispetto a 505.34 attesi;
- il secondo è costituito da 2 comuni della provincia di Caserta, con un totale di 91 casi vs 49.25 attesi; e
- il terzo include 5 comuni a cavallo delle due province nell'area orientale, per un totale di 58 casi osservati rispetto a 30.40 attesi.

L'analisi effettuata separatamente per gli uomini ha evidenziato 4 *cluster*:

- il primo è costituito da 18 comuni del Nord-Est della provincia di Napoli (417 casi vs 285.72 attesi);
- il secondo è costituito dal solo comune di Marcianise, con 53 casi osservati e 22 attesi;
- il terzo, costituito dal solo comune di San Cipriano d'Aversa, con 18 casi osservati rispetto ai 5.43 attesi; e
- il quarto, formato da 5 comuni a cavallo delle due province, nella parte orientale (35 casi rispetto ai 16.69 attesi).

L'analisi separata per le donne ha evidenziato due *cluster* significativi:

- il primo è costituito dal solo comune di Marigliano con 35 casi osservati rispetto a 15.9 attesi;
- il secondo comprende 36 comuni a cavallo delle due province, dove complessivamente sono stati osservati 351 casi, rispetto a 295 attesi.

### 3.2.3 Tumore dello stomaco

La mortalità per tumore dello stomaco non ha evidenziato *cluster* significativi tra le donne. Nell'analisi per entrambi i sessi si è evidenziato un unico *cluster* che comprende 35 comuni, nella parte occidentale a cavallo delle due province (615 casi osservati rispetto ai 489.67 attesi). L'analisi spaziale effettuata separatamente per gli uomini ha evidenziato il medesimo *cluster*, con 383 casi rispetto a 308.33 attesi.

### 3.2.4 Tumore della vescica

L'analisi spaziale della mortalità per tumore della vescica non ha individuato *cluster* con incrementi significativi nelle donne mentre nell'analisi per entrambi i sessi sono stati evidenziati 2 *cluster* significativi:

- il primo include 11 comuni dell'area Nord-Ovest della provincia di Napoli, con 206 osservati rispetto a 149 attesi;
- il secondo è costituito da 11 comuni della provincia di Caserta, nella parte Sud-Est (161 osservati vs 114.15 attesi).

Nell'analisi della mortalità maschile è stato trovato un *cluster* significativo costituito da 11 comuni dell'area Nord-Ovest della provincia di Napoli, per un totale di 174 casi rispetto ai 127.41 attesi.

### 3.2.5 Tumore del rene

Per quanto riguarda la mortalità per tumore del rene non sono stati individuati *cluster* significativi per i due sessi separati. La mortalità in entrambi i sessi ha evidenziato un unico *cluster* significativo, comprensivo di 9 comuni, tutti nell'area Nord-Ovest della provincia di Napoli. Il numero dei casi osservati complessivamente è di 82, rispetto ai 50.95 attesi.

### 3.2.6 Sarcomi dei tessuti molli

L'analisi spaziale non ha evidenziato *cluster* significativi di mortalità per sarcomi dei tessuti molli. Gli studi epidemiologici sui sarcomi dei tessuti molli devono tuttavia essere svolti preferenzialmente con dati di incidenza, sia per problemi di accuratezza diagnostica, sia perché il codice ICD 171 non comprende i sarcomi dei tessuti molli viscerali, sia infine per la misclassificazione da cui è affetto rispetto ai tumori secondari (Berrino, 1994). Questi aspetti verranno ampiamente descritti nella discussione.

### 3.2.7 Linfomi non Hodgkin

L'analisi spaziale non ha evidenziato *cluster* con incrementi significativi di mortalità per linfomi non Hodgkin: per studi epidemiologici su tali patologie, come accade per i sarcomi dei tessuti molli, è peraltro opportuno utilizzare dati di incidenza, piuttosto che di mortalità, come illustrato nella discussione.

Dalle analisi si può notare come la maggior parte dei *cluster* evidenziati (con l'eccezione di uno identificato per il tumore polmonare nella parte centrale della provincia di Caserta per la popolazione e di uno per i soli uomini nell'area vesuviana) rientrano nell'area identificata nello Studio Pilota come quella caratterizzata da una maggiore presenza di discariche e un maggior numero di eccessi di rischio. Inoltre, il 21,4% dei comuni che hanno determinato *cluster* significativi (18 rispetto a 84 totali) rientrano nelle classi 5 e 4 dell'IR.

### 3.3 Mortalità: analisi bayesiana

#### 3.3.1 Mortalità generale

Si osservano eccessi di rischio statisticamente significativi in 46 comuni (il 23.5% del totale dei comuni delle due province) per entrambi i sessi. Tutti questi comuni sono dislocati nell'area già identificata dalle analisi del primo rapporto: zona al confine tra le due province, litorale Domitio-Flegreo, Napoli e litorale vesuviano. Negli uomini 58 comuni (30%) presentano eccessi di rischio; 64 comuni (33%) nelle donne.

Si osservano difetti di rischio statisticamente significativi in 15 comuni (7%) per entrambi i sessi: la maggior parte di questi comuni si trovano nella parte settentrionale della provincia di Caserta, nelle isole e nella penisola sorrentina. Negli uomini 27 comuni (14%) presentano difetti di rischio, nelle donne 20 (10%).

Negli otto comuni a maggior pressione ambientale (quinta classe) si registra, negli uomini, un rischio dell'11% superiore rispetto a quello dei comuni di riferimento (primo gruppo). Non si rilevano differenze particolari dal punto di vista socioeconomico (Tabella 8).

**Tabella 8. Analisi bayesiana: mortalità generale, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	9 881	0.99	0.92 - 1.06
Indice di deprivazione (III quintile)	13 363	0.98	0.91 - 1.05
Indice di deprivazione (IV quintile)	22 420	1.01	0.93 - 1.09
Indice di deprivazione (V quintile)	67 722	1.02	0.94 - 1.11
Indice Rifiuti (II gruppo)	53 106	1.01	0.95 - 1.07
Indice Rifiuti (III gruppo)	7 853	1.01	0.95 - 1.08
Indice Rifiuti (IV gruppo)	20 130	1.04	0.98 - 1.12
Indice Rifiuti (V gruppo)	8 459	1.11	1.01 - 1.22
Frazione spaziale		93.56	86.2 - 98.99

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 123 627 casi.

Dall'esame delle mappe non si notano grandi differenze tra i due tipi di stimatori bayesiani. Gli eccessi si concentrano nelle zone già citate, mentre i comuni a minor rischio si trovano nella parte settentrionale della provincia di Caserta, nelle isole e, a tratti, nella penisola sorrentina. L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata quasi interamente da fattori spaziali (93.6% (86.2-99)).

La situazione è abbastanza simile nelle donne: negli otto comuni a maggior pressione ambientale si registra un rischio del 12% superiore rispetto a quello dei comuni di riferimento e non si rilevano differenze particolari tra gruppi di comuni di diverso livello socioeconomico (Tabella 9).

**Tabella 9. Analisi bayesiana: mortalità generale, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	9 200	1.01	0.94 - 1.09
Indice di deprivazione (III quintile)	12 329	1.01	0.94 - 1.08
Indice di deprivazione (IV quintile)	20 828	1.00	0.92 - 1.07
Indice di deprivazione (V quintile)	65 206	1.02	0.94 - 1.11
Indice Rifiuti (II gruppo)	52 167	1.03	0.97 - 1.09
Indice Rifiuti (III gruppo)	7 124	1.03	0.96 - 1.10
Indice Rifiuti (IV gruppo)	18 226	1.03	0.96 - 1.11
Indice Rifiuti (V gruppo)	7 501	1.12	1.01 - 1.24
Frazione spaziale		90.72	82.68 - 97.08

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 116 872 casi.

Esaminando le mappe si colgono parziali differenze, rispetto agli uomini, nella distribuzione spaziale del rischio. I comuni sono ancor maggiormente addensati nella zona di confine tra le due province e si assiste a un aumento nel rischio in parte dei comuni vesuviani. Anche in questo caso l'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata quasi interamente da fattori spaziali (90.7% (82.7-97.1)) che nelle donne (90.7% (82.7-97.1)).

### 3.3.2 Tutti i tumori

Applicando il modello con le covariate si osservano, per entrambi i sessi, eccessi di rischio statisticamente significativi in 27 comuni (il 14% del totale dei comuni delle due province) dislocati nell'area già identificata dalle analisi del primo rapporto. Diversa è però la situazione nei due sessi: negli uomini un totale di 53 comuni (27%) presenta eccessi statisticamente significativi, nelle donne un totale di 50 comuni (26%). La loro dislocazione geografica coincide solo in parte. Negli uomini si osservano comuni più a rischio nelle aree già citate e la loro aggregazione spaziale è maggiore rispetto alle donne per le quali, invece, si può osservare una situazione di rischio maggiore a Napoli, nella zona di confine, sul litorali Domitio-Flegreo e vesuviano, in quasi tutti i comuni vesuviani, nella penisola sorrentina e in alcuni gruppi di comuni della provincia di Caserta. Non a caso, negli uomini l'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata quasi interamente da fattori spaziali (89.4% (79.4-86.7)) (Tabella 10) mentre nelle donne tale informazione non è significativa (40.5% (4.8-83)) (Tabella 11).

Si osservano difetti di rischio statisticamente significativi in 1 solo comune (Trecase) per entrambi i sessi. Negli uomini 7 (4%) comuni presentano difetti di rischio, nelle donne 3 (10%).

**Tabella 10. Analisi bayesiana: tutti i tumori, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	2 889	1.01	0.92 - 1.11
Indice di deprivazione (III quintile)	3 778	0.96	0.87 - 1.05
Indice di deprivazione (IV quintile)	6 971	1.05	0.95 - 1.16
Indice di deprivazione (V quintile)	20 711	1.05	0.95 - 1.16
Indice Rifiuti (II gruppo)	15 989	1.01	0.94 - 1.08
Indice Rifiuti (III gruppo)	2 297	0.98	0.90 - 1.07
Indice Rifiuti (IV gruppo)	6 261	1.05	0.97 - 1.14
Indice Rifiuti (V gruppo)	2 525	0.99	0.89 - 1.11
Frazione spaziale		89.43	79.39 - 96.67

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 37 343 casi.

Non si evidenziano particolari differenze statisticamente significative nel rischio tra comuni appartenenti a differenti classi ambientali e socioeconomiche in entrambi i sessi.

**Tabella 11. Analisi bayesiana: tutti i tumori, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	1 984	1.10	0.95 - 1.26
Indice di deprivazione (III quintile)	2 557	1.09	0.95 - 1.25
Indice di deprivazione (IV quintile)	4 460	1.00	0.86 - 1.15
Indice di deprivazione (V quintile)	14 453	1.07	0.92 - 1.23
Indice Rifiuti (II gruppo)	11 435	0.97	0.86 - 1.08
Indice Rifiuti (III gruppo)	1 490	0.97	0.86 - 1.11
Indice Rifiuti (IV gruppo)	4 038	1.08	0.95 - 1.22
Indice Rifiuti (V gruppo)	1 639	1.08	0.90 - 1.31
Frazione spaziale		40.45	4.81 - 82.93

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 25 385 casi.

### 3.3.3 Tumore di trachea, bronchi e polmoni

Applicando il modello con le covariate si osserva, per entrambi i sessi, un eccesso di rischio statisticamente significativo solo nel comune di Napoli. Molto diversa la situazione nei due sessi: nelle donne si osserva un comune con eccesso di rischio (Bacoli, appartenente al quinto gruppo dell'IR) al limite della significatività statistica mentre negli uomini si osservano 29 comuni (il 15% del totale dei comuni delle due province) con eccessi di rischio e sono situati principalmente nell'Agro Aversano, nei litorali Domitio-Flegreo e vesuviano e negli immediati dintorni di Napoli.

Si osservano difetti di rischio statisticamente significativi in 4 comuni (2%) gli uomini e 6 (3%) per le donne.

Negli uomini (Tabella 12) non si osservano differenze significative di rischio tra comuni appartenenti alle diverse classi (ambientali e socioeconomiche). Si può però osservare un'altissima parte di eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio spiegata da fattori spaziali (96.9% (87.2-100)). Esaminando le mappe si osservano, infatti, notevoli addensamenti di comuni. Esaminando gli SMR si parte da una situazione di rischio concentrata a Napoli, in molti dei comuni confinanti, nella zona di confine delle due province e in diversi punti della provincia di Caserta, senza particolari addensamenti di comuni. La mappa del BMR senza covariate mostra come, mentre i comuni in cui gli eccessi si basano su pochi casi vedono i loro rischi corretti verso una media dei rischi dei comuni adiacenti, persista una situazione di alto rischio nella zona di confine e si creino una struttura spaziale del rischio che, partendo da Napoli, decresce gradualmente fino ad arrivare ai livelli minimi nella parte settentrionale della provincia di Caserta. L'ultima mappa conferma le indicazioni della seconda: i comuni sono già addensati, con valori del rischio elevati, nelle zone in cui le due covariate presentano i valori maggiori e quindi si assiste a piccolissimi cambiamenti nella distribuzione spaziale del rischio.

**Tabella 12. Analisi bayesiana: tumori di trachea, bronchi e polmoni, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	941	0.98	0.85 - 1.12
Indice di deprivazione (III quintile)	1 221	0.94	0.83 - 1.07
Indice di deprivazione (IV quintile)	2 270	1.02	0.89 - 1.16
Indice di deprivazione (V quintile)	6 848	1.02	0.88 - 1.17
Indice Rifiuti (II gruppo)	5 267	1.01	0.92 - 1.11
Indice Rifiuti (III gruppo)	751	0.98	0.88 - 1.10
Indice Rifiuti (IV gruppo)	2 065	1.06	0.95 - 1.17
Indice Rifiuti (V gruppo)	843	1.03	0.90 - 1.18
Frazione spaziale		96.90	87.24 - 99.98

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 12 247 casi.

Nelle donne (Tabella 13) si osserva un rischio maggiore (+26%) nei comuni appartenenti alla seconda classe dell'IR; tale eccesso si ripete, seppur con minor consistenza, nelle altre tre classi, ma non raggiunge mai la significatività statistica. I comuni appartenenti alle classi più deprivate dal punto di vista socioeconomico hanno rischi maggiori, rispetto ai più agiati, rispettivamente del 31 e del 32%. Una consistente quota (75%) dell'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio spiegata è spiegata da fattori spaziali, ma l'intervallo di credibilità è troppo ampio per conferire significatività statistica al risultato (20.9-100). Non a casa, esaminando le mappe, si osservano pochi comuni ad alto rischio (Napoli, qualche comune confinante e il litorale Domitio-Flegreo ma non risultano particolari aggregazioni. I comuni a minori sono sparsi nella parte settentrionale nella provincia di Caserta e nella penisola sorrentina.

**Tabella 13. Analisi bayesiana: tumori di trachea, bronchi e polmoni, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	146	1.19	0.88 - 1.59
Indice di deprivazione (III quintile)	179	1.13	0.86 - 1.48
Indice di deprivazione (IV quintile)	343	1.31	1.01 - 1.71
Indice di deprivazione (V quintile)	1 400	1.32	1.02 - 1.71
Indice Rifiuti (II gruppo)	1 178	1.26	1.04 - 1.50
Indice Rifiuti (III gruppo)	112	1.15	0.90 - 1.46
Indice Rifiuti (IV gruppo)	301	1.11	0.91 - 1.34
Indice Rifiuti (V gruppo)	128	1.13	0.87 - 1.45
Frazione spaziale		74.99	26.90 - 99.68

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 2 190 casi.

### 3.3.4 Tumore del fegato e dei dotti biliari

Solo in due comuni si osservano rischi statisticamente significativi contemporaneamente in entrambi i sessi: Aversa (quinto gruppo IR) e Marigliano (primo gruppo IR). In altri 19 comuni, tutti dislocati in una zona endemica per la cirrosi epatica, si osservano, limitatamente agli uomini, eccessi di rischio statisticamente significativi. Solo nel caso di Giugliano in Campania (quinto gruppo IR) accade lo stesso per le donne.

Si osservano difetti di rischio statisticamente significativi in 2 comuni (Casagiove e Piano di Sorrento per entrambi i sessi. Negli uomini 9 comuni (5%) presentano difetti di rischio, nelle donne 16 (8%).

Nei comuni della terza e della quinta classe dell'IR si osservano rischi molto elevati (+14% e +17% rispettivamente) rispetto ai comuni di riferimento, ma tali rischi non



raggiungono la significatività statistica. Situazione simile si verifica per i comuni delle classi più svantaggiate dal punto di vista socioeconomico. Si osservano rischi alti (+40% e +27%, rispettivamente, nella quarta e nella quinta classe rispetto ai comuni più agiati) ma il rischio è significativo solo per la quarta classe (Tabella 14).

Un'ampia porzione dell'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata da fattori spaziali (81.6% (58.8-99.8)). Tale situazione è chiaramente osservabile nella mappa. Gli SMR più elevati sono addensati nella zona già segnalata nel primo rapporto. La mappa dei BMR senza covariate è abbastanza simile: si assiste ad una lieve correzione dei valori estremi (alti e bassi) di alcuni comuni non aggregati spazialmente. Nella terza mappa continua questa tendenza e i comuni con i rischi più alti si addensano sempre di più, in una zona in cui, in una serie di comuni confinanti, si registrano i valori maggiori delle due covariate.

**Tabella 14. Analisi bayesiana: tumori del fegato e dei dotti biliari, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	167	1.10	0.78 - 1.54
Indice di deprivazione (III quintile)	244	1.03	0.75 - 1.42
Indice di deprivazione (IV quintile)	499	1.40	1.00 - 1.93
Indice di deprivazione (V quintile)	1 337	1.27	0.90 - 1.78
Indice Rifiuti (II gruppo)	953	0.96	0.76 - 1.23
Indice Rifiuti (III gruppo)	165	1.17	0.89 - 1.55
Indice Rifiuti (IV gruppo)	404	1.02	0.79 - 1.32
Indice Rifiuti (V gruppo)	204	1.14	0.80 - 1.60
Frazione spaziale		81.57	58.82 - 99.81

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 2 400 casi.

Nelle donne (Tabella 15) si registrano valori crescenti nel rischio nei comuni delle classi più degradate dal punto di vista ambientale ma i rischi delle singole classi non raggiungono a significatività statistica. Lo stesso si registra per i comuni appartenenti alle classi meno agiate dal punto di vista socioeconomico: alti rischi (rispettivamente +28%, +24% e +20% rispettivamente per la terza, quarta e quinta classe paragonate alla più agiata) ma nessun significatività statistica. Una consistente quota (59%) dell'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata da fattori spaziali, ma l'intervallo di credibilità è troppo ampio per conferire significatività statistica al risultato (22.3-92.8). Osservando le mappe comunali, infatti, non si notano aggregazioni particolari di comuni appartenenti alla stessa classe di rischio: da notare una situazione migliore nella provincia di Caserta rispetto a quella di Napoli.

**Tabella 15. Analisi bayesiana: tumori del fegato e dei dotti biliari, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	115	0.83	0.61 - 1.11
Indice di deprivazione (III quintile)	231	1.28	0.98 - 1.66
Indice di deprivazione (IV quintile)	397	1.24	0.96 - 1.61
Indice di deprivazione (V quintile)	1 108	1.20	0.93 - 1.55
Indice Rifiuti (II gruppo)	816	0.87	0.71 - 1.06
Indice Rifiuti (III gruppo)	122	1.00	0.78 - 1.28
Indice Rifiuti (IV gruppo)	342	1.07	0.87 - 1.31
Indice Rifiuti (V gruppo)	163	1.18	0.90 - 1.54
Frazione spaziale		59.01	22.32 - 92.88

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 1 989 casi.

### 3.3.5 Tumore dello stomaco

In nessuno dei 196 comuni si osservano contemporaneamente nei due sessi eccessi statisticamente significativi del BMR con covariate. Negli uomini 15 comuni sono in eccesso (di cui 2/3 nella provincia di Caserta), nelle donne 10 (di cui il 90% nella provincia di Caserta). Ciò contribuisce a un pronunciatissimo trend decrescente Nord-Sud dei rischi. Le zone a minor rischio si trovano nelle isole e nella penisola sorrentina. Praticamente tutta l'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata da fattori spaziali, in entrambi i sessi (98.2% (89.4-100) negli uomini e 97.8% (87-100) nelle donne).

Si osservano difetti di rischio statisticamente significativi in 4 comuni (tutti ad Ischia) negli uomini e in 2 nelle donne (Massa Lubrense nella penisola sorrentina e Capri).

I comuni appartenenti alla quarta classe di pressione ambientale presentano, negli uomini, un rischio statisticamente significativo maggiore del 18% rispetto ai comuni di riferimento. Il rischio è elevato anche per i comuni appartenenti alla quarta classe dell'ID (+21%) ma non raggiunge la significatività statistica (Tabella 16).

**Tabella 16. Analisi bayesiana: tumori dello stomaco, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	188	1.09	0.86 - 1.37
Indice di deprivazione (III quintile)	257	1.05	0.85 - 1.30
Indice di deprivazione (IV quintile)	467	1.21	0.98 - 1.50
Indice di deprivazione (V quintile)	1 216	1.07	0.86 - 1.33
Indice Rifiuti (II gruppo)	933	1.04	0.89 - 1.21
Indice Rifiuti (III gruppo)	144	0.94	0.77 - 1.16
Indice Rifiuti (IV gruppo)	433	1.18	1.00 - 1.39
Indice Rifiuti (V gruppo)	171	1.05	0.85 - 1.30
Frazione spaziale		98.18	89.38 - 99.93

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 2 345 casi.

Nelle donne non si rilevano eccessi di rischio particolari. Si osserva un trend decrescente del rischio per categorie più disagiate dal punto di vista socioeconomico. Tale risultato è spiegabile da un profilo di mortalità per il tumore dello stomaco più alto nella provincia di Caserta e, contemporaneamente, da un ID minore (Tabella 17).

**Tabella 17. Analisi bayesiana: tumori dello stomaco, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	129	1.23	0.92 - 1.63
Indice di deprivazione (III quintile)	176	1.19	0.91 - 1.55
Indice di deprivazione (IV quintile)	253	0.97	0.74 - 1.26
Indice di deprivazione (V quintile)	782	1.02	0.77 - 1.32
Indice Rifiuti (II gruppo)	608	0.90	0.75 - 1.09
Indice Rifiuti (III gruppo)	89	0.87	0.68 - 1.12
Indice Rifiuti (IV gruppo)	239	1.00	0.81 - 1.23
Indice Rifiuti (V gruppo)	102	1.11	0.85 - 1.46
Frazione spaziale		97.75	86.92 - 99.93

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 1 465 casi.

### 3.3.6 Tumore della vescica

Solo nel comune di Napoli si osservano contemporaneamente nei due sessi eccessi statisticamente significativi del BMR con covariate. In altri tre comuni (Marano di Napoli, Mugnano di Napoli e Santa Maria Capua Vetere) si osservano eccessi di rischio solo negli uomini. Non si osservano comuni con difetti di rischio statisticamente significativi.

La situazione è diversa nei due sessi: mentre negli uomini si può osservare, esaminando le mappe, un trend Sud-Nord con valori più alti del rischio a Napoli e nei comuni adiacenti e più bassi nella zona settentrionale della provincia di Caserta, nelle donne i trend spaziali non sono così delineati e si osservano aggregazioni di comuni ad alto rischio (non statisticamente significativo) un po' ovunque: Napoli resta comunque il comune più a rischio. L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è in massima parte spiegata da fattori spaziali, in entrambi i sessi, ma gli intervalli di credibilità sono più ampi (95% (66.8-99.9) negli uomini e 93.1% (55.4-99.8) nelle donne).

Non si osservano situazioni di rischio particolari per i comuni appartenenti alle diverse classi socioeconomiche e ambientali. Negli uomini sono più a rischio le ultime due classi di comuni più disagiati dal punto di vista socioeconomico (+28% (significativo) e +22% rispetto ai più agiati). Nessuna differenza si osserva tra i gruppi di comuni dal punto di vista ambientale negli uomini e dal punto di vista ambientale e socioeconomico nelle donne (Tabella 18 e Tabella 19).

**Tabella 18. Analisi bayesiana: tumori della vescica, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	168	1.10	0.86 - 1.42
Indice di deprivazione (III quintile)	213	1.07	0.85 - 1.34
Indice di deprivazione (IV quintile)	403	1.28	1.01 - 1.60
Indice di deprivazione (V quintile)	1 249	1.22	0.96 - 1.52
Indice Rifiuti (II gruppo)	1 000	1.07	0.92 - 1.25
Indice Rifiuti (III gruppo)	112	0.92	0.73 - 1.14
Indice Rifiuti (IV gruppo)	356	1.05	0.89 - 1.24
Indice Rifiuti (V gruppo)	130	0.92	0.73 - 1.15
Frazione spaziale		95.01	66.75 - 99.86

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 2 190 casi.

**Tabella 19. Analisi bayesiana: tumori della vescica, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	36	1.04	0.63 - 1.72
Indice di deprivazione (III quintile)	45	1.00	0.63 - 1.59
Indice di deprivazione (IV quintile)	60	0.82	0.52 - 1.29
Indice di deprivazione (V quintile)	253	1.03	0.70 - 1.54
Indice Rifiuti (II gruppo)	212	1.05	0.77 - 1.43
Indice Rifiuti (III gruppo)	22	0.85	0.52 - 1.35
Indice Rifiuti (IV gruppo)	63	0.96	0.67 - 1.37
Indice Rifiuti (V gruppo)	19	0.82	0.48 - 1.34
Frazione spaziale		93.09	55.39 - 99.81

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 429 casi.

### 3.3.7 Tumore del rene

Solo nel comune di Napoli si osservano contemporaneamente nei due sessi eccessi statisticamente significativi del BMR con covariate. Non si osservano comuni con difetti di rischio statisticamente significativi. Per quello che riguarda gli uomini non si osservano gruppi di comuni più a rischio né dal punto di vista ambientale che socioeconomico.

I comuni più a rischio si concentrano nelle vicinanze di Napoli e quelli a minor rischio nella parte settentrionale della provincia di Caserta: l'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è in massima parte spiegata da fattori spaziali (959% (68-99.9)) (Tabella 20). La situazione è simile nelle donne (Tabella 21): non si registrano eccessi di rischio statisticamente significativo (ad eccezione del comune di Napoli) e i comuni più a rischio si concentrano nella provincia di Napoli. L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è in massima parte spiegata da fattori spaziali (93.2%) ma l'intervallo di credibilità è troppo ampio (51.8-99.9), probabilmente a causa della bassa numerosità dei casi. Non si osservano gruppi di comuni, in entrambi i sessi, più a rischio dal punto di vista ambientale. Dal punto di vista socioeconomico si osserva un trend di rischio crescente nelle donne: i comuni appartenenti al quarto quintile presentano un rischio, al limite della significatività statistica, del 76% in più rispetto a quelli più agiati; il rischio aumenta ancor di più per il quintile più disagiato (+88%), e raggiunge la significatività statistica.

**Tabella 20. Analisi bayesiana: tumori del rene, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	48	0.92	0.58 - 1.45
Indice di deprivazione (III quintile)	57	0.85	0.56 - 1.29
Indice di deprivazione (IV quintile)	121	1.10	0.72 - 1.64
Indice di deprivazione (V quintile)	347	1.07	0.71 - 1.57
Indice Rifiuti (II gruppo)	270	0.92	0.70 - 1.21
Indice Rifiuti (III gruppo)	38	0.95	0.64 - 1.39
Indice Rifiuti (IV gruppo)	94	0.83	0.61 - 1.12
Indice Rifiuti (V gruppo)	38	0.76	0.49 - 1.13
Frazione spaziale		95.88	67.96 - 99.93

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 622 casi.

**Tabella 21. Analisi bayesiana: tumori del rene, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	26	1.57	0.83 - 3.01
Indice di deprivazione (III quintile)	31	1.38	0.75 - 2.56
Indice di deprivazione (IV quintile)	68	1.76	0.99 - 3.18
Indice di deprivazione (V quintile)	218	1.88	1.10 - 3.30
Indice Rifiuti (II gruppo)	167	1.09	0.78 - 1.54
Indice Rifiuti (III gruppo)	20	1.09	0.64 - 1.81
Indice Rifiuti (IV gruppo)	55	1.03	0.70 - 1.51
Indice Rifiuti (V gruppo)	27	1.21	0.75 - 1.93
Frazione spaziale		93.21	51.77 - 99.87

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 360 casi.

### 3.3.8 Sarcomi dei tessuti molli

Non si osservano eccessi di rischio staticamente significativo in nessun o dei 196 comuni delle due province, nonostante si osservino alcuni comuni con valori di rischio elevati, in entrambe le province negli uomini e solo in quella di Caserta nelle donne. Si osservano 5 comuni, negli uomini, con difetti di rischio statisticamente

significativi, ma sono tutti basati su uno o su nessun caso osservato. In entrambi i sessi non si osservano comuni più a rischio per quanto riguarda né fattori ambientali né socioeconomici.

Negli uomini (Tabella 22) l'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è in massima parte spiegata da fattori spaziali (93.2%) ma l'intervallo di credibilità è troppo ampio (55.4-99.9), probabilmente a causa della bassa numerosità dei casi.

**Tabella 22. Analisi bayesiana: sarcomi dei tessuti molli, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	16	1.81	0.75 - 4.65
Indice di deprivazione (III quintile)	14	1.18	0.49 - 3.02
Indice di deprivazione (IV quintile)	16	0.75	0.31 - 1.93
Indice di deprivazione (V quintile)	79	1.54	0.73 - 3.58
Indice Rifiuti (II gruppo)	59	0.90	0.55 - 1.48
Indice Rifiuti (III gruppo)	8	0.75	0.32 - 1.60
Indice Rifiuti (IV gruppo)	17	0.68	0.36 - 1.27
Indice Rifiuti (V gruppo)	11	1.20	0.56 - 2.44
Frazione spaziale		93.16	55.43 - 99.86

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 133 casi.

Un simile risultato si osserva nelle donne (frazione spaziale pari a 91.4% (48.6-99.9)) (Tabella 23).

**Tabella 23. Analisi bayesiana: sarcomi dei tessuti molli, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	8	0.76	0.29 - 1.92
Indice di deprivazione (III quintile)	11	0.79	0.33 - 1.93
Indice di deprivazione (IV quintile)	22	1.03	0.49 - 2.29
Indice di deprivazione (V quintile)	59	0.91	0.47 - 1.86
Indice Rifiuti (II gruppo)	43	1.08	0.61 - 1.92
Indice Rifiuti (III gruppo)	11	1.79	0.83 - 3.71
Indice Rifiuti (IV gruppo)	22	1.33	0.72 - 2.46
Indice Rifiuti (V gruppo)	7	0.96	0.38 - 2.21
Frazione spaziale		91.43	48.57 - 99.85

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 111 casi.

### 3.3.9 Linfomi non Hodgkin

Si osserva un eccesso di rischio statisticamente significativo solamente per gli uomini del comune di Napoli e un difetto statisticamente significativo per gli uomini nel comune di Casamicciola Terme. Negli uomini (Tabella 24) non si evidenzia una struttura spaziale del rischio particolare, mentre nelle donne (Tabella 25) i comuni più a rischio si addensano nella penisola sorrentina e in qualche altro gruppo di comuni sparso in entrambe le province. Dal punto di vista ambientale e socioeconomico non emergono situazioni particolarmente a rischio, in entrambi i sessi.

Negli uomini l'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è in massima parte spiegata da fattori spaziali (89.8%) ma l'intervallo di credibilità è troppo ampio (45.6-99.7), probabilmente a causa della bassa numerosità dei casi.

**Tabella 24. Analisi bayesiana: linfomi non Hodgkin, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	59	0.83	0.58 - 1.19
Indice di deprivazione (III quintile)	94	1.00	0.72 - 1.37
Indice di deprivazione (IV quintile)	139	0.94	0.69 - 1.28
Indice di deprivazione (V quintile)	501	1.12	0.86 - 1.48
Indice Rifiuti (II gruppo)	381	1.08	0.87 - 1.34
Indice Rifiuti (III gruppo)	63	1.26	0.93 - 1.69
Indice Rifiuti (IV gruppo)	149	1.07	0.85 - 1.36
Indice Rifiuti (V gruppo)	53	0.98	0.70 - 1.34
Frazione spaziale		89.77	45.63 - 99.70

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 864 casi.

Tale valore è nelle donne pari al 93.8% (62.7-99.7).

**Tabella 25. Analisi bayesiana: linfomi non Hodgkin, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	75	1.40	0.97 - 2.04
Indice di deprivazione (III quintile)	80	1.11	0.78 - 1.61
Indice di deprivazione (IV quintile)	135	1.12	0.79 - 1.58
Indice di deprivazione (V quintile)	445	1.17	0.86 - 1.61
Indice Rifiuti (II gruppo)	351	1.12	0.89 - 1.40
Indice Rifiuti (III gruppo)	47	1.04	0.74 - 1.44
Indice Rifiuti (IV gruppo)	137	1.21	0.94 - 1.55
Indice Rifiuti (V gruppo)	46	1.03	0.72 - 1.45
Frazione spaziale		93.75	62.69 - 99.83

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 791 casi.

### 3.4 Mortalità: regressione di Poisson

Si riportano i risultati ottenuti applicando il modello di regressione di Poisson. Le stesse analisi, effettuate anche applicando i quintili aggiustati invece dei *natural breaks*, hanno fornito risultati analoghi.

#### 3.4.1 Mortalità generale

Si osservano rischi statisticamente significativi in entrambi i sessi sia dal punto di vista socioeconomico che ambientale.

Negli uomini (Tabella 26) la popolazione dei comuni più disagiati (quarto e quinto quintile) ha un rischio, rispettivamente, del 4% e del 6% in più rispetto a quella dei comuni più agiati. La situazione opposta si osserva per la popolazione dei comuni del secondo quintile. Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo del rischio (RR=1.03 (ovvero, incremento del rischio del 3% passando da una categoria socioeconomica all'altra), con  $p < 0.05$ ).

Secondo la classificazione dei comuni effettuata in base alla distribuzione dell'IR, i comuni appartenenti al gruppo di riferimento (il primo) sono quelli corrispondenti ai valori minimi dell'indicatore. Al crescere della pressione ambientale si registra un trend crescente, e statisticamente significativo (RR=1.02, con  $p < 0.05$ ), nel rischio sanitario. Più dettagliatamente, si osservano nei singoli gruppi di comuni una serie di eccessi di rischio statisticamente significativi: nei comuni del secondo gruppo si osserva un eccesso di rischio del 5% rispetto a quelli del primo, nei comuni del terzo dell'8%, nei comuni del quarto del 4% e negli otto comuni con maggior pressione ambientale del 9%.

**Tabella 26. Regressione di Poisson: mortalità generale, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	9 881	0.96	0.94 - 0.99	<0.05
Indice di deprivazione (III quintile)	13 363	1.01	0.98 - 1.03	0.68
Indice di deprivazione (IV quintile)	22 420	1.06	1.03 - 1.09	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	67 722	1.08	1.05 - 1.10	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	53 106	1.05	1.04 - 1.07	<0.05
Indice Rifiuti (III gruppo)	7 853	1.08	1.05 - 1.11	<0.05
Indice Rifiuti (IV gruppo)	20 130	1.04	1.02 - 1.06	<0.05
Indice Rifiuti (V gruppo)	8 459	1.09	1.07 - 1.12	<0.05
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.03	1.026 - 1.034	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.02	1.012 - 1.022	<0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 123 627 casi.

Nelle donne (Tabella 27) la popolazione dei comuni appartenenti al terzo, quarto e quinto quintile ha un rischio, rispettivamente, del 5%, del 6% e del 6% in più rispetto a quella dei comuni più agiati. Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo del rischio (RR=1.01, con  $p<0.05$ ).

Al crescere della pressione ambientale si registra un trend crescente, e statisticamente significativo (RR=1.02, con  $p<0.05$ ), nel rischio sanitario. Più dettagliatamente, si osservano nei singoli gruppi di comuni una serie di eccessi di rischio: nei comuni del secondo gruppo si osserva un eccesso di rischio del 2% (al limite della significatività statistica) rispetto a quelli del primo. Nei comuni del terzo, del quarto e del quinto gruppo si osservano eccessi di rischio statisticamente significativi pari, rispettivamente all'8%, al 5% e al 12%.

**Tabella 27. Regressione di Poisson: mortalità generale, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	9 200	1.00	0.97 - 1.03	0.93
Indice di deprivazione (III quintile)	12 329	1.05	1.02 - 1.08	<0.05
Indice di deprivazione (IV quintile)	20 828	1.06	1.03 - 1.08	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	65 206	1.06	1.03 - 1.08	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	52 167	1.02	0.999 - 1.03	0.06
Indice Rifiuti (III gruppo)	7 124	1.08	1.05 - 1.11	<0.05
Indice Rifiuti (IV gruppo)	18 226	1.05	1.03 - 1.07	<0.05
Indice Rifiuti (V gruppo)	7 501	1.12	1.10 - 1.15	<0.05
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.01	1.007 - 1.016	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.02	1.019 - 1.029	<0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 116 872 casi.

### 3.4.2 Tutti i tumori

Negli uomini (Tabella 28) la popolazione dei comuni più disagiati (quarto e quinto quintile) ha un rischio, rispettivamente, dell'11% e del 13% in più rispetto a quella dei comuni più agiati. Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo del rischio (RR=1.04, con  $p<0.05$ ).

Al crescere della pressione ambientale si registra un trend crescente, e statisticamente significativo (RR=1.01, con  $p<0.05$ ), nel rischio sanitario. Più dettagliatamente, si osservano nei singoli gruppi di comuni una serie di eccessi di rischio statisticamente

significativi: nei comuni del secondo gruppo si osserva un eccesso di rischio del 4% rispetto a quelli del primo, nei comuni del terzo del 6%, nei comuni del quarto del 5% e negli otto comuni con maggior pressione ambientale del 4% (al limite della significatività statistica).

**Tabella 28. Regressione di Poisson: tutti i tumori, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	2 889	0.97	0.92 - 1.03	0.31
Indice di deprivazione (III quintile)	3 778	0.97	0.93 - 1.02	0.30
Indice di deprivazione (IV quintile)	6 971	1.11	1.07 - 1.17	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	20 711	1.13	1.08 - 1.17	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	15 989	1.04	1.01 - 1.07	<0.05
Indice Rifiuti (III gruppo)	2 297	1.06	1.01 - 1.11	<0.05
Indice Rifiuti (IV gruppo)	6 261	1.05	1.01 - 1.09	<0.05
Indice Rifiuti (V gruppo)	2 525	1.04	0.995 - 1.089	0.08
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.04	1.036 - 1.052	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.01	1.006 - 1.023	<0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 37 343 casi.

Nelle donne (Tabella 29) la popolazione dei comuni più disagiati (quarto e quinto quintile) ha un rischio, rispettivamente, del 5% (al limite della significatività statistica) e dell'11% in più rispetto a quella dei comuni più agiati. Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo del rischio (RR=1.03, con  $p<0.05$ ).

Al crescere della pressione ambientale si registra un trend crescente, e statisticamente significativo (RR=1.01, con  $p=0.05$ ), nel rischio sanitario. Si osservano due rischi statisticamente significativi: nei comuni del secondo gruppo (5%) e negli otto comuni a maggior pressione ambientale (7%).

**Tabella 29. Regressione di Poisson: tutti i tumori, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	1 984	1.04	0.97 - 1.10	0.28
Indice di deprivazione (III quintile)	2 557	1.02	0.96 - 1.08	0.58
Indice di deprivazione (IV quintile)	4 460	1.05	0.99 - 1.11	0.08
Indice di deprivazione (V quintile)	14 453	1.11	1.05 - 1.16	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	11 435	1.05	1.01 - 1.09	<0.05
Indice Rifiuti (III gruppo)	1 490	1.02	0.97 - 1.08	0.42
Indice Rifiuti (IV gruppo)	4 038	1.04	0.99 - 1.08	0.11
Indice Rifiuti (V gruppo)	1 639	1.07	1.01 - 1.13	<0.05
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.03	1.02 - 1.04	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.01	1.00 - 1.02	0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 25 385 casi.

### 3.4.3 Tumore di trachea, bronchi e polmoni

Negli uomini (Tabella 30) la popolazione dei comuni più disagiati (quarto e quinto quintile) ha un rischio, rispettivamente, del 12% e del 14% in più rispetto a quella dei comuni più agiati. Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo del rischio (RR=1.05, con  $p<0.05$ ).

Al crescere della pressione ambientale si registra un trend crescente, e statisticamente significativo (RR=1.01 con  $p=0.05$ ), nel rischio sanitario. Più dettagliatamente, si



osservano nei singoli gruppi di comuni alcuni eccessi di rischio statisticamente significativi: nei comuni del secondo gruppo si osserva un eccesso di rischio del 5% e negli otto comuni con maggior pressione ambientale un eccesso di rischio del 7% rispetto ai comuni di riferimento (primo gruppo). Nei comuni del quarto si registra un eccesso di rischio del 6% ma è al limite della significatività statistica.

**Tabella 30. Regressione di Poisson: tumori di trachea, bronchi e polmoni, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	941	0.99	0.90 - 1.08	0.82
Indice di deprivazione (III quintile)	1 221	0.98	0.90 - 1.06	0.60
Indice di deprivazione (IV quintile)	2 270	1.12	1.03 - 1.21	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	6 848	1.14	1.07 - 1.23	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	5 267	1.05	1.00 - 1.11	<0.05
Indice Rifiuti (III gruppo)	751	1.06	0.98 - 1.15	0.14
Indice Rifiuti (IV gruppo)	2 065	1.06	0.999 - 1.1	0.06
Indice Rifiuti (V gruppo)	843	1.07	0.99 - 1.15	0.10
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.05	1.03 - 1.06	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.02	1.00 - 1.03	<0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 12 247 casi.

Nelle donne (Tabella 31), ad eccezione di un eccesso di rischio per i comuni del secondo gruppo, non si osservano né situazioni particolarmente a rischio nei gruppi più compromessi dal punto di vista ambientale né trend significativi.

Se si considerano i comuni raggruppati per stato socioeconomico la situazione è diametralmente opposta. Nei comuni appartenenti ai gruppi più disagiati (quarto e quinto quintile) vi sono rischi più alti rispetto a quelli più agiati rispettivamente del 35% e del 48%. È significativo anche il trend (RR=1.17, con  $p<0.05$ ).

**Tabella 31. Regressione di Poisson: tumori di trachea, bronchi e polmoni, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	146	1.21	0.95 - 1.55	0.12
Indice di deprivazione (III quintile)	179	1.07	0.85 - 1.36	0.55
Indice di deprivazione (IV quintile)	343	1.35	1.09 - 1.67	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	1 400	1.48	1.22 - 1.80	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	1 178	1.45	1.27 - 1.66	<0.05
Indice Rifiuti (III gruppo)	112	1.14	0.93 - 1.42	0.21
Indice Rifiuti (IV gruppo)	301	1.06	0.90 - 1.24	0.50
Indice Rifiuti (V gruppo)	128	1.09	0.89 - 1.34	0.38
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.17	1.13 - 1.21	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.98	0.94 - 1.01	0.205

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 2 190 casi.

#### 3.4.4 Tumore del fegato e dei dotti biliari

Negli uomini (Tabella 32) la popolazione dei comuni appartenenti al terzo, quarto e quinto quintile ha un rischio, rispettivamente, del 25%, del 51% e del 51% in più rispetto a quella dei comuni più agiati. Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo del rischio (RR=1.08, con  $p<0.05$ ).

Al crescere della pressione ambientale si registra un trend crescente, e statisticamente significativo (RR=1.04, con  $p<0.05$ ), nel rischio sanitario. Più dettagliatamente, si osservano nei singoli gruppi di comuni una serie di eccessi di rischio statisticamente significativi: nei comuni del secondo gruppo si osserva un eccesso di rischio del 21% rispetto a quelli del primo, negli otto comuni con maggior pressione ambientale un eccesso di rischio del 19%.

**Tabella 32. Regressione di Poisson: tumori del fegato e dei dotti biliari, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	167	1.09	0.87 - 1.37	0.44
Indice di deprivazione (III quintile)	244	1.25	1.02 - 1.53	<0.05
Indice di deprivazione (IV quintile)	499	1.51	1.25 - 1.82	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	1 337	1.51	1.27 - 1.80	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	953	0.91	0.81 - 1.02	0.12
Indice Rifiuti (III gruppo)	165	1.21	1.01 - 1.44	<0.05
Indice Rifiuti (IV gruppo)	404	1.01	0.88 - 1.15	0.92
Indice Rifiuti (V gruppo)	204	1.19	1.01 - 1.40	<0.05
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.08	1.05 - 1.12	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.04	1.01 - 1.08	<0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 2 400 casi.

Nelle donne (Tabella 33) la popolazione dei comuni appartenenti al terzo, quarto e quinto quintile ha un rischio, rispettivamente, del 36%, del 30% e del 29% in più rispetto a quella dei comuni più agiati. Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo del rischio (RR=1.05, con  $p<0.05$ ).

Al crescere della pressione ambientale si registra un trend crescente, e statisticamente significativo (RR=1.07, con  $p<0.05$ ), nel rischio sanitario. Più dettagliatamente, si osserva un solo eccesso di rischio statisticamente significativo (RR=1.29) negli otto comuni con maggior pressione ambientale rispetto ai comuni di riferimento.

**Tabella 33. Regressione di Poisson: tumori del fegato e dei dotti biliari, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	115	0.87	0.67 - 1.12	0.27
Indice di deprivazione (III quintile)	231	1.36	1.10 - 1.68	<0.05
Indice di deprivazione (IV quintile)	397	1.30	1.06 - 1.59	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	1 108	1.29	1.07 - 1.56	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	816	0.91	0.79 - 1.04	0.15
Indice Rifiuti (III gruppo)	122	1.09	0.89 - 1.34	0.398
Indice Rifiuti (IV gruppo)	342	1.10	0.94 - 1.27	0.23
Indice Rifiuti (V gruppo)	163	1.29	1.08 - 1.55	<0.05
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.05	1.01 - 1.08	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.07	1.03 - 1.10	<0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 1 989 casi.

### 3.4.5 Tumore dello stomaco

Non si osservano differenze particolari tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche. Il trend non è statisticamente significativo (Tabella 34).

Si registra, invece, un eccesso di rischio del 19% per i comuni appartenenti al quarto gruppo rispetto ai comuni di riferimento. Statisticamente significativo è, inoltre, il trend (RR=1.05, con  $p<0.05$ ): il rischio sanitario aumenta al peggiorare delle condizioni ambientali.

**Tabella 34. Regressione di Poisson: tumori dello stomaco, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	188	0.91	0.75 - 1.11	0.36
Indice di deprivazione (III quintile)	257	0.95	0.79 - 1.14	0.58
Indice di deprivazione (IV quintile)	467	1.03	0.87 - 1.22	0.73
Indice di deprivazione (V quintile)	1 216	0.92	0.79 - 1.08	0.31
Indice Rifiuti (II gruppo)	933	1.03	0.91 - 1.16	0.63
Indice Rifiuti (III gruppo)	144	1.03	0.85 - 1.24	0.77
Indice Rifiuti (IV gruppo)	433	1.19	1.04 - 1.36	<0.05
Indice Rifiuti (V gruppo)	171	1.16	0.97 - 1.38	0.10
Test per il trend (Indice di deprivazione)		0.99	0.96 - 1.02	0.408
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.05	1.02 - 1.09	<0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 2 345 casi.

Nelle donne non si registrano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 35).

**Tabella 35. Regressione di Poisson: tumori dello stomaco, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	129	1.04	0.81 - 1.34	0.77
Indice di deprivazione (III quintile)	176	1.11	0.88 - 1.40	0.40
Indice di deprivazione (IV quintile)	253	0.89	0.71 - 1.11	0.30
Indice di deprivazione (V quintile)	782	0.97	0.80 - 1.19	0.77
Indice Rifiuti (II gruppo)	608	0.92	0.79 - 1.07	0.27
Indice Rifiuti (III gruppo)	89	0.94	0.74 - 1.18	0.58
Indice Rifiuti (IV gruppo)	239	1.02	0.86 - 1.22	0.81
Indice Rifiuti (V gruppo)	102	1.17	0.93 - 1.46	0.18
Test per il trend (Indice di deprivazione)		0.97	0.93 - 1.01	0.14
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.03	0.98 - 1.07	0.24

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 1 465 casi.

### 3.4.6 Tumore della vescica

Non si registrano, negli uomini, differenze significative tra gruppi di comuni con diverse condizioni ambientali.

Nei comuni con condizioni economiche più disagiate (quarto e quinto quintile) si registrano, rispettivamente, eccessi di rischio del 30% e del 28% rispetto ai comuni del primo quintile (Tabella 36).

**Tabella 36. Regressione di Poisson: tumori della vescica, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	168	1.10	0.88 - 1.37	0.42
Indice di deprivazione (III quintile)	213	1.07	0.87 - 1.32	0.54
Indice di deprivazione (IV quintile)	403	1.30	1.08 - 1.58	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	1 249	1.28	1.07 - 1.52	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	1 000	1.12	0.98 - 1.27	0.09
Indice Rifiuti (III gruppo)	112	0.94	0.76 - 1.15	0.54
Indice Rifiuti (IV gruppo)	356	1.07	0.93 - 1.24	0.35
Indice Rifiuti (V gruppo)	130	0.96	0.79 - 1.17	0.67
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.08	1.05 - 1.12	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.99	0.96 - 1.03	0.7

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 2 190 casi.

Nelle donne non si registrano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 37).

**Tabella 37. Regressione di Poisson: tumori della vescica, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	36	1.02	0.64 - 1.65	0.92
Indice di deprivazione (III quintile)	45	0.99	0.64 - 1.56	0.98
Indice di deprivazione (IV quintile)	60	0.82	0.53 - 1.27	0.39
Indice di deprivazione (V quintile)	253	1.04	0.72 - 1.52	0.83
Indice Rifiuti (II gruppo)	212	1.08	0.81 - 1.44	0.62
Indice Rifiuti (III gruppo)	22	0.87	0.55 - 1.39	0.57
Indice Rifiuti (IV gruppo)	63	0.97	0.69 - 1.37	0.87
Indice Rifiuti (V gruppo)	19	0.83	0.50 - 1.38	0.48
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.03	0.96 - 1.11	0.43
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.97	0.89 - 1.05	0.43

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 429 casi.

### 3.4.7 Tumore del rene

Negli uomini, al peggiorare delle condizioni socioeconomiche aumenta il rischio sanitario: si registra, infatti, un trend del rischio sanitario (al limite della significatività statistica). Non si osserva, invece, nessuna differenza significativa tra gruppi di comuni caratterizzati da diverse condizioni ambientali (Tabella 38).

**Tabella 38. Regressione di Poisson: tumori del rene, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	48	0.92	0.62 - 1.39	0.71
Indice di deprivazione (III quintile)	57	0.85	0.58 - 1.25	0.41
Indice di deprivazione (IV quintile)	121	1.14	0.81 - 1.61	0.46
Indice di deprivazione (V quintile)	347	1.15	0.84 - 1.58	0.38
Indice Rifiuti (II gruppo)	270	0.97	0.77 - 1.23	0.81
Indice Rifiuti (III gruppo)	38	0.99	0.69 - 1.43	0.97
Indice Rifiuti (IV gruppo)	94	0.85	0.65 - 1.12	0.24
Indice Rifiuti (V gruppo)	38	0.83	0.58 - 1.19	0.32
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.06	0.997 - 1.13	0.06
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.96	0.90 - 1.03	0.23

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 622 casi.

Una situazione simile si osserva nelle donne (Tabella 39). Al peggiorare delle condizioni economiche si assiste a un maggior rischio sanitario (RR=1.14, con  $p < 0.05$ ). Si registrano, infatti, due eccessi di rischio elevati e statisticamente significativi, rispettivamente nel quarto (RR=1.82) e nel quinto (RR=1.90) quintile rispetto ai comuni più agiati.

**Tabella 39. Regressione di Poisson: tumori del rene, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	26	1.55	0.83 - 2.89	0.17
Indice di deprivazione (III quintile)	31	1.41	0.77 - 2.55	0.27
Indice di deprivazione (IV quintile)	68	1.82	1.05 - 3.16	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	218	1.90	1.14 - 3.17	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	167	1.07	0.78 - 1.47	0.68
Indice Rifiuti (III gruppo)	20	1.11	0.67 - 1.83	0.68
Indice Rifiuti (IV gruppo)	55	1.03	0.71 - 1.49	0.86
Indice Rifiuti (V gruppo)	27	1.19	0.76 - 1.86	0.44
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.14	1.04 - 1.25	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.02	0.93 - 1.11	0.70

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 360 casi.

### 3.4.8 Sarcomi dei tessuti molli

In entrambi i sessi non si registrano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 40 e Tabella 41).

**Tabella 40. Regressione di Poisson: sarcomi dei tessuti molli, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	16	1.74	0.73 - 4.13	0.21
Indice di deprivazione (III quintile)	14	1.15	0.48 - 2.77	0.76
Indice di deprivazione (IV quintile)	16	0.73	0.30 - 1.76	0.49
Indice di deprivazione (V quintile)	79	1.46	0.68 - 3.10	0.33
Indice Rifiuti (II gruppo)	59	0.90	0.55 - 1.47	0.68
Indice Rifiuti (III gruppo)	8	0.80	0.37 - 1.73	0.56
Indice Rifiuti (IV gruppo)	17	0.69	0.37 - 1.29	0.25
Indice Rifiuti (V gruppo)	11	1.25	0.61 - 2.55	0.54
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.05	0.91 - 1.20	0.51
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.96	0.83 - 1.11	0.58

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 133 casi.

**Tabella 41. Regressione di Poisson: sarcomi dei tessuti molli, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	8	0.77	0.30 - 1.95	0.58
Indice di deprivazione (III quintile)	11	0.79	0.34 - 1.86	0.59
Indice di deprivazione (IV quintile)	22	1.01	0.47 - 2.17	0.99
Indice di deprivazione (V quintile)	59	0.88	0.44 - 1.73	0.71
Indice Rifiuti (II gruppo)	43	1.08	0.61 - 1.90	0.80
Indice Rifiuti (III gruppo)	11	1.84	0.89 - 3.82	0.10
Indice Rifiuti (IV gruppo)	22	1.34	0.73 - 2.46	0.35
Indice Rifiuti (V gruppo)	7	1.00	0.43 - 2.34	0.995
Test per il trend (Indice di deprivazione)		0.97	0.84 - 1.11	0.65
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.08	0.93 - 1.25	0.29

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 111 casi.

### 3.4.9 Linfomi non Hodgkin

Negli uomini, al peggiorare delle condizioni economiche si assiste a un maggior rischio sanitario (RR=1.06, con  $p < 0.05$ ). Non si registrano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 42).

**Tabella 42. Regressione di Poisson: linfomi non Hodgkin, uomini, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	59	0.83	0.58 - 1.18	0.29
Indice di deprivazione (III quintile)	94	0.98	0.72 - 1.35	0.92
Indice di deprivazione (IV quintile)	139	0.93	0.69 - 1.25	0.63
Indice di deprivazione (V quintile)	501	1.12	0.86 - 1.46	0.39
Indice Rifiuti (II gruppo)	381	1.09	0.90 - 1.33	0.38
Indice Rifiuti (III gruppo)	63	1.25	0.94 - 1.67	0.12
Indice Rifiuti (IV gruppo)	149	1.07	0.85 - 1.34	0.57
Indice Rifiuti (V gruppo)	53	0.96	0.71 - 1.31	0.81
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.06	1.00 - 1.12	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.01	0.96 - 1.07	0.64

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 864 casi.

Nelle donne non si registrano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 43).

**Tabella 43. Regressione di Poisson: linfomi non Hodgkin, donne, 1994-2001\***

Classi di rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	75	1.42	0.992 - 2.021	0.055
Indice di deprivazione (III quintile)	80	1.13	0.80 - 1.59	0.50
Indice di deprivazione (IV quintile)	135	1.14	0.82 - 1.57	0.44
Indice di deprivazione (V quintile)	445	1.18	0.88 - 1.58	0.26
Indice Rifiuti (II gruppo)	351	1.10	0.89 - 1.36	0.37
Indice Rifiuti (III gruppo)	47	1.04	0.75 - 1.43	0.84
Indice Rifiuti (IV gruppo)	137	1.20	0.94 - 1.52	0.14
Indice Rifiuti (V gruppo)	46	1.00	0.72 - 1.39	0.99
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.02	0.96 - 1.07	0.53
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.02	0.96 - 1.08	0.59

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 791 casi.

## 3.5 Malformazioni congenite: cluster analysis

In questa sezione vengono descritti i gruppi di comuni a maggior rischio identificati tramite la *cluster analysis*. Le mappe corrispondenti sono riportate nell'appendice 5.

### 3.5.1 Malformazioni congenite totali

Dai risultati dell'analisi spaziale sulla distribuzione delle malformazioni congenite totali si evidenziano i seguenti aggregati di comuni:

- il *cluster* principale, con maggiore significatività statistica ( $p=0.0001$ ), si osserva nella zona a Nord-Est di Napoli compresa tra il confine delle due province e il parco nazionale del Vesuvio (escluso). In tale *cluster*, definito da 13 comuni, si osservano

561 casi a fronte dei 437 attesi calcolati sulla base dei nati residenti nelle due province;

- il secondo *cluster* statisticamente significativo ( $p=0.0001$ ) si osserva nella penisola sorrentina e comprende 8 comuni: in tale aggregato si osservano 216 casi a fronte dei 147 attesi;
- il terzo *cluster* statisticamente significativo ( $p=0.0016$ ) si osserva nell'Agro Aversano e comprende 8 comuni: in tale aggregato si osservano 194 casi a fronte dei 137 attesi;
- il quarto *cluster* statisticamente significativo ( $p=0.013$ ) si osserva nell'aggregato comprendente i comuni di Portici ed Ercolano con 157 casi osservati a fronte dei 111 attesi;
- il quinto *cluster* statisticamente significativo ( $p=0.0159$ ) si osserva nel comune di Liveri con 9 casi osservati a fronte dei 1.54 attesi.

Tutti i *cluster* descritti si presentano in aree con criticità sia ambientali sia socioeconomiche già identificate nello Studio Pilota. All'interno dei *cluster* significativi sono di particolare interesse i comuni di Aversa, Frignano, Lusciano, San Marcellino e Teverola (tutti appartenenti all'Agro Aversano con classi di pressione ambientale più elevate) e Acerra appartenente alla classe di pressione ambientale più alta dell'IR.

### 3.5.2 Malformazioni congenite del sistema nervoso

Per le anomalie del sistema nervoso non si evidenziano aggregati di comuni con rischi di malformazioni congenite significativamente superiori al riferimento utilizzato.

### 3.5.3 Difetti del tubo neurale

Per i difetti del tubo neurale non si evidenziano aggregati di comuni con rischi di malformazioni congenite significativamente superiori al riferimento utilizzato.

### 3.5.4 Malformazioni congenite cardiovascolari

Dai risultati dell'analisi spaziale sulla distribuzione delle malformazioni congenite cardiovascolari si evidenziano due aggregati di comuni descritti di seguito:

- il *cluster* principale, con maggiore significatività statistica ( $p=0.0001$ ), si osserva nella parte più interna della penisola sorrentina e comprende 7 comuni: in tale *cluster* si osservano 94 casi a fronte dei 46 attesi calcolati sulla base dei nati residenti nelle due province;
- il secondo *cluster* statisticamente significativo ( $p=0.0011$ ) si osserva nell'area che comprende parte dei comuni ad Est di Napoli e parte del litorale vesuviano : tale aggregato comprende 10 comuni con 133 casi osservati a fronte degli 87 casi attesi.

Da notare che nessun comune compreso nei due *cluster* appartiene a una classe di IR con pressione ambientale elevata. La maggior parte di questi comuni sono deprivati dal punto di vista socioeconomico.

### 3.5.5 Malformazioni congenite palatolabbro

Per le anomalie del palatolabbro non si evidenziano aggregati di comuni con rischi di malformazioni congenite significativamente superiori al riferimento utilizzato.



### 3.5.6 Malformazioni congenite dell'apparato digerente

Per le anomalie dell'apparato digerente non si evidenziano aggregati di comuni con rischi di malformazioni congenite significativamente superiori al riferimento utilizzato.

### 3.5.7 Malformazioni congenite dei genitali esterni

Per le anomalie dei genitali esterni nervoso non si evidenziano aggregati di comuni con rischi di malformazioni congenite significativamente superiori al riferimento utilizzato.

### 3.5.8 Ipospadi

Per le ipospadie non si evidenziano aggregati di comuni con rischi di malformazioni congenite significativamente superiori al riferimento utilizzato.

### 3.5.9 Malformazioni congenite dell'apparato urogenitale

Dai risultati dell'analisi spaziale sulla distribuzione delle malformazioni congenite urogenitali si mettono in evidenza i seguenti aggregati di comuni:

- il *cluster* principale, con maggiore significatività statistica ( $p=0.0001$ ), si osserva nella zona a Nord di Acerra a cavallo delle due province. In tale *cluster*, definito da 6 comuni, si osservano 31 casi a fronte dei 7 attesi calcolati sulla base dei nati residenti nelle due province;
- il secondo *cluster* statisticamente significativo ( $p=0.0002$ ) comprende il solo comune di Acerra ed è adiacente al *cluster* principale. Nel comune di Acerra si osservano 22 casi a fronte dei 6 attesi;
- il terzo *cluster* statisticamente significativo ( $p=0.0232$ ) si osserva nell'Agro Aversano e comprende 7 comuni: nell'aggregato evidenziato si osservano 26 casi a fronte degli 11 attesi.

Da notare che il secondo e il terzo *cluster* comprendono numerosi comuni caratterizzati sia da alta pressione ambientale ( $IR=4$  e  $5$ ) sia da elevata deprivazione socioeconomica ( $ID=4$  e  $5$ ).

### 3.5.10 Malformazioni congenite muscolo-scheletriche

Per le anomalie del sistema nervoso non si evidenziano aggregati di comuni con rischi di malformazioni congenite significativamente superiori al riferimento utilizzato.

### 3.5.11 Malformazioni congenite degli arti

Dai risultati dell'analisi spaziale sulla distribuzione delle malformazioni congenite degli arti si evidenzia un *cluster* statisticamente significativo ( $p=0.0218$ ) nella zona a Est di Napoli compresa tra il confine delle due province e il litorale vesuviano (compreso). In tale *cluster*, definito da 20 comuni, si osservano 160 casi a fronte dei 121 attesi calcolati sulla base dei nati residenti nelle due province.

All'interno del *cluster* significativo sono di particolare interesse i comuni di Acerra, Casoria e Torre del Greco, appartenenti alle classi di pressione ambientale più alte ( $IR=4$  e  $5$ ).

### 3.5.12 Malformazioni congenite cromosomiche

Per le anomalie cromosomiche non si evidenziano aggregati di comuni con rischi di malformazioni congenite significativamente superiori al riferimento utilizzato.

## 3.6 Malformazioni congenite: analisi bayesiana

### 3.6.1 Malformazioni congenite totali

Dalla Tabella 44 si nota che negli otto comuni a maggior pressione ambientale (quinta classe) si registra un rischio dell'29% superiore rispetto a quello dei comuni a pressione ambientale nulla (prima classe). Non si rilevano differenze particolari dal punto di vista socioeconomico.

Si evidenzia un trend lineare di rischio bayesiano significativo per l'IR: passando da una classe di rischio alla successiva il rischio di malformazioni congenite totali aumenta del 5%.

**Tabella 44. Analisi bayesiana: malformazioni congenite totali, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	290	0.94	0.71 - 1.25
Indice di deprivazione (III quintile)	485	0.97	0.74 - 1.27
Indice di deprivazione (IV quintile)	855	0.89	0.68 - 1.18
Indice di deprivazione (V quintile)	2 324	1.01	0.76 - 1.33
Indice Rifiuti (II gruppo)	1 643	1.11	0.91 - 1.36
Indice Rifiuti (III gruppo)	326	1.11	0.88 - 1.39
Indice Rifiuti (IV gruppo)	712	1.10	0.90 - 1.36
Indice Rifiuti (V gruppo)	411	1.29	0.97 - 1.73
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.01	0.94 - 1.07
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.05	0.994 - 1.11
Frazione spaziale		71.81	37.18 - 96.43

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 4 192 casi.

Dall'esame delle mappe non si notano significative differenze tra i due tipi di stimatori bayesiani. Come già notato nella mortalità generale, gli eccessi maggiori si concentrano in zone già citate, mentre i comuni a minor rischio si trovano nella parte settentrionale della provincia di Caserta.

Dai risultati del modello con le covariate si osservano rischi relativi significativi in 9 comuni (il 5% del totale dei comuni delle due province). Tutti questi comuni (Acerra, Afragola, Aversa, Boscotrecase, Castellammare di Stabia, Ercolano, Liveri, Napoli e Portici) sono dislocati nell'area già identificata dalle analisi del primo rapporto: la zona al confine tra le due province, il litorale Domitio-Flegreo, Napoli e il litorale vesuviano. Difetti di rischio statisticamente significativi si osservano in 26 comuni (13%) sparsi in entrambe le province.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata per il 72% da fattori spaziali ma tale risultato ha un ampio intervallo di credibilità che non permette di dare una stima molto precisa sulla presenza di una significativa struttura spaziale del fenomeno.

### 3.6.2 Malformazioni congenite del sistema nervoso

Dalla Tabella 45 si nota che negli otto comuni a maggior pressione ambientale (quinta classe) si registra un rischio statisticamente superiore dell'89% rispetto a quello dei

comuni a pressione ambientale nulla (prima classe). Non si rilevano differenze particolari dal punto di vista socioeconomico.

Si evidenzia un marcato trend lineare di rischio bayesiano al limite della significatività statistica per l'IR: passando da una classe di rischio alla successiva il rischio aumenta del 10%.

**Tabella 45. Analisi bayesiana: malformazioni congenite del sistema nervoso, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	34	1.05	0.61 - 1.84
Indice di deprivazione (III quintile)	36	0.70	0.41 - 1.20
Indice di deprivazione (IV quintile)	61	0.61	0.37 - 1.04
Indice di deprivazione (V quintile)	190	0.80	0.51 - 1.28
Indice Rifiuti (II gruppo)	133	1.20	0.84 - 1.71
Indice Rifiuti (III gruppo)	34	1.38	0.87 - 2.14
Indice Rifiuti (IV gruppo)	54	0.97	0.65 - 1.45
Indice Rifiuti (V gruppo)	46	1.89	1.22 - 3.00
Test per il trend (Indice di deprivazione)		0.93	0.84 - 1.04
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.10	0.993 - 1.22
Frazione spaziale		68.54	17.63 - 99.63

Si sono osservati, nelle due province, un totale di 348 casi.

Dall'esame delle mappe si notano differenze consistenti tra i due tipi di stimatori bayesiani; la distribuzione del rischio bayesiano grezzo è abbastanza omogenea con pochi comuni che presentano eccessi di malformazioni congenite rispetto alla media regionale. Diversamente, la distribuzione del rischio bayesiano con l'aggiunta dell'informazione delle covariate è abbastanza eterogenea sull'intero territorio in studio con aggregati di comuni in eccesso nelle aree con valori più elevati di IR. Il modello bayesiano con covariate ha messo in evidenza rischi significativi in 4 comuni (Aversa, Caivano, Pollena Trocchia e Villa Literno), tra i quali solo Pollena Trocchia non appartiene ad un'area di primario interesse. Difetti di rischio statisticamente significativi si rilevano in 5 comuni (Boscoreale, Portici, Gragnano, Santa Maria la Carità e Lacco Ameno) della provincia di Napoli.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata in parte da fattori spaziali (69%), anche se la stima risulta abbastanza imprecisa (intervallo di credibilità ampio).

### 3.6.3 Difetti del tubo neurale

Dai risultati riportati in Tabella 46 non si rilevano differenze particolari tra le diverse classi ambientali e socioeconomiche.

**Tabella 46. Analisi bayesiana: difetti del tubo neurale, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	20	1.49	0.65 - 3.55
Indice di deprivazione (III quintile)	13	0.62	0.26 - 1.50
Indice di deprivazione (IV quintile)	22	0.55	0.24 - 1.28
Indice di deprivazione (V quintile)	81	0.87	0.42 - 1.84
Indice Rifiuti (II gruppo)	56	1.08	0.63 - 1.84
Indice Rifiuti (III gruppo)	14	1.14	0.55 - 2.19
Indice Rifiuti (IV gruppo)	23	0.91	0.49 - 1.64
Indice Rifiuti (V gruppo)	16	1.53	0.76 - 3.11
Test per il trend (Indice di deprivazione)		0.92	0.79 - 1.08
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.04	0.90 - 1.20
Frazione spaziale		73.66	14.51 - 99.55

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 147 casi.

Dall'esame delle mappe si notano differenze consistenti tra i due tipi di stimatori bayesiani; la distribuzione del rischio bayesiano grezzo è abbastanza omogenea con pochi comuni che presentano eccessi di malformazioni congenite rispetto alla media regionale. Diversamente, la distribuzione del rischio bayesiano con l'aggiunta dell'informazione delle covariate è abbastanza eterogenea sull'intero territorio in studio con aggregati di comuni in eccesso nella parte centrale della provincia di Caserta. In tali aggregati non si evidenziano comuni con eccessi di rischio significativi. Due comuni (Portici e San Giorgio a Cremano) presentano difetti di rischio statisticamente significativi.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è in massima parte spiegata da fattori spaziali (74%) ma la precisione della stima è molto bassa a causa della bassa numerosità dei casi.

### 3.6.4 Malformazioni congenite cardiovascolari

Dalla Tabella 47 si osserva che nei comuni a maggior pressione ambientale (quarta e quinta classe) si registra un rischio tra il 17 e il 25% (anche se non statisticamente significativo) superiore rispetto a quello dei comuni a pressione ambientale nulla (prima classe). Non si rilevano differenze particolari dal punto di vista socioeconomico.

Si evidenzia un trend lineare di rischio bayesiano (anche se non statisticamente significativo) sia per l'IR sia per l>ID: passando da una classe di rischio alla successiva il rischio aumenta del 5%.

**Tabella 47. Analisi bayesiana: malformazioni congenite cardiovascolari, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	71	0.86	0.53 - 1.44
Indice di deprivazione (III quintile)	145	1.17	0.75 - 1.85
Indice di deprivazione (IV quintile)	256	0.96	0.60 - 1.57
Indice di deprivazione (V quintile)	671	1.19	0.76 - 1.90
Indice Rifiuti (II gruppo)	476	1.16	0.88 - 1.55
Indice Rifiuti (III gruppo)	93	1.29	0.91 - 1.82
Indice Rifiuti (IV gruppo)	189	1.17	0.86 - 1.60
Indice Rifiuti (V gruppo)	106	1.25	0.87 - 1.84
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.05	0.96 - 1.15
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.05	0.98 - 1.15
Frazione spaziale		94.93	78.46 - 99.87

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 1190 casi.

Dall'esame delle mappe non si notano differenze consistenti tra i due tipi di stimatori bayesiani; la distribuzione del rischio bayesiano con l'aggiunta dell'informazione delle covariate mette in evidenza aggregati di comuni con eccessi significativi nell'Agro Aversano, nel litorale vesuviano più alcuni comuni ad Est di Napoli e nella penisola sorrentina. A livello comunale si evidenziano eccessi significativi di malformazioni congenite cardiovascolari nel 5% dei comuni in studio (Afragola, Aversa, Castellammare di Stabia, Ercolano, Massa Lubrense, Napoli, Pimonte, Portici, S. Antonio Abate). Nella maggior parte di tali comuni l'IR e/o l>ID hanno valori appartenenti alle classi 3-5. Da notare in particolare l'eccesso di malformazioni congenite cardiovascolari nel comune di Aversa appartenente alla classe 5 dell'IR. Nella provincia di Caserta si rilevano 57 comuni (il 30% dei comuni delle due province) con difetti di rischio statisticamente significativi.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è in massima parte spiegata da fattori spaziali (95%) con una elevata precisione della stima (78.5%-99.9%).

### 3.6.5 Malformazioni congenite palatolabbro

Non si rilevano differenze particolari tra le diverse classi dell'IR e dell>ID (Tabella 48).

**Tabella 48. Analisi bayesiana: malformazioni congenite palatolabbro, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	18	0.82	0.41 - 1.64
Indice di deprivazione (III quintile)	21	0.61	0.31 - 1.18
Indice di deprivazione (IV quintile)	61	1.01	0.58 - 1.82
Indice di deprivazione (V quintile)	125	0.81	0.49 - 1.43
Indice Rifiuti (II gruppo)	91	1.18	0.80 - 1.74
Indice Rifiuti (III gruppo)	15	0.95	0.51 - 1.69
Indice Rifiuti (IV gruppo)	50	1.20	0.79 - 1.83
Indice Rifiuti (V gruppo)	23	0.98	0.57 - 1.65
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.00	0.89 - 1.12
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.03	0.93 - 1.14
Frazione spaziale		81.15	27.58 - 99.60

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 243 casi.

Dall'esame delle mappe si nota un rischio bayesiano grezzo costante e in linea con il riferimento regionale. L'informazione delle covariate aggiunge una lieve componente

di eterogeneità che mette in risalto solo alcuni comuni in eccesso non significativo e distribuiti in modo irregolare sul territorio.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata in buona parte da fattori spaziali (81%), anche se l'intervallo di credibilità è molto ampio e quindi la stima imprecisa.

### 3.6.6 Malformazioni congenite dell'apparato digerente

Dalla lettura dei risultati riportati in Tabella 49 non si evidenziano differenze particolari tra le diverse classi dell'IR e dell>ID.

**Tabella 49. Analisi bayesiana: malformazioni congenite dell'apparato digerente, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	11	0.63	0.26 - 1.53
Indice di deprivazione (III quintile)	16	0.59	0.27 - 1.34
Indice di deprivazione (IV quintile)	37	0.84	0.42 - 1.77
Indice di deprivazione (V quintile)	90	0.83	0.44 - 1.68
Indice Rifiuti (II gruppo)	63	0.88	0.53 - 1.41
Indice Rifiuti (III gruppo)	10	0.72	0.33 - 1.47
Indice Rifiuti (IV gruppo)	32	0.87	0.52 - 1.46
Indice Rifiuti (V gruppo)	11	0.58	0.27 - 1.19
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.02	0.88 - 1.18
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.94	0.82 - 1.07
Frazione spaziale		68.64	12.68 - 99.66

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 167 casi.

Dall'esame delle mappe si nota un rischio bayesiano grezzo costante e in linea con il riferimento regionale. L'informazione delle covariate aggiunge una lieve componente di eterogeneità che mette in risalto pochi comuni con eccessi di malformazioni congenite non significativi e con meno di 3 casi.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata da fattori spaziali nella misura del 69%, anche se l'intervallo di credibilità è molto ampio che si traduce in una stima imprecisa.

### 3.6.7 Malformazioni congenite dei genitali esterni

Dalla Tabella 50 non si rilevano differenze significative tra le diverse classi dell'IR e dell>ID.

**Tabella 50. Analisi bayesiana: malformazioni congenite dei genitali esterni, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	30	1.12	0.62 - 2.09
Indice di deprivazione (III quintile)	42	1.00	0.58 - 1.80
Indice di deprivazione (IV quintile)	69	1.02	0.59 - 1.81
Indice di deprivazione (V quintile)	212	1.28	0.79 - 2.19
Indice Rifiuti (II gruppo)	147	1.10	0.79 - 1.55
Indice Rifiuti (III gruppo)	37	1.36	0.88 - 2.08
Indice Rifiuti (IV gruppo)	59	0.84	0.57 - 1.23
Indice Rifiuti (V gruppo)	32	0.93	0.58 - 1.48
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.04	0.93 - 1.16
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.98	0.89 - 1.08
Frazione spaziale		77.92	24.17 - 99.54

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 374 casi.

Dall'esame delle mappe si nota un rischio bayesiano grezzo costante e in linea con il riferimento regionale. L'informazione data dalle covariate aggiunge una lieve componente di eterogeneità che mette in risalto pochi comuni intorno al comune di Napoli con eccessi di malformazioni congenite non statisticamente significativi. L'unico risultato da evidenziare è l'eccesso di malformazioni congenite per il comune di Afragola del 51% in più rispetto all'atteso regionale statisticamente significativo al 90% di probabilità.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata in buona parte da fattori spaziali (78%), anche se l'intervallo di credibilità è molto ampio (stima imprecisa).

### 3.6.8 Ipospadi

Dai risultati riportati in Tabella 51 non si rilevano differenze particolari tra le diverse classi dell'IR e dell>ID.

**Tabella 51. Analisi bayesiana: ipospadia, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	28	1.24	0.66 - 2.41
Indice di deprivazione (III quintile)	37	1.03	0.57 - 1.90
Indice di deprivazione (IV quintile)	66	1.14	0.65 - 2.08
Indice di deprivazione (V quintile)	194	1.32	0.79 - 2.35
Indice Rifiuti (II gruppo)	139	1.22	0.87 - 1.72
Indice Rifiuti (III gruppo)	31	1.33	0.84 - 2.07
Indice Rifiuti (IV gruppo)	57	0.95	0.64 - 1.39
Indice Rifiuti (V gruppo)	29	0.96	0.60 - 1.54
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.05	0.95 - 1.17
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.98	0.90 - 1.08
Frazione spaziale		85.85	38.80 - 99.68

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 343 casi.

Dall'esame delle mappe si nota un rischio bayesiano grezzo costante e in linea con il riferimento regionale. L'informazione data dalle covariate aggiunge una lieve componente di eterogeneità che mette in risalto pochi comuni intorno al comune di Napoli con eccessi di malformazioni congenite non significativi.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata in buona parte da fattori spaziali (86%), anche se tale stima è poco precisa (intervallo di credibilità ampio).

### 3.6.9 Malformazioni congenite dell'apparato urogenitale

Dalla Tabella 52 si osserva che nei comuni a maggior pressione ambientale (quinta classe) si registra un rischio significativamente superiore del 80% rispetto a quello dei comuni a pressione ambientale nulla (prima classe). Per la classe 4 si nota un tasso di casi statisticamente superiore del 63% rispetto alla classe 1. Non si rilevano differenze particolari dal punto di vista socioeconomico.

Si evidenzia un trend lineare nel rischio bayesiano statisticamente significativo per l'IR: passando da una classe di rischio alla successiva il rischio aumenta del 16%.

**Tabella 52. Analisi bayesiana: malformazioni congenite dell'apparato urogenitale, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	23	0.93	0.43 - 1.99
Indice di deprivazione (III quintile)	47	1.15	0.59 - 2.25
Indice di deprivazione (IV quintile)	74	0.92	0.48 - 1.82
Indice di deprivazione (V quintile)	212	1.11	0.59 - 2.14
Indice Rifiuti (II gruppo)	137	1.22	0.75 - 1.98
Indice Rifiuti (III gruppo)	28	1.36	0.75 - 2.42
Indice Rifiuti (IV gruppo)	86	1.63	0.997 - 2.67
Indice Rifiuti (V gruppo)	49	1.80	0.96 - 3.42
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.01	0.89 - 1.16
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.16	1.03 - 1.32
Frazione spaziale		47.79	7.28 - 98.61

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 382 casi.

Dall'esame delle mappe non si notano differenze consistenti tra i due tipi di stimatori bayesiani; la distribuzione del rischio bayesiano che contiene l'informazione date dalle covariate mette in evidenza aggregati di comuni con eccessi significativi lungo il confine tra le due province e quindi nel territorio che comprende l'Agro Aversano, Acerra e i comuni intorno a quest'ultimo

L'area evidenziata fa parte della zona con più alta deprivazione e con maggiore pressione ambientale.

I comuni con un numero di casi di malformazioni congenite osservati in eccesso statisticamente significativo rispetto all'atteso regionale sono Acerra, Aversa, Maddaloni e S. Felice a Canello. Aversa e Acerra appartengono alla classe 5 dell'IR e gli altri due comuni alla classe 4. Il rischio relativo bayesiano di malformazioni congenite dell'apparato urogenitale per questi comuni è compreso tra 203 e 367. Nei comuni di Giugliano in Campania, Marano di Napoli e Pozzuoli i rischi sono significativamente inferiori all'atteso regionale.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio non è spiegata in modo significativo da fattori spaziali: la struttura spaziale spiega solo il 48% dell'intera variabilità del fenomeno.



### 3.6.10 Malformazioni congenite muscolo-scheletriche

Non si rilevano differenze significative tra le diverse classi dell'IR e dell>ID (Tabella 53).

**Tabella 53. Analisi bayesiana: malformazioni congenite muscolo-scheletriche, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	18	1.08	0.47 - 2.65
Indice di deprivazione (III quintile)	27	1.03	0.48 - 2.37
Indice di deprivazione (IV quintile)	37	0.75	0.35 - 1.74
Indice di deprivazione (V quintile)	106	0.73	0.35 - 1.61
Indice Rifiuti (II gruppo)	82	1.19	0.68 - 2.06
Indice Rifiuti (III gruppo)	13	0.85	0.38 - 1.74
Indice Rifiuti (IV gruppo)	33	1.14	0.63 - 2.08
Indice Rifiuti (V gruppo)	22	1.59	0.76 - 3.40
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.02	0.88 - 1.18
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.94	0.82 - 1.07
Frazione spaziale		32.08	5.11 - 86.94

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 202 casi.

Dall'esame delle mappe si nota un rischio bayesiano grezzo costante e in linea con il riferimento regionale. L'informazione data dalle covariate aggiunge una lieve componente di eterogeneità che mette in risalto pochi eccessi non significativi e distribuiti in modo casuale. Tra questi, l'unico risultato degno di nota è il rischio per il comune di Acerra del 97% superiore rispetto al riferimento regionale.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio non è spiegata in modo significativo da fattori spaziali: la struttura spaziale spiega solo il 32% dell'intera variabilità del fenomeno.

### 3.6.11 Malformazioni congenite degli arti

Dalla Tabella 54 si osserva che nei comuni a maggiore deprivazione (quinta classe) si registra un rischio del 35% superiore rispetto a quello dei comuni non deprivati (prima classe), anche se non significativo.

Si evidenzia un trend lineare statisticamente significativo del rischio bayesiano per l>ID: passando da una classe di deprivazione alla successiva il rischio aumenta del 10%.

**Tabella 54. Analisi bayesiana: malformazioni congenite degli arti, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	36	0.91	0.53 - 1.58
Indice di deprivazione (III quintile)	66	1.03	0.64 - 1.70
Indice di deprivazione (IV quintile)	128	1.13	0.71 - 1.85
Indice di deprivazione (V quintile)	333	1.35	0.87 - 2.16
Indice Rifiuti (II gruppo)	219	0.99	0.74 - 1.32
Indice Rifiuti (III gruppo)	42	0.96	0.64 - 1.41
Indice Rifiuti (IV gruppo)	109	0.88	0.64 - 1.19
Indice Rifiuti (V gruppo)	56	0.96	0.65 - 1.41
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.10	1.01 - 1.21
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.98	0.91 - 1.06
Frazione spaziale		82.21	25.42 - 99.74

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 593 casi.

Dall'esame delle mappe non si nota una differenza sostanziale tra le due distribuzioni di rischio bayesiano. L'informazione data dalle covariate aggiunge una lieve componente di eterogeneità che mette in risalto un aggregato formato dai due comuni con eccessi significativi localizzati lungo il litorale vesuviano. In particolare, dalla lettura dei risultati a livello comunale su questo gruppo di malformazioni congenite si nota:

- un rischio significativo al 95% di probabilità per il comune di Torre del Greco del 49% superiore rispetto al riferimento regionale; e
- un rischio significativo al 90% di probabilità per il comune di Ercolano del 38% superiore rispetto al riferimento regionale.

Entrambi i comuni evidenziati sono molto deprivati.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata in buona parte da fattori spaziali (82%), anche se tale stima è poco precisa (intervallo di credibilità ampio).

### 3.6.12 Malformazioni congenite cromosomiche

I risultati riportati in Tabella 55 mostrano un aumento del rischio dell'IR nella classe 2 del 47% superiore rispetto alla classe di riferimento (classe 1).

**Tabella 55. Analisi bayesiana: malformazioni congenite cromosomiche, 1996-2002\***

Classi di rischio	Casi	RR	Icr 95%
Indice di deprivazione (II quintile)	30	1.24	0.68 - 2.29
Indice di deprivazione (III quintile)	49	1.27	0.74 - 2.27
Indice di deprivazione (IV quintile)	72	1.19	0.70 - 2.08
Indice di deprivazione (V quintile)	229	1.30	0.80 - 2.18
Indice Rifiuti (II gruppo)	188	1.47	1.07 - 2.00
Indice Rifiuti (III gruppo)	33	1.39	0.90 - 2.13
Indice Rifiuti (IV gruppo)	55	0.91	0.63 - 1.34
Indice Rifiuti (V gruppo)	31	0.99	0.62 - 1.55
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.03	0.93 - 1.14
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.97	0.89 - 1.07
Frazione spaziale		81.19	34.09 - 99.21

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 399 casi.

Dall'esame delle mappe non si nota una differenza sostanziale tra le due distribuzioni di rischio bayesiano che si presenta in linea con il rischio regionale.

Dalla lettura dei risultati a livello comunale su questo gruppo di malformazioni congenite si nota un solo rischio significativo al 95% di probabilità per il comune di Napoli del 25% superiore rispetto al riferimento regionale. Difetti di rischio statisticamente significativi si registrano nella provincia di Caserta nei comuni di Lusciano e San Nicola la Strada e in quella di Napoli nei comuni di Boscoreale, Caloria, Mugnano, Pozzuoli, San Gennaro Vesuviano e Sant'Antimo.

L'eterogeneità della distribuzione spaziale del rischio è spiegata in buona parte da fattori spaziali (86%), anche se tale stima è poco precisa (intervallo di credibilità ampio).

### 3.7 Malformazioni congenite: regressione di Poisson

#### 3.7.1 Malformazioni congenite totali

Dalla Tabella 56 si nota che i nati residenti nei comuni più disagiati (quinto quintile) hanno un rischio di malformazioni congenite totali del 15% in più rispetto a quello dei comuni più agiati, anche se statisticamente significativo solo al 90% di probabilità. Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo ( $p < 0.05$ ) del rischio di malformazioni congenite all'aumentare dell'ID categorico ( $RR=1.05$  ovvero si evidenzia un incremento statisticamente significativo del rischio del 5% passando da una categoria socioeconomica alla successiva più deprivata).

Secondo la classificazione dei comuni effettuata in base alla distribuzione dell'IR, i comuni appartenenti al gruppo di riferimento (il primo) sono quelli corrispondenti ai valori minimi dell'indicatore. Dalla Tabella 56 si nota che i nati residenti nei comuni a rischio medio (II e III gruppo) hanno un rischio di malformazioni congenite totali rispettivamente del 9% e del 14% in più rispetto a quello dei comuni appartenenti alla classe di riferimento. Al crescere della pressione ambientale si registra un trend costante nel rischio sanitario.

**Tabella 56. Regressione di Poisson: malformazioni congenite totali, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	290	0.95	0.80 - 1.13	0.57
Indice di deprivazione (III quintile)	485	1.02	0.87 - 1.20	0.79
Indice di deprivazione (IV quintile)	855	1.03	0.88 - 1.19	0.73
Indice di deprivazione (V quintile)	2 324	1.15	1.000 - 1.31	0.051
Indice Rifiuti (II gruppo)	1 643	1.09	0.998 - 1.18	0.06
Indice Rifiuti (III gruppo)	326	1.14	1.005 - 1.29	<0.05
Indice Rifiuti (IV gruppo)	712	0.93	0.84 - 1.03	0.14
Indice Rifiuti (V gruppo)	411	1.05	0.93 - 1.18	0.40
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.05	1.03 - 1.08	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.99	0.97 - 1.01	0.42

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 4 192 casi.

#### 3.7.2 Malformazioni congenite del sistema nervoso

I risultati riportati in Tabella 57 mostrano che i nati residenti dei comuni appartenenti al quarto quintile hanno un rischio del 42% statisticamente inferiore rispetto a quello dei comuni più agiati. Non si osserva nessun trend statisticamente significativo del rischio di malformazioni congenite all'aumentare dell'ID.

Al crescere della pressione ambientale si registra un trend crescente nel rischio sanitario, statisticamente significativo al 90% di probabilità ( $RR=1.08$ , con  $p=0.06$ ). Più dettagliatamente, si osservano nei singoli gruppi di comuni eccessi di rischio statisticamente significativi: nei comuni del terzo gruppo si osserva un eccesso di rischio del 45% rispetto a quelli del primo (significativo al 90% di probabilità) e negli otto comuni con maggior pressione ambientale un eccesso di rischio dell'83% (significativo al 95% di probabilità).

**Tabella 57. Regressione di Poisson: malformazioni congenite del sistema nervoso, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	34	0.99	0.59 - 1.66	0.97
Indice di deprivazione (III quintile)	36	0.67	0.40 - 1.12	0.12
Indice di deprivazione (IV quintile)	61	0.58	0.36 - 0.93	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	190	0.78	0.52 - 1.19	0.25
Indice Rifiuti (II gruppo)	133	1.22	0.90 - 1.65	0.20
Indice Rifiuti (III gruppo)	34	1.45	0.96 - 2.18	0.08
Indice Rifiuti (IV gruppo)	54	0.97	0.67 - 1.40	0.86
Indice Rifiuti (V gruppo)	46	1.83	1.25 - 2.70	<0.05
Test per il trend (Indice di deprivazione)		0.96	0.88 - 1.05	0.36
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.08	0.996 - 1.16	0.06

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 348 casi.

### 3.7.3 Difetti del tubo neurale

Dai risultati non si notano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 58).

**Tabella 58. Regressione di Poisson: difetti del tubo neurale, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	20	1.40	0.66 - 2.98	0.38
Indice di deprivazione (III quintile)	13	0.59	0.26 - 1.33	0.20
Indice di deprivazione (IV quintile)	22	0.52	0.24 - 1.12	0.09
Indice di deprivazione (V quintile)	81	0.84	0.44 - 1.61	0.60
Indice Rifiuti (II gruppo)	56	1.09	0.69 - 1.73	0.71
Indice Rifiuti (III gruppo)	14	1.22	0.65 - 2.27	0.54
Indice Rifiuti (IV gruppo)	23	0.90	0.51 - 1.56	0.70
Indice Rifiuti (V gruppo)	16	1.45	0.78 - 2.71	0.24
Test per il trend (Indice di deprivazione)		0.94	0.83 - 1.07	0.35
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.02	0.91 - 1.16	0.71

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 147 casi.

### 3.7.4 Malformazioni congenite cardiovascolari

Dalla Tabella 59 si nota che i nati residenti nei comuni del terzo, quarto e quinto quintile hanno un rischio di malformazioni congenite cardiovascolari, rispettivamente, del 51%, 60% e 71% significativamente ( $p<0.05$ ) più elevato rispetto a quello dei comuni più agiati. Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo del rischio ( $RR=1.12$  con  $p<0.05$ , ovvero si evidenzia un incremento statisticamente significativo del rischio del 12% passando da una categoria socioeconomica alla successiva più deprivata).

Secondo la classificazione dei comuni effettuata in base alla distribuzione dell'IR si nota che i nati residenti nei comuni del IV gruppo hanno un rischio di malformazioni congenite del 17% significativamente più basso rispetto a quello dei comuni appartenenti alla classe di riferimento (I gruppo). Inoltre, al crescere della pressione ambientale si registra un trend decrescente nel rischio sanitario statisticamente significativo ( $RR=0.95$ , con  $p<0.05$ , ovvero passando da una classe di rischio alla successiva il rischio di malformazioni congenite diminuisce del 5%).

**Tabella 59. Regressione di Poisson: malformazioni congenite cardiovascolari, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	71	1.14	0.79 - 1.65	0.49
Indice di deprivazione (III quintile)	145	1.51	1.08 - 2.10	<0.05
Indice di deprivazione (IV quintile)	256	1.60	1.17 - 2.21	<0.05
Indice di deprivazione (V quintile)	671	1.71	1.27 - 2.31	<0.05
Indice Rifiuti (II gruppo)	476	1.04	0.89 - 1.22	0.63
Indice Rifiuti (III gruppo)	93	1.16	0.91 - 1.47	0.22
Indice Rifiuti (IV gruppo)	189	0.83	0.68 - 0.999	<0.05
Indice Rifiuti (V gruppo)	106	0.86	0.69 - 1.08	0.20
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.12	1.07 - 1.18	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.95	0.91 - 0.99	<0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 1 190 casi.

### 3.7.5 Malformazioni congenite palatolabbro

Dai risultati non si notano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 60).

**Tabella 60. Regressione di Poisson: malformazioni congenite palatolabbro, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	18	0.85	0.44 - 1.66	0.63
Indice di deprivazione (III quintile)	21	0.62	0.33 - 1.17	0.14
Indice di deprivazione (IV quintile)	61	1.01	0.59 - 1.75	0.96
Indice di deprivazione (V quintile)	125	0.81	0.49 - 1.34	0.41
Indice Rifiuti (II gruppo)	91	1.18	0.83 - 1.69	0.36
Indice Rifiuti (III gruppo)	15	0.97	0.55 - 1.73	0.93
Indice Rifiuti (IV gruppo)	50	1.19	0.80 - 1.77	0.40
Indice Rifiuti (V gruppo)	23	0.98	0.60 - 1.60	0.93
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.00	0.90 - 1.11	0.96
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.02	0.93 - 1.13	0.62

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 243 casi.

### 3.7.6 Malformazioni congenite dell'apparato digerente

Dai risultati non si notano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 61).

**Tabella 61. Regressione di Poisson: malformazioni congenite dell'apparato digerente, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	11	0.65	0.29 - 1.47	0.30
Indice di deprivazione (III quintile)	16	0.61	0.29 - 1.28	0.19
Indice di deprivazione (IV quintile)	37	0.85	0.44 - 1.63	0.62
Indice di deprivazione (V quintile)	90	0.85	0.47 - 1.55	0.59
Indice Rifiuti (II gruppo)	63	0.91	0.60 - 1.38	0.67
Indice Rifiuti (III gruppo)	10	0.77	0.38 - 1.53	0.45
Indice Rifiuti (IV gruppo)	32	0.86	0.54 - 1.39	0.55
Indice Rifiuti (V gruppo)	11	0.58	0.30 - 1.13	0.11
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.03	0.91 - 1.17	0.658
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.93	0.83 - 1.05	0.235

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 167 casi.

### 3.7.7 Malformazioni congenite dei genitali esterni

Dai risultati non si notano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 62).

**Tabella 62. Regressione di Poisson: malformazioni congenite dei genitali esterni, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	30	1.08	0.61 - 1.89	0.80
Indice di deprivazione (III quintile)	42	0.99	0.58 - 1.68	0.97
Indice di deprivazione (IV quintile)	69	0.99	0.60 - 1.65	0.98
Indice di deprivazione (V quintile)	212	1.24	0.78 - 1.96	0.36
Indice Rifiuti (II gruppo)	147	1.04	0.78 - 1.38	0.80
Indice Rifiuti (III gruppo)	37	1.40	0.95 - 2.06	0.09
Indice Rifiuti (IV gruppo)	59	0.83	0.59 - 1.17	0.29
Indice Rifiuti (V gruppo)	32	0.91	0.60 - 1.38	0.66
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.06	0.97 - 1.15	0.216
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.97	0.89 - 1.05	0.389

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 374 casi.

### 3.7.8 Ipospadi

Dai risultati non si notano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 63)

**Tabella 63. Regressione di Poisson: ipospadia, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	28	1.21	0.67 - 2.21	0.53
Indice di deprivazione (III quintile)	37	1.03	0.58 - 1.83	0.91
Indice di deprivazione (IV quintile)	66	1.13	0.66 - 1.93	0.67
Indice di deprivazione (V quintile)	194	1.28	0.78 - 2.10	0.32
Indice Rifiuti (II gruppo)	139	1.16	0.86 - 1.56	0.34
Indice Rifiuti (III gruppo)	31	1.37	0.90 - 2.08	0.15
Indice Rifiuti (IV gruppo)	57	0.94	0.66 - 1.35	0.75
Indice Rifiuti (V gruppo)	29	0.94	0.61 - 1.45	0.77
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.06	0.97 - 1.16	0.19
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.97	0.90 - 1.06	0.53

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 343 casi.

### 3.7.9 Malformazioni congenite dell'apparato urogenitale

Dai risultati riportati nella Tabella 64 non si notano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche.

Per quanto riguarda la classificazione in base ad IR si nota che i nati residenti nei comuni del quarto e quinto gruppo hanno un rischio di malformazioni congenite, rispettivamente, del 54%, e 83% significativamente più elevato rispetto a quello dei comuni appartenenti alla classe I di riferimento (tali rischi sono significativi al 95% di probabilità). Si osserva, inoltre, un trend statisticamente significativo del rischio di malformazioni congenite all'aumentare dell'IR categorico (RR=1.14 con  $p<0.05$ , ovvero si evidenzia un incremento statisticamente significativo del rischio del 14% passando da una classe di IR alla successiva più a rischio).

**Tabella 64. Regressione di Poisson: malformazioni congenite dell'apparato urogenitale, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	23	0.82	0.46 - 1.45	0.50
Indice di deprivazione (III quintile)	47	1.04	0.64 - 1.70	0.86
Indice di deprivazione (IV quintile)	74	0.79	0.49 - 1.25	0.31
Indice di deprivazione (V quintile)	212	0.95	0.62 - 1.44	0.79
Indice Rifiuti (II gruppo)	137	1.23	0.91 - 1.66	0.17
Indice Rifiuti (III gruppo)	28	1.26	0.81 - 1.94	0.31
Indice Rifiuti (IV gruppo)	86	1.54	1.11 - 2.13	<0.05
Indice Rifiuti (V gruppo)	49	1.83	1.26 - 2.66	<0.05
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.01	0.93 - 1.10	0.799
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.14	1.06 - 1.23	<0.05

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 382 casi.

### 3.7.10 Malformazioni congenite muscolo-scheletriche

Dai risultati non si notano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni socioeconomiche e ambientali (Tabella 65).

**Tabella 65. Regressione di Poisson: malformazioni congenite muscolo-scheletriche, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	18	1.03	0.50 - 2.10	0.94
Indice di deprivazione (III quintile)	27	0.96	0.50 - 1.84	0.89
Indice di deprivazione (IV quintile)	37	0.68	0.36 - 1.30	0.25
Indice di deprivazione (V quintile)	106	0.81	0.46 - 1.43	0.47
Indice Rifiuti (II gruppo)	82	1.25	0.85 - 1.83	0.26
Indice Rifiuti (III gruppo)	13	0.90	0.48 - 1.66	0.73
Indice Rifiuti (IV gruppo)	33	1.00	0.62 - 1.59	0.99
Indice Rifiuti (V gruppo)	22	1.42	0.83 - 2.40	0.20
Test per il trend (Indice di deprivazione)		0.97	0.86 - 1.08	0.54
Test per il trend (Indice Rifiuti)		1.01	0.91 - 1.12	0.84

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 202 casi.

### 3.7.11 Malformazioni congenite degli arti

Dai risultati non si notano differenze significative nel rischio sanitario tra gruppi di comuni con diverse condizioni ambientali (Tabella 66).

Unico dato degno di nota è la presenza di un trend statisticamente significativo del rischio di malformazioni congenite all'aumentare dell'ID categorico (RR=1.09 ovvero un incremento statisticamente significativo del rischio del 9% passando da una classe di ID alla successiva più a rischio).

**Tabella 66. Regressione di Poisson: malformazioni congenite degli arti, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	36	0.93	0.57 - 1.52	0.78
Indice di deprivazione (III quintile)	66	1.11	0.72 - 1.73	0.63
Indice di deprivazione (IV quintile)	128	1.22	0.81 - 1.84	0.34
Indice di deprivazione (V quintile)	333	1.37	0.93 - 2.00	0.11
Indice Rifiuti (II gruppo)	219	0.92	0.73 - 1.15	0.46
Indice Rifiuti (III gruppo)	42	0.99	0.70 - 1.40	0.95
Indice Rifiuti (IV gruppo)	109	0.90	0.70 - 1.17	0.44
Indice Rifiuti (V gruppo)	56	0.89	0.65 - 1.22	0.48
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.09	1.02 - 1.17	<0.05
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.98	0.92 - 1.04	0.52

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 593 casi.

### 3.7.12 Malformazioni congenite cromosomiche

Dalla Tabella 67 si osserva un trend del rischio di malformazioni congenite (significativo al 90% di probabilità,  $p < 0.10$ ) all'aumentare dell'ID categorico, ovvero si evidenzia un incremento statisticamente significativo del rischio del 9% passando da una categoria socioeconomica alla successiva più deprivata.

Dai risultati ottenuti secondo la classificazione dei comuni effettuata in base alla distribuzione dell'IR non si notano differenze significative nel rischio sanitario tra



gruppi di comuni con diverse condizioni ambientali (Tabella 67), eccetto per i comuni appartenenti al II gruppo di IR che presentano un rischio di malformazioni congenite del 52% statisticamente superiore a quello dei comuni appartenenti alla classe di riferimento. Al crescere della pressione ambientale non si registra un trend significativo nel rischio sanitario.

**Tabella 67. Regressione di Poisson: malformazioni congenite cromosomiche, 1996-2002\***

Classi di Rischio	Casi	RR	IC 95%	p value
Indice di deprivazione (II quintile)	30	1.21	0.68 - 2.16	0.52
Indice di deprivazione (III quintile)	49	1.22	0.72 - 2.09	0.46
Indice di deprivazione (IV quintile)	72	1.16	0.69 - 1.96	0.57
Indice di deprivazione (V quintile)	229	1.29	0.80 - 2.08	0.30
Indice Rifiuti (II gruppo)	188	1.52	1.15 - 2.00	<0.05
Indice Rifiuti (III gruppo)	33	1.39	0.92 - 2.09	0.12
Indice Rifiuti (IV gruppo)	55	0.89	0.62 - 1.26	0.51
Indice Rifiuti (V gruppo)	31	0.97	0.64 - 1.48	0.89
Test per il trend (Indice di deprivazione)		1.09	0.999 - 1.19	0.054
Test per il trend (Indice Rifiuti)		0.94	0.87 - 1.01	0.09

\* Si sono osservati, nelle due province, un totale di 399 casi.



## 4 DISCUSSIONE

### 4.1 Qualità dei dati

Preliminarmente ad una valutazione conclusiva dei risultati del presente studio, è opportuno formulare alcune considerazioni sulla qualità dei dati e la validità del disegno dello studio.

Il flusso informativo relativo ai dati di mortalità è stato in Italia oggetto di approfondite valutazioni al fine di garantirne un appropriato utilizzo negli studi epidemiologici. Per una riflessione specifica relativa all'impiego dei dati di mortalità negli studi sui siti inquinati, si rinvia a un recente contributo (Martuzzi & Mitis, 2005). In questa sede, interessa sottolineare che nell'area in studio la proporzione di cause maldefinite sul totale dei decessi, un indicatore della qualità complessiva dei dati di mortalità, risultava nella provincia di Napoli del 3% negli uomini e dell'1.4% nelle donne e nella provincia di Caserta dell'1.6% negli uomini e dell'1.2% nelle donne. Queste proporzioni, sostanzialmente in linea con quelle regionali, indicano una buona qualità del dato di certificazione di morte.

Per quanto attiene la qualità dei dati relativi alle malformazioni congenite, va tenuta in considerazione la non omogenea capacità di rilevazione dei nati malformati da parte del Registro Campano Difetti Congeniti. Per effetto di una più difficile collaborazione con i presidi privati, che in Campania coprono oltre il 45% delle nascite, è probabile una sottotifica dei casi. Tale sottotifica causa prevalentemente una sottostima degli indicatori di rischio (sottotifica degli osservati in alcune aree a fronte di una stima su base regionale dei casi attesi), che a sua volta produce un incremento dei segnali falsamente negativi, ovvero un decremento dei segnali veramente in eccesso (veri positivi).

Accanto ai flussi informativi sanitari, il presente studio ha utilizzato l'informazione contenuta nei censimenti dei siti di smaltimento rifiuti (autorizzati e non) curati da ARPA Campania (Andrisani et al., 2003, ARPA Campania - Ingegneria Ambientale, 2004). Va sottolineato che l'utilizzo dei dati è stato preceduto dalla validazione e verifica della loro localizzazione sul territorio mediante georeferenziazione (Leonardi et al., 2007). Una quota non definibile di siti illegali di smaltimento di rifiuti presenti sul territorio, comprese attività di combustione, sfugge ai censimenti utilizzati; per la loro ubicazione variabile nel tempo e nello spazio e per il loro stesso carattere di illegalità non è infatti possibile averne conoscenza, anche se in studi precedenti per una determinata area (Altavista et al., 2004) è stata trovata una buona coincidenza tra i dati ottenuti dai censimenti e quelli forniti da Legambiente Campania, ricavati tramite conoscenze a livello locale e indagini sul campo.

Per quanto riguarda la validità del disegno dello studio, sono state utilizzate metodologie consolidate e procedure sulle quali vi è generale consenso nella comunità scientifica. In particolare, la problematica del possibile confondimento da deprivazione socioeconomica è stata presa in considerazione attraverso standardizzazione delle analisi effettuate per indice comunale di deprivazione. (Cadum et al., 1999, Martuzzi et al., 2002).

### 4.2 Analisi descrittive

Con riferimento alle analisi di mortalità, sono stati individuati *cluster* di comuni con eccessi di tumori polmonari, epatici, gastrici, vescicali e renali, ubicati principalmente

nella parte sudorientale della provincia di Caserta, e nella confinante parte nordoccidentale della provincia di Napoli. E' stata così confermata l'osservazione, precedentemente formulata (Comba et al., 2006), di una larga sovrapposizione fra l'area a maggior rischio di morte per cause neoplastiche, e quella maggiormente interessata dallo smaltimento illegale di rifiuti pericolosi e dalla diffusa pratica della combustione incontrollata di rifiuti solidi urbani. In questa stessa zona si riscontrano tutti i *cluster* rilevati per le malformazioni totali e, in particolare, i *cluster* di malformazioni dell'apparato urogenitale.

L'analisi dei BMR è riportata in dettaglio nelle appendici 3 e 6. Le più elevate proporzioni di comuni con significativi incrementi della mortalità si ritrovano nelle classi IV e V dell'IR. Tra i 196 comuni, in 46 (23.5%) è emerso un eccesso statisticamente significativo della mortalità generale sia negli uomini che nelle donne: tra questi, 7 su 8 (87.5%) sono nella classe di rischio V e 13 su 24 (54.2%) nella classe IV. Analogo profilo si osserva per la mortalità per tutti i tumori che risulta in eccesso in 27 comuni su 196 (13.8%), 3 dei quali in classe V (37.5%) e 9 in classe IV (37.5%) (Tabella 68).

**Tabella 68. Mortalità generale e mortalità per tutti i tumori: proporzioni di comuni che presentano BMR>100 statisticamente significativo sia negli uomini che nelle donne, per classi di IR**

Classe di IR	Comuni totali	Numero di comuni con aumenti significativi (%)			
		Mortalità generale		Mortalità per tutti i tumori	
I	104	16	(15.4%)	11	(10.6%)
II	35	8	(22.9%)	3	(8.6%)
III	25	2	(8%)	1	(4%)
IV	24	13	(54.2%)	9	(37.5%)
V	8	7	(87.5%)	3	(37.5%)
I-V	196	46	(23.5%)	26	(13.8%)

A completamento del quadro descrittivo sembra interessante il fatto che i comuni in cui gli stessi parametri di mortalità sono risultati in difetto statisticamente significativo sia negli uomini che nelle donne sono risultati 15 considerando la mortalità generale e solo uno (Trecase) considerando la mortalità per tutti i tumori: questi comuni sono prevalentemente ubicati nelle isole, nella penisola sorrentina, nell'area vesuviana o nella parte Nord della provincia di Caserta e sono tutti caratterizzati da un IR nullo o basso (Tabella 69).

**Tabella 69. Mortalità generale e mortalità per tutti i tumori: proporzioni di comuni che presentano BMR<100 statisticamente significativo sia negli uomini che nelle donne, per classi di IR**

Classe di IR	Comuni totali	Numero di comuni con difetti significativi (%)			
		Mortalità generale		Mortalità per tutti i tumori	
I	104	11	(15.4%)	1	(0.5%)
II	35	2	(1%)	0	(0%)
III	25	2	(1%)	0	(0%)
IV	24	0	(0%)	0	(0%)
V	8	0	(0%)	0	(0%)
I-V	196	15	(7.6%)	1	(0.5%)

Inoltre, tre dei quattro comuni con aumenti significativi delle malformazioni del sistema nervoso si trovano in classe V (e uno in classe III); dei quattro comuni con incrementi significativi delle malformazioni urogenitali, due sono in classe V e due in classe IV.

### 4.3 Studio di correlazione: mortalità

Lo studio di correlazione ha mostrato che la mortalità totale cresce mediamente del 2%, in entrambi i sessi, da una categoria a minor pressione ambientale alla successiva a pressione più elevata con un trend statisticamente significativo. Confrontando il gruppo dei comuni con maggior pressione ambientale (classe V) con quelli a pressione più bassa (classe I) si osserva un eccesso di mortalità generale del 9% per gli uomini e del 12% per le donne (Tabella 70 e Tabella 71).

**Tabella 70. Regressione di Poisson - mortalità (1994-2001): eccessi di rischio per i gruppi di comuni classificati in base all'indice di pressione ambientale da smaltimento rifiuti, uomini<sup>a</sup>**

Cause di morte	Classe di IR					Trend
	I	II	III	IV	V	
Mortalità generale	1	<b>1.05</b>	<b>1.08</b>	<b>1.04</b>	<b>1.09</b>	<b>1.02</b>
Tutti i tumori	1	<b>1.04</b>	<b>1.06</b>	<b>1.05</b>	<i>1.04</i>	<b>1.01</b>
Tumore della trachea, bronchi e polmoni	1	<b>1.05</b>	1.06	<i>1.06</i>	1.07	<b>1.02</b>
Tumore del fegato e dei dotti biliari	1	0.91	<b>1.21</b>	1.01	<b>1.19</b>	<b>1.04</b>
Tumore dello stomaco	1	1.03	1.03	<b>1.19</b>	1.16	<b>1.05</b>
Tumore della vescica	1	1.12	0.94	1.07	0.96	0.99
Tumore del rene	1	0.97	0.99	0.85	0.83	0.96
Sarcomi dei tessuti molli	1	0.90	0.80	0.69	1.25	0.96
Linfoma non Hodgkin	1	1.09	1.25	1.07	0.96	1.01

<sup>a</sup> La tabella riporta i RR; valori superiori a 1 indicano eccessi di rischio. In grassetto sono riportati i rischi statisticamente significativi con un livello di probabilità pari al 95%, in corsivo quelli con un livello di probabilità pari al 90%.

**Tabella 71. Regressione di Poisson - mortalità (1994-2001): eccessi di rischio per i gruppi di comuni classificati in base all'indice di pressione ambientale da smaltimento rifiuti, donne<sup>a</sup>**

Cause di morte	Classe di IR					Trend
	I	II	III	IV	V	
Mortalità generale	1	<i>1.02</i>	<b>1.08</b>	<b>1.05</b>	<b>1.12</b>	<b>1.02</b>
Tutti i tumori	1	<b>1.05</b>	1.02	1.04	<b>1.07</b>	<b>1.01</b>
Tumore della trachea, bronchi e polmoni	1	<b>1.45</b>	1.14	1.06	1.09	0.98
Tumore del fegato e dei dotti biliari	1	0.91	1.09	1.10	<b>1.29</b>	<b>1.07</b>
Tumore dello stomaco	1	0.92	0.94	1.02	1.17	1.03
Tumore della vescica	1	1.08	0.87	0.97	0.83	0.97
Tumore del rene	1	1.07	1.11	1.03	1.19	1.02
Sarcomi dei tessuti molli	1	1.08	1.84	1.34	1.00	1.08
Linfoma non Hodgkin	1	1.10	1.04	1.20	1.00	1.02

<sup>a</sup> La tabella riporta i RR; valori superiori a 1 indicano eccessi di rischio. In grassetto sono riportati i rischi statisticamente significativi con un livello di probabilità pari al 95%, in corsivo quelli con un livello di probabilità pari al 90%.

Nella lettura dei risultati va tenuto presente l'elevato contributo delle diverse cause di morte non tumorali agli eccessi di mortalità generale registrati nelle classi di comuni a maggiore indice di pressione ambientale. In particolare, hanno rilevanza le malattie del sistema circolatorio (trend significativo del 2% negli uomini e del 3% nelle donne), i disturbi circolatori dell'encefalo (5% e 7%), le malattie dell'apparato digerente (4% e 5%), la cirrosi epatica (7% e 8%) e il diabete nelle donne (4%) (i

risultati dell'analisi descrittiva sono riportati nelle appendici 8, 9 e 10; quelli dell'analisi di regressione di Poisson nell'appendice 11).

Trend di rischio crescente sono stati osservati anche per tutti i tumori (1% in entrambi i sessi) e per tumore polmonare (2%) e gastrico (5%) negli uomini. Per la mortalità per tumore del fegato e dei dotti biliari, in entrambi i sessi, al crescere dell'IR si registra un trend crescente e statisticamente significativo del rischio di mortalità (4% negli uomini e 7% nelle donne). Per le altre cause di morte studiate (tumore gastrico nelle donne, tumore della vescica, del rene, sarcomi dei tessuti molli e linfomi non Hodgkin in entrambi i sessi) non sono stati trovati eccessi di rischio che abbiano raggiunto la significatività statistica (Tabella 70 e Tabella 71).

Le patologie oncologiche per le quali sono stati osservati incrementi di rischio in relazione all'IR sono caratterizzate da eziologia multifattoriale. Per il cancro gastrico, il fattore di rischio più importante è l'infezione da *Helicobacter pylori* (EUROGAST (The) Study Group, 1993, Forman, Webb & Parsonnet, 1994, International Agency for Research on Cancer, 1994), unitamente a una dieta povera di verdura e frutta fresche e ricca di sale e nitriti (Buiatti et al., 1990, Gonzalez et al., 1994, Kelley & Duggan, 2003, La Vecchia et al., 1994), mentre le esposizioni professionali non sembrano svolgere un ruolo apprezzabile (Cocco et al., 1994). Incrementi di rischio di cancro gastrico nella popolazione residente in prossimità di siti di smaltimento di rifiuti sono stati descritti da Griffith et al (1989) e da Goldberg et al (1995). Per quanto riguarda i tumori epatici è noto che nell'area in studio vi è un'alta incidenza di carcinoma epatocellulare, in relazione con un'alta incidenza di epatite B e C (Da Villa et al., 1998, Utili et al., 1983). E' altresì noto che l'esposizione ad agenti epatotossici o cancerogeni per il fegato può avere effetti particolarmente forti sui soggetti sieropositivi per l'epatite, come mostrato recentemente da Mastrangelo et al (Mastrangelo et al., 2004), con riferimento al cloruro di vinile. Goldberg et al (1998, 1995) hanno descritto un alto rischio di tumore epatico per i residenti in prossimità di discariche. Il tumore polmonare, infine, può essere causato dal fumo di tabacco, da diversi cancerogeni professionali e dall'inquinamento atmosferico urbano (Alberg & Samet, 2003, Harrison, 2004, Pope et al., 2002, Vineis et al., 2004). Rischi specifici per la popolazione residente in prossimità di discariche di rifiuti sono stati illustrati da Griffith et al (1989), Goldberg et al (1995) e Mitis et al (2004).

La mancanza di risultati "positivi" relativi ai sarcomi dei tessuti molli e ai linfomi non Hodgkin richiede alcuni commenti.

I sarcomi dei tessuti molli sono un gruppo eterogeneo di tessuti maligni rari e complessi dal punto di vista istologico e nosologico. Un accresciuto rischio di sarcomi dei tessuti molli è associato all'esposizione a sostanze chimiche ad azione tossica diossino-simile, presenti in alcuni cicli industriali e nell'incenerimento dei rifiuti (Axelson, 1999). Alcuni criteri di classificazione dei sarcomi dei tessuti molli sono cambiati negli ultimi anni; gli schemi di classificazione cui fare riferimento sono rappresentati da Weiss & Goldblum (2001) e dall'Organizzazione Mondiale della Sanità (Fletcher, Unni & Mertens, 2002). D'altro canto, la Classificazione Internazionale delle Malattie e delle Cause di Morte è strutturata su un asse anatomico, e raggruppa carcinomi e sarcomi dello stesso organo sotto lo stesso codice, per cui non è possibile stabilire la quota spettante ai sarcomi nelle cause di morte. Nel codice ICD 171 della IX Revisione (tumori maligni del connettivo e di altri tessuti molli) si trovano le neoplasie a carico di muscoli, tendini, vasi, tessuto adiposo e connettivo delle parti molli, ma non i sarcomi viscerali, che sono classificati

per sede anatomica insieme agli altri tipi istologici che colpiscono apparato digerente, mammella e utero e nemmeno quelli della cute. Oltre a non avere quindi una copertura completa della patologia in esame, il codice ICD 171, nelle statistiche di mortalità, è affetto da problemi di misclassificazione, dovuti alla presenza (impropria) di lesioni di incerta classificazione e di tumori secondari (Berrino, 1994). Gli studi epidemiologici sui sarcomi dei tessuti molli devono quindi essere svolti preferenzialmente con dati di incidenza.

I linfomi non Hodgkin sono caratterizzati da grande eterogeneità eziologica, istologica e clinica; i dati di mortalità riflettono l'andamento generale di questa patologia, in crescita ovunque, ma anche la migliore sopravvivenza di alcuni sottotipi istologici che meglio rispondono alle terapie (Hartge et al., 2006). L'International Lymphoma Epidemiology Consortium ha recentemente proposto una classificazione delle neoplasie linfoidi idonea per lo svolgimento di ricerche epidemiologiche (Morton et al., 2007). E' quindi opportuno, per questa patologia, utilizzare dati di incidenza piuttosto che di mortalità. Sono disponibili, in particolare, i dati rilevati dal registro tumori della ASL Napoli 4; sarebbe auspicabile la creazione di ulteriori registri in aree critiche, individuate sulla base delle indicazioni emerse da questo e da altri studi.

#### 4.4 Studio di correlazione: malformazioni congenite

Il rischio di malformazioni congenite, considerate nel loro insieme, non aumenta al crescere del valore dell'IR. Per le malformazioni congenite del sistema nervoso centrale, invece, il rischio cresce mediamente dell'8% da una categoria a minor pressione ambientale alla successiva a pressione più elevata, con un trend statisticamente significativo. Confrontando il gruppo dei comuni a maggior pressione ambientale (classe V) con quelli a minor pressione (classe I) si osserva un eccesso di rischio dell'84%. Per le malformazioni congenite dell'apparato urogenitale si registra un trend significativo del 14% al crescere dell'IR determinato in particolare da rischi elevati nei comuni del quarto e del quinto gruppo, rispettivamente del 54% e dell'83%, rispetto al gruppo di riferimento (Tabella 72).

**Tabella 72. Regressione di Poisson – malformazioni congenite (1996-2002): eccessi di rischio per i gruppi di comuni classificati in base all'indice di pressione ambientale da smaltimento rifiuti<sup>a</sup>**

Malformazioni congenite (MC)	Classe di IR					Trend
	I	II	III	IV	V	
MC totali	1	1.09	<b>1.14</b>	0.93	1.05	0.99
MC del sistema nervoso	1	1.22	<b>1.45</b>	0.97	<b>1.83</b>	1.08
Difetti del tubo neurale	1	1.09	1.22	0.90	1.45	1.02
Malformazioni cardiovascolari	1	1.04	1.16	<b>0.83</b>	0.86	<b>0.95</b>
MC palatolabbro	1	1.18	0.97	1.19	0.98	1.02
MC dell'apparato digerente	1	0.91	0.77	0.86	0.58	0.93
MC dei genitali esterni	1	1.04	<b>1.40</b>	0.83	0.91	0.97
Ipospadi	1	1.16	1.37	0.94	0.94	0.97
MC dell'apparato urogenitale	1	1.23	1.26	<b>1.54</b>	<b>1.83</b>	<b>1.14</b>
MC muscolo-scheletriche	1	1.25	0.90	1.00	1.42	1.01
MC degli arti	1	0.92	0.99	0.90	0.89	0.98
MC cromosomiche	1	<b>1.52</b>	1.39	0.89	0.97	0.94

<sup>a</sup> La tabella riporta i RR; valori superiori a 1 indicano eccessi di rischio. In grassetto sono riportati i rischi statisticamente significativi con un livello di probabilità pari al 95%, in corsivo quelli con un livello di probabilità pari al 90%.

Lo studio di correlazione per le malformazioni, così come nelle analisi di mortalità, conferma nel suo complesso l'ipotesi che eccessi di rischio tendano a concentrarsi nelle zone dove è più intensa la presenza di siti conosciuti di smaltimento dei rifiuti. Nell'interpretazione dei risultati occorre sottolineare che, data la rarità delle patologie,

gli eccessi di rischio statisticamente significativi sono determinati da un numero esiguo di casi concentrati in un limitato sottoinsieme di comuni<sup>6</sup>.

Aumenti del rischio di difetti del sistema nervoso centrale o difetti del tubo neurale tra i residenti in prossimità di siti di smaltimento di rifiuti sono stati riportati numerose volte nella letteratura scientifica (Bentov et al., 2006, Dodds & Seviour, 2001, Dolk et al., 1998, Elliott et al., 2001, Geschwind et al., 1992, Kloppenborg et al., 2005, Lagakos, Wessen & Zelen, 1986). Le evidenze scientifiche relative all'apparato urogenitale sono più scarse. Uno studio condotto sui residenti nei dintorni di inceneritori di rifiuti solidi urbani dotati di discariche di rifiuti pericolosi ha evidenziato eccessi di rischio per le displasie renali e per le schisi orofacciali (Cordier et al., 2004). A sostegno dei risultati ottenuti, uno studio caso-controllo condotto per valutare la correlazione tra rischio di malformazioni congenite e categoria di pericolosità di ciascun sito, ha evidenziato un incremento di eccessi di malformazioni congenite all'aumentare della pericolosità (Vrijheid et al., 2002).

#### **4.5 Rifiuti e salute: associazione causale?**

La natura delle associazioni tra eccessi di patologie ad eziologia complessa e presenza di molteplici cause potenziali, sia per la mortalità che per le malformazioni, è di non facile interpretazione. L'analisi ha tenuto conto di alcuni importanti fattori che potenzialmente possono spiegare parte delle associazioni, in particolare dei fattori socioeconomici, noti in letteratura per il loro ruolo di determinanti di salute. L'effetto di questi fattori è stato esaminato e rimosso, e il rischio ambientale derivante da esposizione a rifiuti che è stato stimato è da considerarsi "al netto" di questo confondimento; è possibile tuttavia che un effetto di confondimento residuo, dovuto alla modesta risoluzione del dato comunale, sia presente.

Nelle due province campane le diverse vie di contaminazione riconducibili al ciclo di smaltimento di rifiuti danno un contributo alla compromissione ambientale, riconosciuto e riportato da fonti diverse, seppure di difficile quantificazione. Tuttavia, la coerenza tra risultati ottenuti analizzando esiti diversi con differenti metodi statistico-epidemiologici, suggerisce che la correlazione misurata rispecchi reali effetti sanitari legati alla compromissione di numerose matrici ambientali (aria, acqua, suolo, alimenti). La concentrazione di eccessi di mortalità e malformazioni nelle aree dove è maggiore la pressione ambientale da rifiuti suggerisce che le esposizioni legate al trattamento dei rifiuti siano responsabili di una componente del rischio osservato.

Le osservazioni effettuate riguardano sia specifiche patologie, per le quali sono riportate nella letteratura scientifica segnalazioni di associazioni con esposizione ad agenti chimici prodotti dal ciclo dei rifiuti (ad esempio tumori polmonari, epatici, gastrici e alcuni tipi di malformazioni), sia grandi gruppi di malattie (tutte le cause di morte, tutti i tumori), per le quali le spiegazioni possono dipendere da molteplici e diverse cause. Gli eccessi di rischio comprendono esiti a latenza breve (ad esempio malformazioni congenite, con una latenza di meno di un anno) ed esiti a latenza media

---

<sup>6</sup> Lo studio sulle malformazioni congenite ha una probabilità ridotta di errore di I tipo ( $\alpha < 5\%$ ): la probabilità di accettare l'ipotesi di correlazione quando in realtà essa non esiste è inferiore al 5%; la conseguenza è che tra i risultati si presentano pochi falsi positivi, ovvero lo studio è molto specifico. Lo studio ha invece una non trascurabile probabilità di errore di II tipo, ( $\beta > 20\%$ ): la probabilità di accettare l'ipotesi di non correlazione, quando in realtà esiste correlazione, è superiore al 20% - ovvero lo studio è dotato di bassa potenza statistica (<80%). La conseguenza è che tra i risultati si presentano tanti falsi negativi, ovvero lo studio è poco sensibile. In sintesi, lo studio sulle malformazioni congenite fornisce risultati conservativi in quanto, pur essendo in grado di captare gli eccessi di rischio di elevata entità, non è in grado di mettere in evidenza tutti gli eccessi



o lunga (diverse cause di mortalità tumorale, che richiedono anche decenni per manifestarsi); i rischi sono inoltre paragonabili nei due sessi in molti casi; infine è emersa una forte coerenza tra risultati ottenuti usando approcci analitici diversi. Questo quadro di elevata consistenza e coerenza rafforza la plausibilità epidemiologica che i dati siano in grado di mostrare un effetto reale e di fornire una misura, pur approssimata, delle implicazioni sanitarie ascrivibili alla gestione dei rifiuti a Napoli e Caserta degli ultimi decenni almeno fino al 2002, ultimo anno di disponibilità dei dati.

E' del tutto evidente che altre cause, ambientali e non, possono contribuire alla spiegazione della quota di rischio eccedente, ma per stimarle occorrerebbero ipotesi solide e applicabili nello specifico a quanto osservato nelle aree a maggiore rischio.

E' importante approfondire le conoscenze riguardo al fenomeno, che assume in Campania aspetti del tutto particolari. Nel corso di un recente *workshop* organizzato dall'OMS (Mitis & Martuzzi, in preparazione), non sono infatti emersi dall'esame della letteratura specializzata studi paragonabili al contesto campano per la complessità delle sorgenti inquinanti e la molteplice natura delle esposizioni, diffuse in una zona ad alta densità di popolazione, già soggetta a un coacervo di fattori di rischio ambientale, sia di tipo chimico sia di tipo igienico-sanitario.

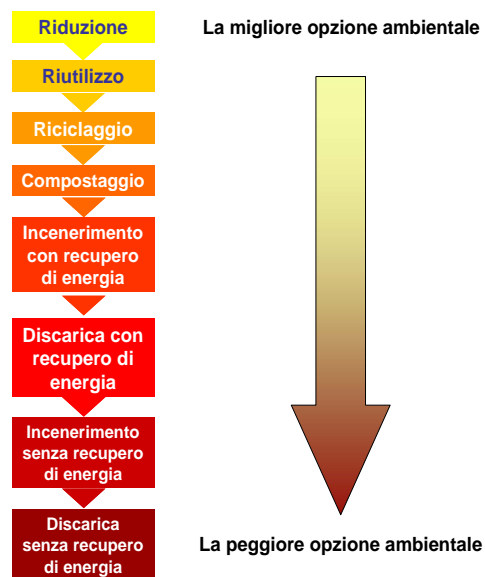
#### 4.6 Implicazioni di policy

L'insieme delle analisi condotte avvalorava l'ipotesi di impatto sanitario del ciclo dei rifiuti che negli ultimi due-tre decenni in Campania è stato caratterizzato dalla diffusa pratica dello smaltimento illegale dei rifiuti pericolosi e della combustione incontrollata di rifiuti sia solidi, sia industriali, sia pericolosi.

Questo dato rappresenta un motivo aggiuntivo per accelerare il processo di transizione ad un pieno rispetto della legalità in questo settore, che rappresenta l'unica premessa per una efficace tutela della salute della popolazione.

Si noti a questo proposito che la situazione campana è lontana dal soddisfare le priorità identificate dalla cosiddetta gerarchia dei rifiuti (Figura 8), sviluppata dall'Unione Europea che stabilisce le opzioni preferibili per lo smaltimento dei rifiuti (Direttiva 75/442/CEE del Consiglio, del 15 luglio 1975, relativa ai rifiuti). Applicando questa gerarchia, le opzioni per lo smaltimento in ordine di preferibilità decrescente sono il contenimento della produzione, il riutilizzo, il riciclaggio, il compostaggio, l'incenerimento con recupero di energia, le discariche con recupero di energia, l'incenerimento senza recupero di energia, le discariche incontrollate o abusive e la combustione incontrollata non rientrano nella legalità e, di conseguenza, in tale schema.

Figura 8. La gerarchia dei rifiuti



Un approccio integrato alla gestione dei rifiuti sembra essere ancor più indispensabile alla luce dei risultati delle analisi effettuate.

Il quadro che ne emerge, infatti, è preoccupante, e fa ritenere che una urgente risposta al problema della gestione dei rifiuti possa avere ricadute positive non solo per la qualità della vita ma anche per la salute di tutti i cittadini.

In questo contesto, i risultati emersi dalle analisi degli indicatori di salute (mortalità e malformazioni congenite), contengono uno specifico contenuto informativo utilizzabile per indirizzare azioni di prevenzione sia primaria che secondaria: le aggregazioni di comuni a maggior rischio evidenziate dalla analisi di *cluster*, gli indicatori di rischio su base comunale e le rispettive mappe offrono la possibilità di utilizzo anche a tale scopo.

Oltre a fornire argomenti atti a sostenere con basi scientifiche l'istanza della costruzione di una corretta gestione del ciclo integrato dei rifiuti in Campania, il presente studio può contribuire in modo più specifico all'identificazione delle priorità per il risanamento ambientale. In particolare, l'esame a livello sub-comunale della distribuzione spaziale dei siti di smaltimento dei rifiuti categorizzati per pericolosità, densità e entità della popolazione ad essi contigua, può consentire di individuare per ogni comune i punti più critici rispetto ai quali avviare gli interventi di bonifica e le successive attività di monitoraggio.

Sia l'indicatore di esposizione a rifiuti che i risultati delle analisi di correlazione geografica possono essere utilizzati per identificare nei diversi comuni le situazioni maggiormente meritevoli di uno studio epidemiologico mirato. A questo fine, diverse metodologie potranno essere proposte, discusse e applicate: lo studio di coorti di residenti, studi caso-controllo di particolari patologie, studi di monitoraggio biologico.

Questi approfondimenti, da decidere nell'ambito di una strategia unitaria, hanno bisogno di una progettazione specifica e risorse economiche e di personale dedicate, e per loro natura necessitano di tempi di realizzazione almeno biennali.

Contestualmente, appare opportuno aggiornare i dati prodotti dai flussi informativi già esistenti (mortalità, incidenza di tumori e prevalenza di malformazioni alla nascita), nonché promuovere l'utilizzo di ulteriori flussi informativi, in particolare quelli relativi alle ospedalizzazioni (attraverso le schede di dimissione ospedaliera), anche curandone le necessarie valutazioni di qualità ed effettuando studi pilota.

Queste attività dovranno svolgersi in collaborazione con le strutture regionali e locali competenti in materia di tutela dell'ambiente e protezione della salute. Utili contributi potranno giungere inoltre dalle stesse comunità in esame nonché dalle associazioni che in esse operano in difesa di questi valori.

Su queste basi, sarà possibile valutare costi economici e benefici sanitari legati a diversi scenari di gestione del ciclo dei rifiuti, nonché pervenire a una vera e propria valutazione d'impatto sanitario da considerare nei processi decisionali relativi alle politiche pubbliche in questo settore, garantendo così le istanze di trasparenza e partecipazione.

## 5 BIBLIOGRAFIA

Agenzia per la Protezione dell'Ambiente e per i Servizi Tecnici, Osservatorio Nazionale sui Rifiuti (2006). *Rapporto rifiuti 2006*. Rome: APAT.

Alberg AJ, Samet JM (2003). Epidemiology of Lung Cancer. *Chest*, 123 (90010):21S-49.

Altavista P et al. (2004). Mortalità per causa in un'area della Campania con numerose discariche di rifiuti. *Epidemiologia e Prevenzione*, 28 (6):311-321.

Andrisani MG et al. (2003). *Emergenza Rifiuti Regione Campania, Aggiornamento sul censimento dei siti inquinati- Litorale Domitio Flegreo ed Agro Aversano*, ARPA Campania, Napoli.

ARPA Campania - Ingegneria Ambientale (2004). *Valutazione delle pressioni ambientali legate allo smaltimento illegale di rifiuti*.

Axelsson O (1999). The epidemiologic evidence of health effects of tetrachlorodibenzodioxin (TCDD) in human beings. In: Ballarin-Denti A et al., eds. *Chemistry, man and environment. The Seveso Accident 20 Years On: Monitoring, Epidemiology and Remediation*. Oxford: Elsevier Science Ltd; p. 29-38.

Azzalini A (1992). *Inferenza Statistica: un'introduzione basata sul concetto di verosimiglianza*. Milano: Springer-Verlag.

Bentov Y et al. (2006). Major congenital malformations and residential proximity to a regional industrial park including a national toxic waste site: an ecological study. *Environ Health*, 5:8.

Berrino F (1994). Epidemiologia dei sarcomi. In: Santoro A, editor. *I Sarcomi*. Pavia: Ed. Medico-Scientifiche; p. 9-17.

Besag J, York J, Mollie A (1991). Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 43 (1):1-59.

Bianchi F et al. (2005). Waste in Campania region, Italy. *XVII IEA World Congress of Epidemiology: Epidemiology and equity in health: methodological challenges and strategies for the 21st century, Bangkok, 21-25 August 2005*.

Bianchi F et al. (2004). Italian "Triangle of death". *The Lancet Oncology*, 5 (12):710.

Brooks SP, Gelman A (1998). Alternative methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7:434-455.

Buiatti E et al. (1990). A case-control study of gastric cancer and diet in Italy: II. Association with nutrients. *International Journal of Cancer*, 45 (5):896-901.

Cadum E et al. (1999). [Deprivation and mortality: a deprivation index suitable for geographical analysis of inequalities]. *Epidemiologia e Prevenzione*, 23 (3):175-187.

Carstairs V, Morris R (1989). Deprivation: explaining differences in mortality between Scotland and England and Wales. *BMJ*, 299 (6704):886-889.

Cocco P et al. (1994). Occupational exposures as risk factors for gastric cancer in Italy. *Cancer Causes and Control*, 5 (3):241-248.

- Comba P et al. (2006). Cancer Mortality in an Area of Campania (Italy) Characterized by Multiple Toxic Dumping Sites. *Annals New York Academy of Sciences*, 1076:449-461.
- Cordier S et al. (2004). Risk of congenital anomalies in the vicinity of municipal solid waste incinerators. *Occupational and Environmental Medicine*, 61 (1):8-15.
- Da Villa G et al. (1998). Long-term epidemiological survey of hepatitis B virus infection in a hyperendemic area (Afragola, southern Italy): results of a pilot vaccination project. *Research in Virology*, 149 (5):263-270.
- Direttiva 75/442/CEE del Consiglio, del 15 luglio 1975, relativa ai rifiuti, *Gazzetta ufficiale n. L 194 del 25/07/1975 pag. 39-41*.
- Dodds L, Seviour R (2001). Congenital anomalies and other birth outcomes among infants born to women living near a hazardous waste site in Sydney, Nova Scotia. *Canadian Journal of Public Health. Revue Canadienne de Sante Publique*, 92 (5):331-334.
- Dolk H et al. (1998). Risk of congenital anomalies near hazardous-waste landfill sites in Europe: the EUROHAZCON study. *Lancet*, 352 (9126):423-427.
- Elliott P et al. (2001). Risk of adverse birth outcomes in populations living near landfill sites. *BMJ*, 323 (7309):363-368.
- EUROGAST (The) Study Group (1993). An international association between Helicobacter pylori infection and gastric cancer. *Lancet*, 341 (8857):1359-1362.
- Fazzo L et al. (2006). Analisi dei cluster di mortalità in un'area con una diffusa presenza di siti di smaltimento di rifiuti urbani e pericolosi in Campania. In: *XXX Congresso AIE*. 4-6 October 2006, Terrasini (Palermo): 92.
- Fletcher C, Unni KK, Mertens F, eds (2002). *WHO classification of tumors. Pathology and genetics of tumors of soft tissues and bone*. Lyon: WHO IARC Press.
- Forman D, Webb P, Parsonnet J (1994). H pylori and gastric cancer. *Lancet*, 343 (8891):243-244.
- Gelfand AE, Hills SE, Racine-Poon A (1990). Illustration of Bayesian inference in normal data models using Gibbs sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 85:972-985.
- Gelman A, Rubin DB (1992). Inference from iterative simulations using multiple sequences. *Statistical Science*, 7:457-511.
- Geschwind SA et al. (1992). Risk of congenital malformations associated with proximity to hazardous waste sites. *American Journal of Epidemiology*, 135 (11):1197-1207.
- Goldberg MS et al. (1998). Incidence of cancer among residents living near a municipal solid waste landfill site in Montreal, Quebec. *Archives of Environmental Health*, 6 (11):416-424.
- Goldberg MS et al. (1995). Incidence of cancer among persons living near a municipal solid waste landfill site in Montreal, Quebec. *Archives of Environmental Health*, 50 (6):416-424.
- Gonzalez CA et al. (1994). Nutritional factors and gastric cancer in Spain. *American Journal of Epidemiology*, 139 (5):466-473.

- Griffith J et al. (1989). Cancer mortality in U.S. counties with hazardous waste sites and ground water pollution. *Archives of Environmental Health*, 44 (2):69-74.
- Hardin J, Hilbe J (2001). *Generalized Linear Models and Extensions*: Stata Press.
- Harrison RM (2004). Key pollutants-airborne particles. *Science of the Total Environment*, 334-335:3-8.
- Hartge P et al. (2006). Non-Hodgkin Lymphoma. In: Schottenfeld D, Fraumeni JF, eds. *Cancer Epidemiology and Prevention: Third Edition*, Oxford University Press; p. 898-918.
- Schistosomes, liver flukes and Helicobacter pylori*. Lyon, International Agency for Research on Cancer, 1994 (IARC monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans, No 61).
- Jarup L et al. (2002). Cancer risks in populations living near landfill sites in Great Britain. *British Journal of Cancer*, 86 (11):1732-1736.
- Jenks GF, Caspall FC (1971). Error on choroplethic maps: Definition, measurement, reduction. *Annals of the Association of American Geographers*, 61:217-244.
- Kelley JR, Duggan JM (2003). Gastric cancer epidemiology and risk factors. *Journal of Clinical Epidemiology*, 56 (1):1-9.
- Kloppenborg S et al. (2005). Risk of congenital anomalies in the vicinity of waste landfills in Denmark; an epidemiological study using GIS. *Central European Journal of Public Health*, 13 (3):137-143.
- Kulldorff M, Information Management Services Inc (2002). *SaTScan 3.0, software for the spatial and space-time scan statistics* Bethesda, MD: National Cancer Institute.
- Kulldorff M, Nagarwalla N (1995). Spatial disease clusters: detection and inference. *Statistics in Medicine*, 14 (8):799-810.
- La Vecchia C et al. (1994). Selected micronutrient intake and the risk of gastric cancer. *Cancer Epidemiology, Biomarkers and Prevention*, 3 (5):393-398.
- Lagakos SW, Wessen BJ, Zelen MI (1986). An analysis of contaminated well water and health effects in Woburn, Massachusetts. *Public Health Report*, 101:201-205.
- Legambiente-Osservatorio Ambiente e Legalità (2007). *Rapporto Ecomafia 2007. I numeri e le storie della criminalità ambientale*. Roma: Legambiente.
- Legambiente Campania (2006). *I Comuni Ricicloni in Campania 2006*. Napoli: Legambiente.
- Leonardi M et al. (2007). *Trattamento dei rifiuti in Campania: Impatto sulla salute umana. Messa a punto di indicatori sintetici di pericolosità e di esposizione a rifiuti*. Rome,.
- Martuzzi M et al. (2006a). Patología neoplásica y malformaciones congénitas en las Provincias de la Campania con mayor presencia de descargas. In: Landrigan, P. Soffritti, M. Harari, R. Comba, P. Harari, H., editor. *Salud Ocupacional y Ambiental: Realidades Diversas. Memorias de la Conferencia Internacional: Salud Ocupacional Y Ambiental. Emergencias en Los Países en Desarrollo*. 6-10 March 2006, Quito: 269-274.

- Martuzzi M et al. (2005a). Patologia neoplastica e malformazioni congenite nelle province della Campania con maggiore presenza di discariche. *Notiziario Istituto Superiore di Sanità*, 18 (6):3-8.
- Martuzzi M et al. (2005b). Waste and health in southern Italy. *ISEE, Johannesburg, 13-16 September 2005*.
- Martuzzi M et al. (2006b). Waste and health in southern Italy. *Spatial Epidemiology Conference, London, 23-25 May 2006*.
- Martuzzi M et al. (2005c). Health impact assessment of waste in Campania, southern Italy. *IAIA, Boston, 31 May-3 June 2005*.
- Martuzzi M, Mitis F (2005). Metodi e strumenti per studi epidemiologici di mortalità su base geografica in Italia. In: Cori L, Cocchi M, Comba P, eds. *Indagini epidemiologiche nei siti di interesse nazionale per le bonifiche delle regioni italiane previste dai Fondi strutturali dell'Unione Europea*. Roma: Istituto Superiore di Sanità, Rapporti ISTISAN (05/1); p. 68-74.
- Martuzzi M et al. (2002). [Environment and health status of the population in areas with high risk of environmental crisis in Italy]. *Epidemiologia e Prevenzione*, 26 (6 Suppl):1-53.
- Mastrangelo G et al. (2004). Increased risk of hepatocellular carcinoma and liver cirrhosis in vinyl chloride workers: synergistic effect of occupational exposure with alcohol intake. *Environmental Health Perspectives*, 112 (11):1188-1192.
- Minichilli F et al. (2006). Rischio di malformazioni congenite nei comuni delle province di Napoli e Caserta. In: *XXX Congresso AIE*. 4-6 October 2006, Terrasini (Palermo): 29.
- Mitis F, Martuzzi M, eds (in preparazione). *Population health and waste management: scientific data and available options. Report on a WHO workshop, Rome, Italy, 29-30 March 2007*. Copenhagen.
- Mitis F et al. (2004). Studio di mortalità nelle vicinanze di due discariche di rifiuti di Torino. In: Musmeci L, editor. *Valutazione del rischio sanitario e ambientale nello smaltimento di rifiuti urbani e pericolosi*. Roma: Istituto Superiore di Sanità. Rapporti ISTISAN (04/5); p. 73-85.
- Mollié A (2000). Bayesian mapping of Hodgkin's disease in France. In: Elliott P et al., eds. *Spatial epidemiology. Methods and applications*. Oxford: Oxford University Press; p. 267-285.
- Morton LM et al. (2007). Proposed classification of lymphoid neoplasms for epidemiologic research from the International Lymphoma Epidemiology Consortium (InterLymph). *Blood*, in stampa.
- Pope CA, 3rd et al. (2002). Lung cancer, cardiopulmonary mortality, and long-term exposure to fine particulate air pollution. *The Journal of the American Medical Association*, 287 (9):1132-1141.
- Richardson S, Gilks WR (1993). A Bayesian approach to measurement error problems in epidemiology using conditional independence models. *American Journal of Epidemiology*, 138 (6):430-442.
- Senior K, Mazza A (2004). Italian "Triangle of death" linked to waste crisis. *The Lancet Oncology*, 5 (9):525-527.

Spiegelhalter DJ, Thomas A, Best NG (1999). *WinBUGS Version 1.2 User Manual*. Cambridge: MRC Biostatistics Unit.

STATA Corporation (2003). *STATA Reference Manual Release 8. Volume 1-5*, College Station, Texas: STATA press.

Thomas A et al. (2004). *GeoBUGS User Manual. Version 1.2, September 2004*. London and MRC Biostatistics Unit, Cambridge: Imperial College.

Townsend P (1987). Deprivation. *Journal of Social Policy*, 16 (2):125-146.

Trinca S et al. (2001). Childhood mortality in an area of Southern Italy with numerous dumping grounds: application of GIS and preliminary findings. *First European Conference "Geographic Information Sciences in public Health", Sheffield, UK, 19-20 September 2001*.

Trinca S et al. (2006). Messa a punto di un indicatore di "esposizione ai rifiuti" per studi di epidemiologia geografica nella regione Campania. In: *XXX Congresso AIE*. 4-6 October 2006, Terrasini (Palermo): 169.

Utili R et al. (1983). Hyperendemicity of viral hepatitis in the Neapolitan area: an epidemiological study. *Bollettino dell Istituto Sieroterapico Milanese*, 62 (2):145-152.

Vineis P et al. (2004). Outdoor air pollution and lung cancer: recent epidemiologic evidence. *International Journal of Cancer*, 111 (5):647-652.

Vrijheid M et al. (2002). Hazard potential ranking of hazardous waste landfill sites and risk of congenital anomalies. *Occupational and Environmental Medicine*, 59 (11):768-776.

Weiss SW, Goldblum JR, eds (2001). *Enzinger and Weiss's soft tissue tumors*. St.Louis London Philadelphia Sidney Toronto: The C.V. Mosby Company.

World Health Organization (1978). *International Classification of Diseases, 9th revision*. Geneva: WHO.

World Health Organization (1992-1994). *ICD -10, International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems, Tenth Revision*. Geneva.

World Health Organization Regional Office for Europe et al. (2004a). *Trattamento dei rifiuti in Campania: impatto sulla salute umana. Studio Pilota. Malformazioni congenite nelle province di Napoli e Caserta (1996-2002): analisi descrittiva e struttura spaziale del rischio*, ([www.protezionecivile.it/minisite/index.php?dir\\_pk=253&cms\\_pk=1734&n\\_page=4](http://www.protezionecivile.it/minisite/index.php?dir_pk=253&cms_pk=1734&n_page=4)).

World Health Organization Regional Office for Europe et al. (2004b). *Trattamento dei rifiuti in Campania: impatto sulla salute umana. Studio Pilota. Mortalità per tumori nelle province di Napoli e Caserta (1994-2001): analisi descrittiva e struttura spaziale del rischio*, ([www.protezionecivile.it/minisite/index.php?dir\\_pk=253&cms\\_pk=1734&n\\_page=4](http://www.protezionecivile.it/minisite/index.php?dir_pk=253&cms_pk=1734&n_page=4)).

World Health Organization Regional Office for Europe et al. (2004c). *Trattamento dei rifiuti in Campania: impatto sulla salute umana. Studio Pilota. Rapporto sulla realizzazione del sistema informativo geografico per la caratterizzazione dell'ambiente e del territorio. Stato di avanzamento - Fase di fattibilità*. ([www.protezionecivile.it/minisite/index.php?dir\\_pk=253&cms\\_pk=1734&n\\_page=4](http://www.protezionecivile.it/minisite/index.php?dir_pk=253&cms_pk=1734&n_page=4)).