

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

Facoltà di Scienze Statistiche

Corso di Laurea in Statistica, Economia e Finanza

TESI DI LAUREA

**PATENTE A PUNTI E INCIDENTI STRADALI:
UN'ANALISI DI INTERVENTO**

Relatore Ch.mo Prof. Francesco Lisi

Laureando Claudio Manzan

Matricola 474199

Anno Accademico 2003-2004

Indice

Capitolo 1: Patente a punti e incidenti	pag. 1
1.1 Patente a punti: una svolta?	pag. 1
1.2 Patente a punti: struttura	pag. 1
1.3 Patente a punti: l'applicazione in Italia	pag. 2
1.4 Incidentalità stradale: i dati Istat	pag. 4
1.5 Un'altra fonte: la polizia stradale	pag. 6
1.6 Incidenti nel 2002.....	pag. 7
1.7 Gli incidenti nel tempo	pag. 9
Capitolo 2: I dati sugli incidenti stradali	pag. 13
2.1 Confronto fonti disponibili.....	pag. 13
2.2 Costruzione delle serie di interesse.....	pag. 15
2.3 Regressioni dei dati della polizia stradale su quelli Istat	pag. 16
Capitolo 3: Analisi delle serie	pag. 19
3.1 Incidenti su tutta la rete stradale.....	pag. 22
3.2 Decessi causati da incidenti stradali	pag. 25
3.3 Feriti causati dagli incidenti stradali	pag. 29
3.4 Numero di incidenti sulla rete autostradale.....	pag. 31
3.5 Decessi causati da incidenti autostradali	pag. 35
3.6 Numero di feriti causati da incidenti autostradali	pag. 38
Capitolo 4: gli effetti della patente a punti	pag. 43
4.1 L'impatto della politica	pag. 43
4.2 Patente a punti: una svolta a metà	pag. 45

Capitolo 1: Patente a punti e incidenti

1.1 Patente a punti: una svolta?

“Incidenti in netto calo, il nuovo codice funziona”, così titolava l’edizione on line del Corriere della Sera il primo settembre 2003. Gli incidenti sono quelli stradali, il nuovo codice è quello approvato dal governo a fine giugno del 2003 la cui novità di gran lunga più importante è l’introduzione della patente a punti.

L’obiettivo di questo studio è cercare di stabilire se questa politica messa in atto dal governo ha avuto un impatto statisticamente significativo sul numero di incidenti stradali e sui relativi danni alle persone da essi provocati (decessi e feriti).

Le conclusioni che si trarranno non potranno che essere parziali a causa del poco tempo trascorso dall’intervento, nemmeno un anno, ma il tentativo di analizzarlo nel breve periodo può essere giustificato dall’importanza dell’argomento: 652 incidenti, 18 decessi e 926 feriti il bilancio quotidiano stilato dall’Istat nel 2002 sulla rete stradale italiana; dal punto di vista economico un costo sociale pari al 2% del prodotto interno lordo dell’UE secondo una stima della commissione europea.

La gravità del problema ha spinto le autorità italiane, come quelle di altri paesi dell’UE, a porsi l’obiettivo di ridurre del 40% il numero di vittime degli incidenti stradali entro il primo decennio del secolo.

La prima norma significativa introdotta nel nostro Paese per raggiungere questo scopo, dopo la legge istitutiva del Piano Nazionale della Sicurezza Stradale (PNSS) del luglio 1999, è stata, appunto, la patente a punti, approvata in parlamento il 28 giugno 2003 ed entrata in vigore il 30 giugno dello stesso anno.

1.2 Patente a punti: struttura

La patente a punti non è una novità nel panorama mondiale: la prima applicazione è datata addirittura 1947, nello stato americano del Connecticut. Da allora con diverse impostazioni si è affermata nella quasi totalità dei paesi anglosassoni e anche in molti paesi dell’Europa continentale come la Germania (dal 1974) e la Francia (dal 1989).

Il concetto basilare di questo intervento di tipo sanzionatorio è quello di associare a qualsiasi infrazione del codice della strada, oltre a una sanzione di tipo pecuniario, la decurtazione di un certo punteggio da quello a disposizione: una volta esauriti i punti disponibili l'automobilista dovrà conseguire nuovamente la patente. In questo rischio per il conducente indisciplinato sta l'effetto deterrente della patente a punti: la progressione della sanzione, sempre più pesante dopo la prima trasgressione, porta a penalizzare chi viola sistematicamente il codice con l'obiettivo di escludere dalla strada i guidatori più pericolosi.

L'effetto deterrente della patente a punti non è, al momento, quantificabile con esattezza negli stati in cui questo sistema è entrato in vigore, l'unica certezza è che l'avvicinarsi alla soglia del ritiro della patente stimola il conducente a essere più attento e meno soggetto a correre il rischio di violare il codice della strada, tant'è che la percentuale di persone che superano tale soglia non è molto alta. Non è comunque ancora possibile, con i dati a disposizione, determinare una relazione univoca tra distanza in termini di punti dal limite massimo consentito e probabilità di incidente o di infrazione da parte del guidatore.

Oltre all'effetto deterrente questo sistema, in molti degli stati in cui è in vigore, si focalizza sulla educazione, o meglio rieducazione, stradale. Un modo per i guidatori per recuperare punti e allontanare lo spettro del ritiro della patente è, infatti, la partecipazione a corsi finalizzati a prevenire comportamenti scorretti sulla strada. I programmi di questi corsi di rieducazione prevedono oltre a un insegnamento nozionistico anche attività di tipo sociale e pratico come l'addestramento alla guida sicura.

1.3 Patente a punti: l'applicazione in Italia

Il Decreto legislativo n. 9 del 2002 ha introdotto in Italia la patente a punti; la norma è stata successivamente riformata dapprima con il Decreto legge 151 del 27 giugno 2003 e poi, dopo un mese di rodaggio nell'applicazione del provvedimento d'urgenza, con legge n. 214 del 2003, il decreto è stato convertito a tempo di record con ulteriori modifiche.

A ciascuna patente esistente o di nuovo rilascio (di qualsiasi categoria) viene attribuita una dotazione iniziale di 20 punti. Violando determinate norme del codice della strada si perde un certo numero di punti, che varia proporzionalmente alla gravità dell'infrazione. Nel caso in cui si commettano più infrazioni nello stesso accertamento i punti da sottrarre vengono sommati, con il limite di 15 come massima decurtazione possibile in una volta sola. Questa disposizione però non viene applicata nei casi in cui è già prevista la sospensione o la revoca della patente.

Se il conducente del veicolo non è individuato al momento dell'infrazione i punti vengono decurtati al proprietario del veicolo a meno di una comunicazione alle forze dell'ordine che identifichi un diverso guidatore entro 30 giorni.

Il punteggio si può recuperare in due modi:

- un periodo di due anni in cui non viene commessa nessuna trasgressione da parte del conducente;
- frequenza di corsi di recupero specifici.

A coloro che hanno commesso nell'arco di un anno violazioni per almeno 20 punti è inibita la guida dei veicoli sul territorio italiano per almeno 2 anni, tale inibizione è limitata ad un anno se la soglia dei 20 punti è oltrepassata in 2 anni e a 6 mesi se è oltrepassata in un periodo compreso tra i due e i tre anni.

La massima penalità in termini di punti per una sola infrazione è di 10 punti, viene applicata a chi supera oltre i 40 km/h il limite di velocità consentito, a chi gareggia in velocità con altri veicoli, a chi viola determinate norme sul trasporto di merci pericolose e a chi trasgredisce reiteratamente i più gravi divieti di sorpasso.

I corsi di recupero dei punti per le patenti "semplici" (non professionali) consistono in due settimane di lezioni per 12 ore complessive e permettono di recuperare 6 punti, più consistenti sono quelli rivolti ai conducenti dotati di CAP (certificato di abilitazione professionale) che attribuiscono un maggior numero di punti. I corsi di recupero possono essere svolti dalle autoscuole e da soggetti con comprovata esperienza nell'attività formativa in tema di sicurezza stradale.

Le materie di studio sono per la quasi totalità di tipo nozionistico e non indirizzate a cambiare l'attitudine e il comportamento di guida di chi partecipa al corso a differenza di quello fatto, come accennato in precedenza, in altri stati in cui la patente a punti è stata

applicata. I corsi quindi sembrano essere un ulteriore elemento deterrente (perdita di tempo e denaro per il trasgressore) piuttosto che un elemento rieducativo.

1.4 Incidentalità stradale: i dati Istat

Il risultato tangibile di una politica finalizzata a migliorare la sicurezza stradale non può che essere verificato attraverso il numero di incidenti stradali avvenuti dopo il suo inizio. Altri dati interessanti sono quelli riguardanti le conseguenze degli incidenti: non è scontato che a una determinata variazione nel numero di incidenti corrisponda una variazione delle stesse proporzioni sulle loro conseguenze, ovvero il numero di feriti o morti da essi causati.

In Italia i dati sugli incidenti stradali e sulle loro conseguenze sono forniti dall'**Istat**, l'Istituto Nazionale di Statistica, e sono presentati fino alla forma più articolata possibile dal punto di vista territoriale (province), temporale (ora del giorno) e delle circostanze in cui si sono verificati (tipo di strada, condizione atmosferica).

Le informazioni sull'incidentalità sono raccolte mensilmente dall'Istat in stretta collaborazione con l'Acì (Automobile Club d'Italia) e sono frutto di una cooperazione tra vari altri enti come il Ministero dell'Interno, la Polizia stradale e municipale, i Carabinieri, gli uffici di statistica dei capoluogo di provincia.

La rilevazione avviene tramite un modello apposito compilato dalle forze dell'ordine preposte al controllo della circolazione e alla disciplina del traffico: polizia stradale, carabinieri e polizia municipale.

Nel 2002 la polizia stradale ha fornito il 25% delle rilevazioni, i carabinieri il 20%, la polizia comunale il restante 55%.

Solo la polizia stradale e la polizia comunale dei maggiori comuni italiani trasmettono per via telematica le proprie rilevazioni all'Istat, mentre le altre forze dell'ordine interessate le inviano in forma cartacea.



Figura 1.1 – Diagramma di trasmissione dei dati degli incidenti stradali all’Istat dai capoluoghi di provincia

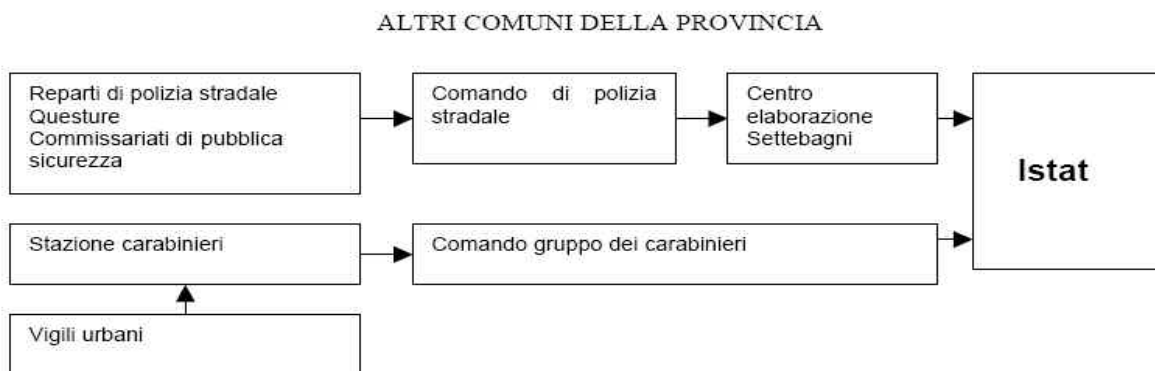


Figura 1.2 – Diagramma di trasmissione dei dati degli incidenti stradali all’Istat dai comuni

Le principali definizioni utilizzate nell’indagine svolta dall’Istat:

- **incidenti stradali:** risultano quelli che si verificano in una strada aperta alla circolazione pubblica, in seguito ai quali una o più persone sono rimaste ferite o uccise e nei quali almeno un veicolo è rimasto implicato.
- **morti:** le persone decedute sul colpo (entro le 24 ore) o quelle decedute dal secondo al trentesimo giorno, a partire da quello dell’incidente compreso.
- **feriti:** le persone che hanno subito lesioni al proprio corpo a seguito dell’incidente.

Prima del 1991 l’Istat rilevava tutti gli incidenti stradali, anche quelli che non necessariamente comportavano lesioni alle persone ma solo danni alle cose. La

definizione attuale di incidente stradale dà luogo ad un concetto più interessante sotto il profilo dell'analisi, poiché restringendo il campo di osservazione ai soli incidenti che causano danni alle persone si ottiene una lettura più corretta e mirata dei sinistri più gravi. Inoltre questa definizione coincide con quella utilizzata a livello internazionale e permette quindi di effettuare confronti tra l'Italia e altre nazioni.

Un'altra definizione mutata per renderla conforme alle norme internazionali è quella sui decessi: prima del gennaio 1999 il periodo di tempo necessario per determinare il numero dei decessi era pari a sette giorni dal momento dell'incidente.

L'estensione a 30 giorni del tempo necessario alla contabilizzazione del numero di decessi causati da incidenti stradali ha ovviamente aumentato le difficoltà per i vari enti pubblici nel tenersi aggiornati sulle condizioni del ferito rendendo quindi probabile una sottostima del numero dei decessi.

Un'altra problematica sulla rilevazione dei dati, che va a influire sulla loro interpretazione, è l'aumento dell'informazione disponibile, ovvero l'aumento del numero e della completezza delle rilevazioni. Ad esempio in corrispondenza dell'incremento di incidentalità stradale pari all'1,1 per cento registrato nell'anno 2002 rispetto all'anno precedente, l'analisi statistica effettuata dall'Istat sulla base della distribuzione massimante del fenomeno a livello comunale, mostra come l'informazione disponibile nell'anno 2002 sia aumentata dello 0,9 per cento: ciò significa che l'incremento osservato è dovuto al recupero di informazione mentre l'andamento della sinistrosità stradale rimane, per l'anno 2002, mediamente ed a livello nazionale costante. Questo aspetto appare di difficile interpretazione quando si trattano le serie storiche dei dati.

1.5 Un'altra fonte: la polizia stradale

Le uniche rilevazioni sugli incidenti trasmesse integralmente per via telematica all'Istat sono, come detto, quelle della sezione stradale della Polizia di Stato: la Polstrada.

La Polstrada, inoltre, pubblica i propri dati a frequenza giornaliera riguardanti il numero di incidenti, di morti e di feriti, suddivisi tra autostrada e altre strade, sul proprio sito (<http://www.poliziadistato.it/pds/stradale/stradale.htm>). I dati sono parziali in quanto

conteggiano solo i sinistri rilevati dalla Polizia stradale. Nel 2002, ad esempio, la polizia ha rilevato il 25% degli incidenti avvenuti in Italia.

Tra le rilevazioni pubblicate di particolare interesse sono quelle riguardanti le autostrade. La rete autostradale, infatti, è di esclusiva competenza della Polizia di Stato .

Rispetto all'indagine svolta dall'Istat c'è qualche differenza nelle definizioni delle unità statistiche rilevate. La polizia, infatti, riporta nel numero degli incidenti tutti quelli in cui è intervenuta, a prescindere dal fatto che si siano verificati o meno danni alle persone. Un'altra diversità è nel numero dei decessi dal momento che la Polstrada conteggia solo i morti sul colpo, ignorando i decessi avvenuti entro trenta giorni dall'incidente a seguito delle ferite riportate con una conseguente sottostima del fenomeno.

Inoltre il numero di osservazioni messe a disposizione dalla Polizia di Stato, a differenza di quelli Istat, non è molto elevato in quanto sono pubblicate solo a partire da marzo 2001.

1.6 Incidenti nel 2002

Gli ultimi dati Istat disponibili si riferiscono al 2002 in cui sono stati rilevati 237.818 incidenti che hanno provocato 6.736 decessi e lesioni di varia gravità a 337.878 persone.

Il maggior numero di incidenti si verifica nelle strade comunali, ciò è dovuto sia al maggiore campo di osservazione sia alla minore scorrevolezza delle strade urbane che favorisce il moltiplicarsi di incidenti anche se spesso di non particolare gravità.

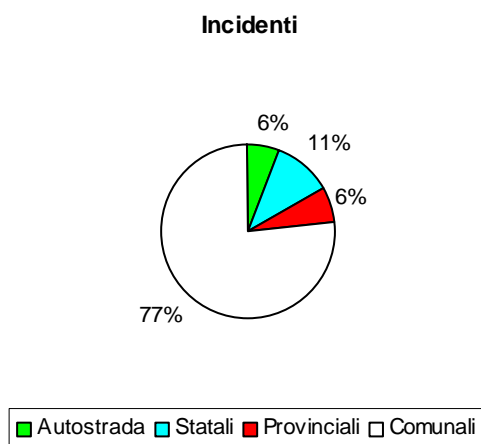


Figura 1.3 – Frequenza incidenti per tipo di strada nel 2002

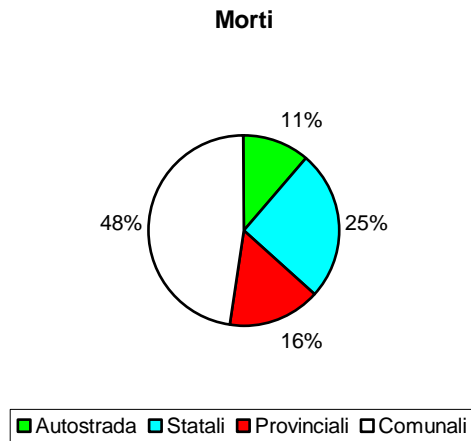


Figura 1.4 - Frequenza decessi per tipo di strada nel 2002

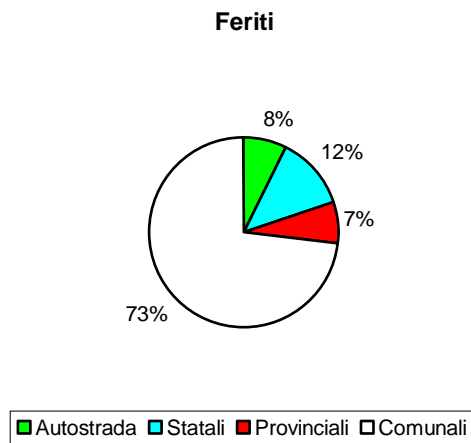


Figura 1.5 – Frequenza feriti per tipo di strada nel 2002

La percentuale di decessi sulle strade comunali (48%) è di gran lunga inferiore rispetto a quella sul totale degli incidenti (78%) e dei feriti (73%). Ciò sottolinea come gli incidenti avvenuti in ambito urbano siano meno pericolosi per la salute del guidatore, probabilmente a causa della minore velocità media.

Un indice per confrontare la pericolosità degli incidenti in vari tipi di strada è l'indice di mortalità (I_M):

$$I_M = \frac{\# \text{Morti}}{\# \text{Incidenti}} \times 100$$

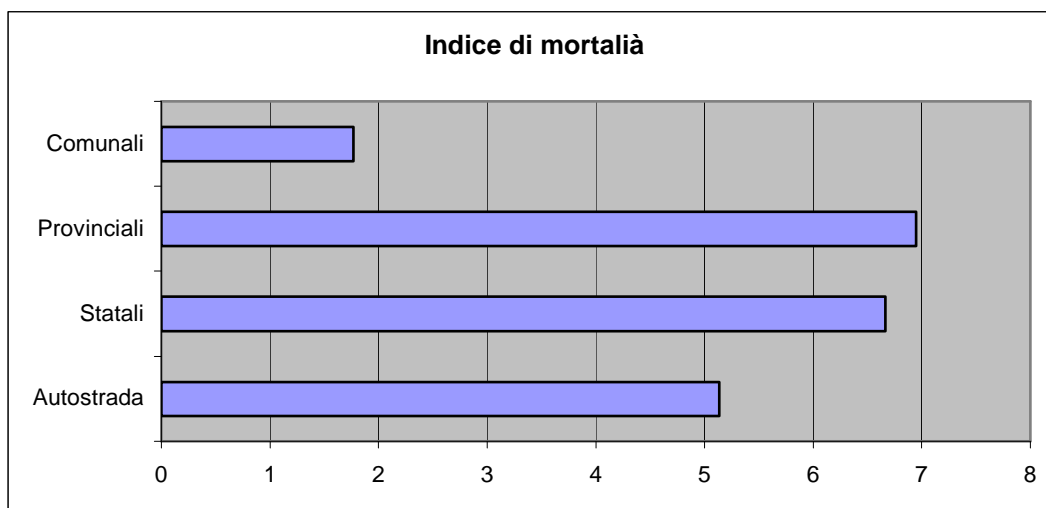


Figura 1.6 – Indice di mortalità per tipologia di strada nel 2002

Se si considera l'indice di mortalità le strade con un tasso di pericolosità più alto per gli incidenti sono quelle statali e provinciali con più di 6 morti ogni 100 incidenti. Una spiegazione potrebbe essere la maggiore velocità di percorrenza di questa tipologia di strade non supportata da un'adeguata conformazione stradale. L'indice assume un valore poco superiore a 5 per le autostrade a causa dell'alta velocità che non può che aggravare le conseguenze degli incidenti. Com'era prevedibile le strade comunali hanno un numero di decessi per incidente molto più basso (1,77) rispetto alle altre tipologie probabilmente a causa della bassa velocità.

1.7 Gli incidenti nel tempo

Si va ad analizzare l'evoluzione dell'incidentalità rilevata dall'Istat nel tempo dal 1991 al 2002. I dati precedenti al 1991 non possono essere confrontati per la diversa definizione dei fenomeni di interesse e per una diversa modalità di rilevazione.

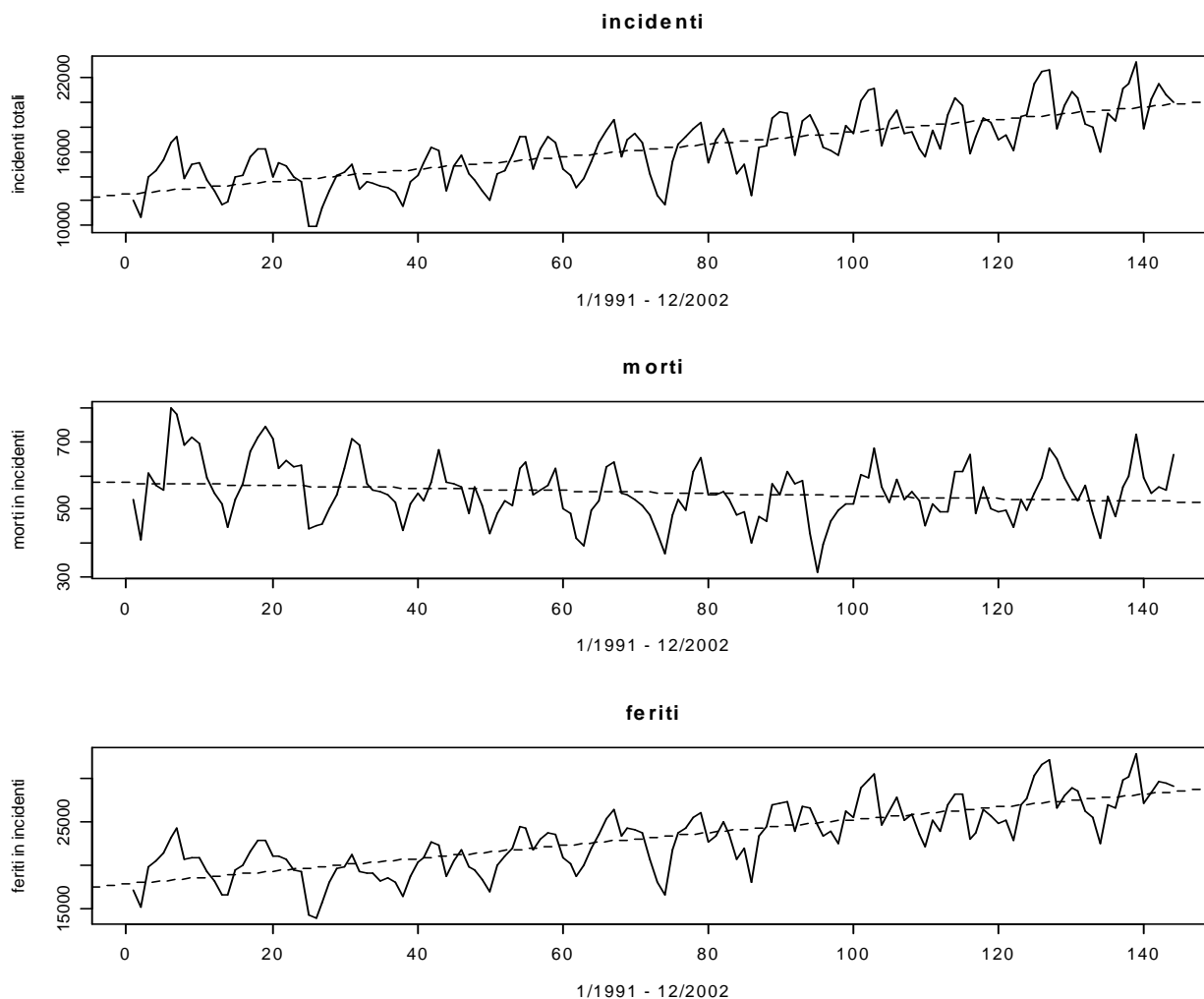


Figura 1.7 – Serie storiche mensili dei dati Istat dal gennaio 1991 al dicembre 2002 sul numero di incidenti e sui morti e feriti conseguenti. La linea tratteggiata indica il trend lineare della serie.

Nell'incidentalità è presente un trend temporale soprattutto per quanto riguarda incidenti e feriti, serie che hanno un andamento molto simile dal momento che vengono conteggiati dall'Istat, come detto in precedenza, solo gli incidenti che recano danni alle persone. L'aumento tendenziale degli incidenti è stimato sulle 50 unità al mese, mentre quello dei feriti è attorno alle 74. Per entrambe le serie il trend lineare sembra spiegare in modo soddisfacente l'evoluzione temporale del fenomeno.

Differente appare, invece, l'incidenza del tempo sulla serie dei decessi. In questo caso il trend lineare sembra non adattarsi in modo adeguato ai dati, ma evidenzia comunque la sostanziale diversità dell'andamento di questa serie rispetto alle altre. Il trend, infatti, è negativo e stima una vittima della strada in meno circa ogni tre mesi.

L'andamento sostanzialmente diverso tra numero di incidenti e di morti si traduce in un continuo calo dell'indice di mortalità dei sinistri stradali, probabilmente dovuto ai continui progressi tecnici dei mezzi di trasporto che hanno decisamente migliorato le misure di sicurezza passiva. Il continuo aumento degli incidenti potrebbe essere legato anche al maggior numero di vetture circolanti.

Le serie sugli incidenti e sulle relative conseguenze oltre a un trend hanno una componente stagionale. Il numero di incidenti assume il suo valore massimo nei mesi estivi mentre si registrano meno incidenti nei mesi invernali, con il minimo nel mese di febbraio.

Nel 2002, ad esempio, febbraio è stato il mese in cui si sono verificati meno incidenti anche come media giornaliera, mentre a luglio si sono raggiunti i massimi.

Una componente stagionale può essere rilevata anche considerando la suddivisione degli incidenti per giorno della settimana. I dati del 2002 sottolineano, infatti, come nel fine settimana si registrino i problemi più gravi per la sicurezza stradale: il maggior numero di incidenti si verifica il venerdì, quello di feriti il sabato e quello di decessi la domenica.

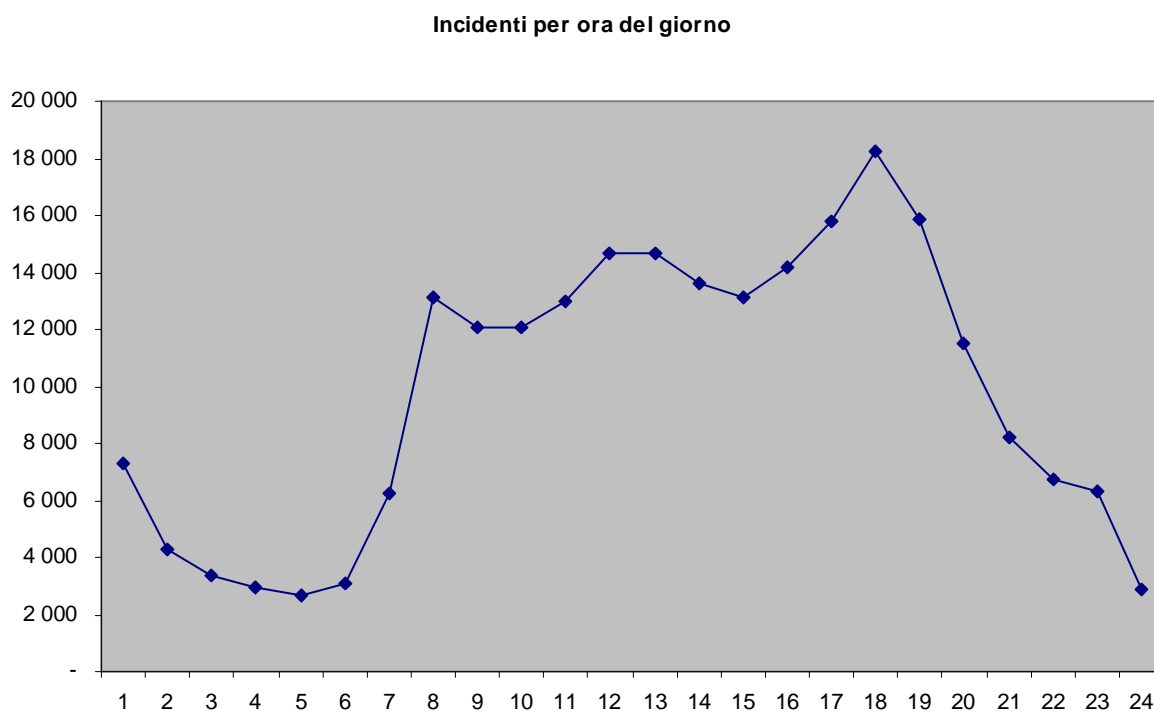


Figura 1.8 – Numero di incidenti rilevati in Italia nel 2002 suddivisi per ora del giorno.

La distribuzione degli incidenti durante le ore della giornata (figura 1.8) assume il suo valore massimo alle 18 probabilmente a causa del maggior traffico associato alle condizioni non ottimali dei guidatori, buona parte dei quali reduci da una giornata di lavoro, e a una situazione di luminosità imperfetta. Altri picchi si hanno alle 8 e tra le 12 e le 13, altri momenti della giornata in cui il numero di auto circolanti è particolarmente elevato.

Se si guarda all'indice di mortalità, invece, i picchi sono dalle 3 alle 6 del mattino con fino a più di 7 morti ogni 100 incidenti, più del triplo di quelli che si verificano alle 13 (meno di due decessi ogni 100 incidenti). In queste ore, probabilmente, il minor traffico porta ad un aumento della velocità di percorrenza non coadiuvato da condizioni fisiche adeguate da parte di alcuni automobilisti.

Capitolo 2: I dati sugli incidenti stradali

2.1 Confronto fonti disponibili

I dati mensili confrontabili sugli incidenti stradali forniti dall'Istat sono disponibili dal gennaio 1991, data dell'ultima revisione globale del sistema di rilevazione, fino al dicembre 2002. La pubblicazione dei dati da parte dell'Istituto di Statistica, infatti, è eseguita con cadenza annuale solitamente nell'autunno successivo all'anno di rilevazione.

Questo lungo tempo di elaborazione è dovuto sia alla elevata complessità del fenomeno sia alla scarsa informatizzazione del processo di trasmissione delle rilevazioni dal momento che esso avviene per la maggior parte delle volte in forma cartacea da parte dei carabinieri e della polizia municipale.

Per eseguire un'analisi sugli effetti della patente a punti, diventata legge il 30 giugno 2003, non è quindi possibile utilizzare, al momento, solo i dati forniti dall'Istat, ma si dovrà cercare di integrarli con una fonte maggiormente tempestiva come la Polizia Stradale.

I dati della Polizia sul numero di incidenti, decessi e feriti, infatti, sono facilmente reperibili in rete e tempestivi, caratteristiche fondamentali per poter analizzare l'impatto di una politica a poco tempo dalla sua introduzione.

Le cifre comunicate dalla Polstrada non possono, però, essere sufficienti per analizzare in modo adeguato l'intervento. Innanzitutto questi dati sono parziali, riportano solo le rilevazioni effettuate direttamente dalla Polizia, e necessitano quindi di essere relazionati a quelli forniti dall'Istituto Nazionale di Statistica per poter quantificare in modo adeguato le conseguenze dell'intervento una volta individuate.

Inoltre il numero di osservazioni pubblicate dalla Polstrada è troppo limitato per stimare in modo adeguato un modello statistico di tipo stagionale (la prima rilevazione è del Marzo 2001) e ciò potrebbe condurre a una stima distorta dell'intervento portando a conclusioni errate.

Risulta quindi necessario cercare di mettere in relazione in modo efficace le due serie (dati Istat e dati della polizia) sfruttando le osservazioni disponibili che riguardano lo stesso arco temporale e che descrivono gli stessi fenomeni per poter bilanciare l'esigenza

di avere serie abbastanza lunghe e rilevate con completezza con quella di avere dei dati aggiornati.

L'arco temporale comune va da marzo 2001 a dicembre 2002, un numero abbastanza esiguo di mesi confrontabili che però dovrebbe essere sufficiente a determinare il rapporto presente tra le due tipologie di dati.

	DATI DELLA POLSTRADA		DATI DELL'ISTAT	
	MEDIA	STANDARD ERROR	MEDIA	STANDARD ERROR
DATI TOTALI:				
INCIDENTI	9761,273	638,064	19973,09	1841,582
MORTI	219,5	32,14217	567	70,58126
FERITI	7195,273	708,7912	28392,55	2369,564
DATI AUTOSTRADA:				
INCIDENTI	4035,091	363,0151	1211	166,3173
MORTI	60,63636	12,94511	63	13,98979
FERITI	1988,773	346,4888	2115,636	379,0916

Tabella 1.1 – Media ed errore standard per i dati forniti dalla Polstrada e dall'Istat per il periodo che va da marzo 2001 a dicembre 2002.

I dati sulla totalità degli incidenti avvenuti nel periodo considerato differiscono in modo significativo. Il numero degli incidenti rilevati dall'istituto statistico è, come ci si attendeva, superiore rispetto a quello rilevato dalla polizia stradale. Ciò si verifica anche per quanto riguarda feriti e decessi causati dagli incidenti nella totalità della rete stradale. Simili sono invece i dati che riguardano feriti e decessi negli incidenti avvenuti in autostrada dal momento che la polizia stradale è l'unica forza dell'ordine a controllare la rete autostradale. C'è però una grande differenza sugli incidenti riportati dalle due fonti: gli incidenti autostradali segnalati dalla polizia di stato sono mediamente molto più numerosi di quelli rilevati dall'Istat.

Questa differenza è dovuta alla diversa definizione di incidente tra l'istituto nazionale di statistica e la Polstrada. L'Istat infatti conteggia, come detto, l'incidente solo se in seguito a questo una o più persone sono rimaste danneggiate, le rilevazioni della polizia conteggiano invece tutti gli incidenti, compresi quelli senza conseguenza per le persone.

2.2 Costruzione delle serie di interesse

Le serie che possono essere confrontate in quanto presenti in entrambe le fonti (Istat e Polizia) sono sei e riguardano il numero di incidenti, di decessi e di feriti su tutte le strade e limitatamente alla rete autostradale.

Per stimare una relazione tra i dati della polizia stradale, che indicheremo con γ^P , e i dati provenienti dall'Istat, che indicheremo con γ^I , si possono effettuare delle regressioni utilizzando i mesi che vanno dal marzo 2001 al dicembre 2002.

Le regressioni possono essere di due tipi a seconda di quale delle due fonti venga indicata come variabile esplicativa.

Le regressioni utilizzate sono lineari o log-lineari in quanto la relazione tra i dati non assume forme quadratiche o di ordine superiore.

Sfruttando i risultati delle regressioni si possono quindi formare:

- serie con dati istat fino al dicembre 2002 e con stime ottenute da una regressione del tipo $\hat{\gamma}^I_t = \alpha + \beta\gamma^P_t$ per le osservazioni successive in cui si hanno a disposizione le osservazioni di γ^P ;
- serie con dati della Polstrada dal marzo 2001 in avanti e con le stime ottenute da una regressione del tipo $\hat{\gamma}^P_t = \alpha + \beta\gamma^I_t$ per le osservazioni precedenti in cui sono disponibili solo le osservazioni per γ^I .

La prima tipologia di serie storica, la sequenza di dati Istat, dovrebbe essere quella di interesse per stabilire l'impatto della politica adottata dal governo. Nel periodo in cui avviene l'intervento, però, i dati non sono quelli dell'Istat ma solo una loro stima: questa perdita di informazione potrebbe portare a una errata stima dell'impatto e compromettere le conclusioni sulla sua significatività.

Il secondo gruppo di serie storiche, composte da dati della polizia stradale, presentano per un lungo periodo (le prime 130 osservazioni) delle stime basate sui dati Istat. Ciò potrebbe portare a una non corretta determinazione del modello stocastico sottostante alla serie e quindi a una distorsione nella stima dell'impatto. D'altra parte in queste serie i dati nel periodo in cui avviene l'intervento sono quelli realmente osservati e si ha quindi una maggiore accuratezza nell'analisi degli effetti dell'intervento stesso.

Qualsiasi metodo si scelga per determinare le serie su cui analizzare l'intervento non sarà, quindi, esente da problematiche sull'omogeneità dei dati ottenuti, soprattutto nei casi in cui le regressioni tra le rilevazioni fornite dalle due diverse fonti saranno scarsamente significative.

Dal momento che l'obiettivo di questa analisi è stabilire la significatività di un intervento, sembra maggiormente corretto servirsi delle serie dei dati forniti dalla Polizia Stradale in quanto si utilizzano i dati realmente osservati e non delle stime nell'ultimo periodo che è, in questo caso, quello di maggiore interesse .

2.3 Regressioni dei dati della polizia stradale su quelli Istat

Si regrediscono, quindi, i dati forniti dalla Polizia su quelli pubblicati dall'Istat per il periodo che va da marzo 2001 a dicembre 2002.

La regressione che meglio descrive il rapporto tra i dati rilevati in tutti i tipi di strada risulta essere quella log-lineare, ovvero:

$$\log(\gamma^P_t) = \alpha + \beta * \log(\gamma^I_t) + \varepsilon_t$$

INCIDENTI STRADALI

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
α	4,0558	1,0917	3,715	0,001368
β	0,5181	0,1103	4,698	0,000138
$R^2 = 0,5246$		R^2 corretto = 0,5008		

Il modello log-lineare è:

$$\log(\gamma^P_t) = 4,0558 + 0,5181 * \log(\gamma^I_t)$$

MORTI IN INCIDENTI STRADALI

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
α	-0,7882	0,8304	-0,949	0,354
β	0,9742	0,1311	7,432	3,57e-07
$R^2 = 0,7341$		R^2 corretto = 0,7208		

La costante non è significativa, quindi si stima nuovamente la regressione:

$$\log(\gamma^P_t) = 0,84981 * \log(\gamma^I_t)$$

FERITI IN INCIDENTI STRADALI

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
α	0,4368	1,9465	0,224	0,824724
β	0,8233	0,1899	4,336	0,000321
$R^2 = 0,4845$		R^2 corretto = 0,4588		

Dal momento che la costante non è significativa la regressione diventa:

$$\log(\gamma^P_t) = 0,8695 * \log(\gamma^I_t)$$

Il rapporto tra le due fonti di rilevazione sulla rete autostradale è log-lineare per quanto riguarda gli incidenti, mentre è lineare ($\gamma^P_t = \alpha + \beta * \gamma^I_t + \varepsilon_t$) nelle due regressioni più significative, quelle sul numero dei morti e dei feriti.

INCIDENTI IN AUTOSTRADA

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
α	-3,8982	1,2959	-3,008	0,00695
β	1,3241	0,1561	8,480	4,68e-08
$R^2 = 0,7824$		R^2 corretto = 0,7715		

La regressione quindi è:

$$\log(\gamma^P_t) = -3,8982 + 1,3241 * \log(\gamma^I_t)$$

DECEDUTI IN INCIDENTI AUTOSTRADALI

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
α	4,0130	3,1718	1,265	0,220
β	0,8988	0,0492	18,268	6,04e-14
$R^2 = 0,9435$		R^2 corretto = 0,9406		

Dal momento che la costante non è significativamente diversa da zero si può stimare solo il coefficiente:

$$\gamma^P_t = 0,95962 * \gamma^I_t$$

FERITI IN INCIDENTI AUTOSTRADALI

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
α	89,84622	82,85655	1,084	0,291
β	0,89757	0,03858	23,267	5,9e-16
$R^2 = 0,9644$		R^2 corretto = 0,9626		

Dal momento che la costante non è significativa la regressione diventa:

$$\gamma^P_t = 0,93877 * \gamma^I_t$$

Le regressioni maggiormente significative sono quelle riguardanti i dati autostradali mentre tra quelle calcolate sull'intera rete stradale la relazione più stretta tra le due fonti è quella riguardante le serie del numero dei decessi in seguito a incidenti.

Della bassa significatività delle regressioni tra i dati della polizia e quelli dell'Istat, che descrivono il numero di incidenti e di feriti sull'intera rete viaria, si dovrà tener conto quando si analizzerà l'impatto dell'introduzione delle nuove norme del codice della strada.

Sfruttando le regressioni tra i dati della polizia e i dati forniti dall'Istat nel periodo in cui sono entrambi a disposizione si vanno a costruire delle nuove serie su cui si cercherà di individuare l'impatto dell'introduzione della patente a punti e la sua significatività.

Queste serie saranno costituite da delle stime dei dati della polizia ($\hat{\gamma}^P$), ottenute dalla serie dei dati Istat tramite le relazioni che sono state individuate, per il periodo che va dal gennaio del 1991 al febbraio 2001, mentre da marzo 2001 a maggio 2004 riporteranno i dati rilevati direttamente dalla polizia di stato.

Capitolo 3: Analisi delle serie

Utilizzando le regressioni eseguite nel precedente capitolo si costruiscono le serie basate sui dati frutto delle rilevazioni della Polizia stradale su cui si cercherà di stimare l'impatto dell'introduzione della patente a punti avvenuto nel luglio del 2003. Le serie che saranno analizzate sono le seguenti:

- Numero di incidenti su tutta la rete stradale
- Numero di decessi causati da incidenti stradali
- Numero di feriti causati da incidenti stradali
- Numero di incidenti sulla rete autostradale
- Numero di decessi causati da incidenti autostradali
- Numero di feriti causati da incidenti autostradali

L'arco temporale delle sei serie va dal gennaio del 1991 a maggio del 2004, per un totale di 161 osservazioni mensili.

Ogni serie può essere modellata con un modello del tipo:

$$y_t = X_t + Z_t + \varepsilon_t$$

in cui X_t rappresenta la parte ARIMA mentre Z_t è l'effetto dell'intervento ovvero dell'introduzione della patente a punti

Per riuscire a stimare Z_t si applicherà a ogni serie la seguente procedura:

1. Si stima il modello ARIMA (X_t) che meglio si adatta alla serie pre-intervento, ovvero alle osservazioni precedenti al luglio 2003 ($t < 151$)
2. Una volta accertato che i residui del modello stimato sono sufficientemente incorrelati si applica il modello all'intera serie.
3. Si analizzano i residui dell'intera serie prodotti dal modello cercando di individuare che tipo di impatto ha avuto la politica sull'evoluzione dei dati rilevati dopo l'intervento e il suo livello di significatività.
4. Si controlla la corretta specificazione delle conseguenze dell'intervento osservando la serie dei residui al netto dell'impatto stimato.

I tipi di impatto che, vista la modalità dell'intervento, sembrano i più indicati a individuare correttamente l'effetto della riforma del codice della strada sono: brusco e monopériodale, brusco e permanente, brusco e temporaneo.

L'impatto brusco e monopériodale presuppone che le conseguenze dell'intervento si esauriscano immediatamente, entro l'osservazione in cui l'intervento è stato effettuato. In questo caso l'effetto della patente a punti sarebbe rilevante nel luglio 2003 probabilmente a causa della grande diffusione della novità del codice attraverso i mezzi di informazione, però esaurirebbe la sua efficacia in poco più di un mese.

Sia $\{e_t\}$ la serie dei residui del modello statistico applicato all'intera serie e p_t una variabile dummy che assume il valore 1 solo in luglio 2003 ($t = 151$ per le serie in esame), 0 altrimenti. Si può parlare di impatto brusco e monopériodale se nella regressione

$$e_t = \omega * p_t$$

il coefficiente ω è statisticamente significativo: il suo valore sarà l'impatto dell'intervento limitatamente a quella osservazione.

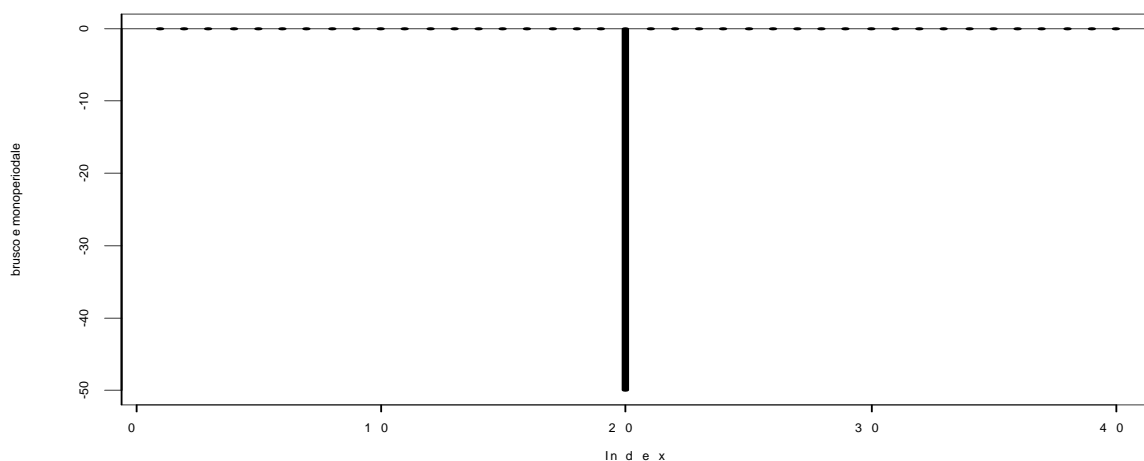


Figura 3.1 – Rappresentazione di un impatto brusco e monopériodale in $t=20$ e con $\omega = -50$

L'impatto brusco e permanente descrive, invece, le conseguenze di un intervento che cambia in modo immediato e definitivo il valore atteso delle successive osservazioni della serie. Nel caso esaminato il cambiamento del codice della strada avrebbe

migliorato in modo duraturo la sicurezza stradale raggiungendo il suo scopo, cioè modificare efficacemente il comportamento degli utenti della strada.

Sia s_t una variabile dummy che assume il valore 1 dall'osservazione in cui l'intervento è avvenuto in poi e 0 in precedenza. Si ha un impatto brusco e permanente se nella regressione

$$e_t = \omega * s_t$$

il coefficiente della variabile dummy è statisticamente significativo: il suo valore determina l'entità del "gradino" presente nella serie.

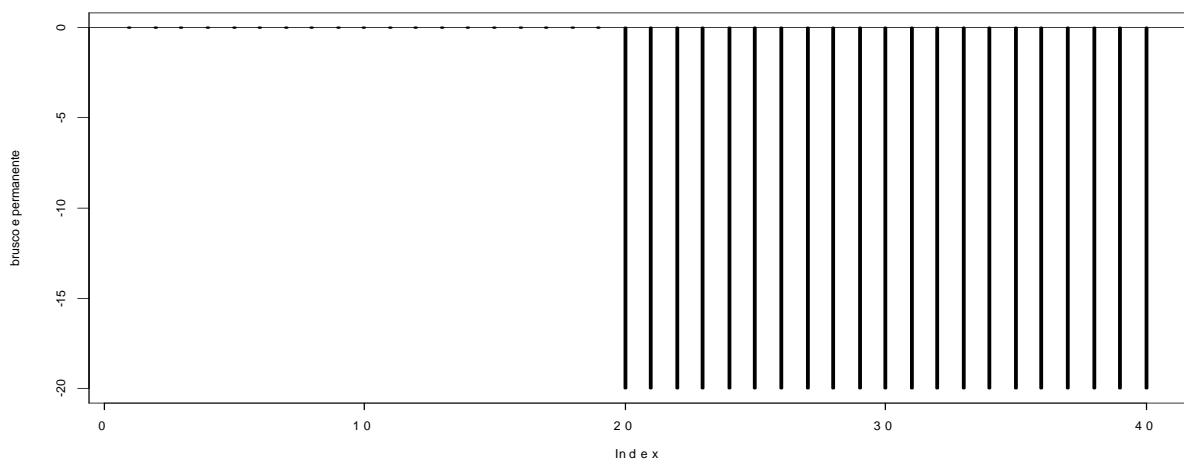


Figura 3.2 – Rappresentazione di un impatto brusco e permanente in $t=20$ e con $\omega = -20$

L'impatto brusco e temporaneo descrive un intervento che nel tempo diminuisce gradualmente il proprio effetto sulla serie fino ad esaurirsi in modo più o meno rapido. L'introduzione della patente a punti porterebbe quindi un netto miglioramento nella sicurezza stradale nei primi mesi per poi esaurire la propria efficacia, a un ritmo più o meno sostenuto, col passare del tempo.

Sia k_t una variabile che assume il valore 0 con $t \leq 151$ (l'osservazione corrispondente a luglio 2003) e il valore $(t - 151)$ quando $t > 151$. Se nella regressione

$$e_t = \omega * \delta k_t * s_t$$

il coefficiente ω è significativamente diverso da zero e se δ è positivo e significativamente diverso sia da zero (l'impatto sarebbe da considerarsi come monopercorale) sia da uno (l'impatto equivarrebbe a uno di tipo duraturo) si può parlare di impatto brusco e temporaneo.

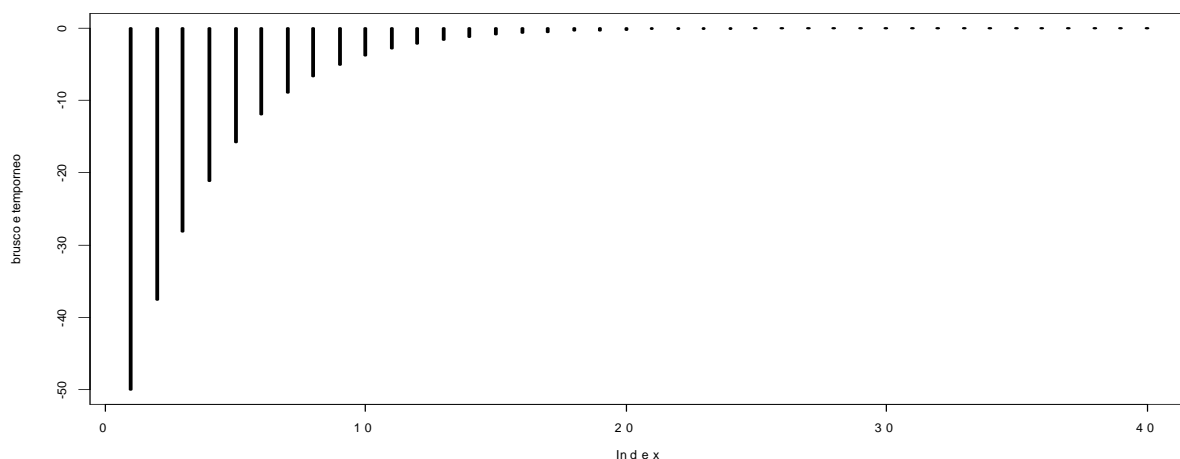


Figura 3.3 – Rappresentazione di un impatto brusco e temporaneo in $t=1$ con $\omega=-50$ e $\delta=0,75$

Passiamo ora ad analizzare le serie d'interesse.

3.1 Incidenti su tutta la rete stradale

La prima serie che si considera riguarda i dati sugli incidenti stradali rilevati sull'intera rete viaria.

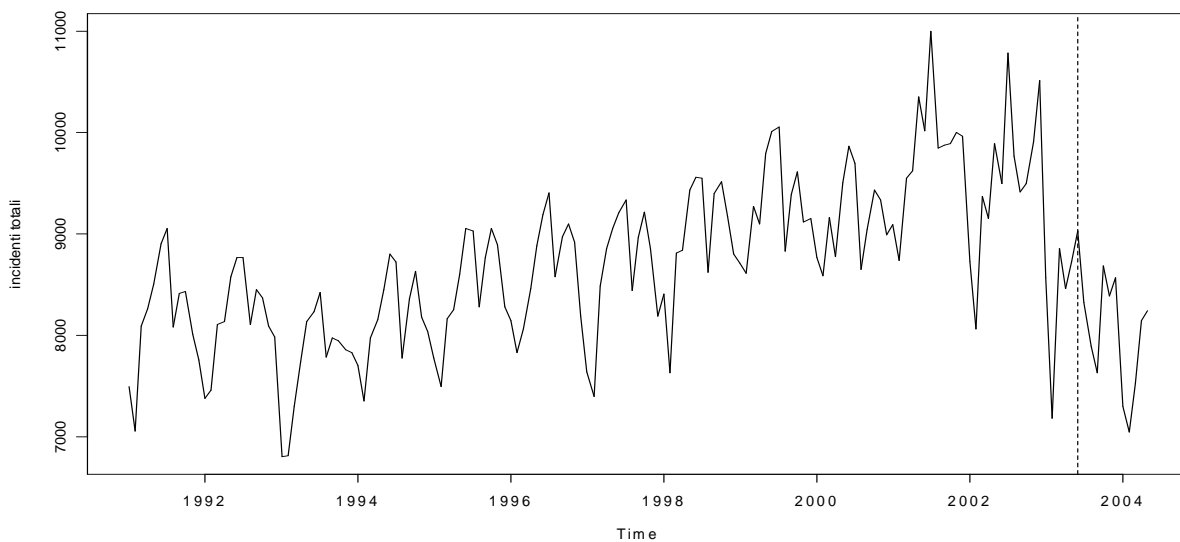


Figura 3.1.1 – Serie degli incidenti su tutti i tipi di strade dal gennaio 1991 al maggio 2004. La linea tratteggiata indica giugno 2003.

Sulla serie dei dati precedenti all'intervento (fino all'osservazione 150, giugno 2003) il modello statistico che sembra meglio adattarsi ai dati è un SARIMA (3,0,0)(0,1,1)₁₂ vincolato, le cui stime sono riportate in tabella 3.1.1.

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Ar1	0,5747	0,0686	8,37751	3,819168e-14
Ar3	0,2425	0,0725	3,34483	0,001043335
Sma1	-0,2473	0,1163	2,1264	0,0351289
Test di Ljung-Box al 15° ritardo:				
14,06312		P-value:	0,2966960	
Test di Pierce con 5 ritardi stagionali:				
3,202077		P-value:	0,2016869	

Tabella 3.1.1 – Stima del modello SARIMA (3,0,0)(0,1,1) sulla serie pre-intervento

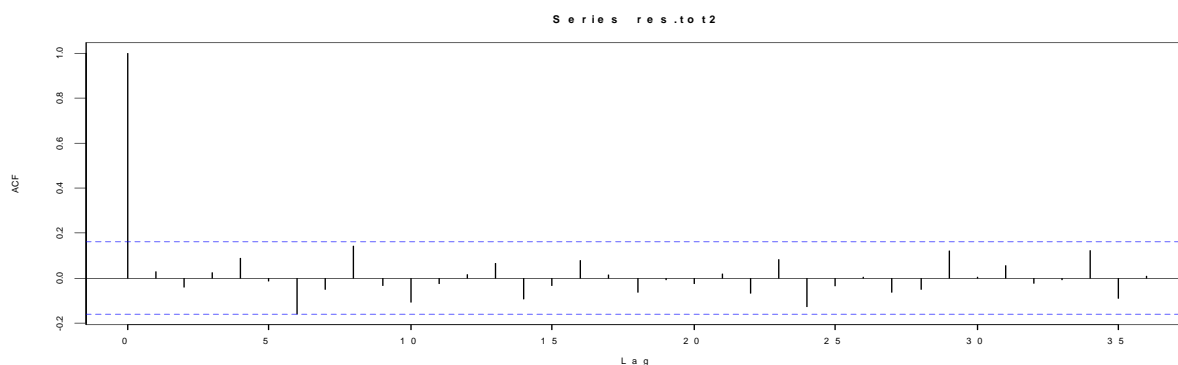


Figura 3.1.2 – Funzione di autocorrelazione dei residui del modello stimato sulla serie degli incidenti stradali fino a giugno 2003

I residui del modello sono incorrelati come dimostrano sia il test d Ljung Box che la funzione di autocorrelazione dove non emerge nessuna correlazione significativa nei ritardi. Il modello inoltre spiega in modo esaustivo anche la correlazione stagionale come mostra il test di Pierce, la cui ipotesi nulla è, appunto, l'assenza di correlazione stagionale.

Il modello stimato viene quindi applicato all'intera serie.

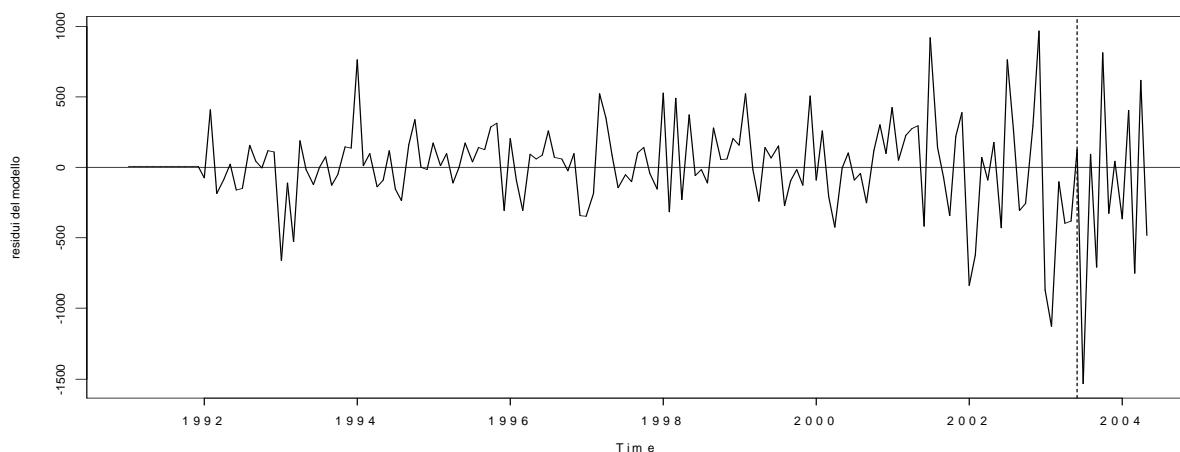


Figura 3.1.3 – I residui del modello SARIMA (3,0,0)(0,1,1) applicato all’intera serie degli incidenti stradali.

Si cerca di individuare gli effetti dell’intervento analizzando la serie dei residui:

Tipo impatto	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Brusco e monoperiodale	-1535,1	312,8	-4,907	2,26e-06
Brusco e permanente	-198,6	99,95	-1,987	0,0486
Brusco e temporaneo:				
Omega	-1480	312,2	-4,742	4,7e-06
Delta	0,03467	0,2105	0,165	0,87

Tabella 3.1.2 – Stime e relativo grado di significatività dei diversi tipi di impatto sulla serie dei residui.

L’impatto che meglio descrive l’effetto della politica introdotta dal governo sul numero di incidenti stradali è quello brusco e monoperiodale, infatti dopo un significativo calo nel luglio 2003 il numero di incidenti torna in breve tempo ai livelli precedenti all’intervento. Anche l’effetto di tipo permanente risulta valido, ma il suo grado di significatività è minore e inoltre è probabile che sia il forte calo registrato in luglio a rendere sensibile la diminuzione media di tutto il periodo post-intervento considerato. È probabile che con l’aumento del numero di osservazioni questo tipo impatto perda la sua validità.

La diminuzione registrata nel luglio 2003 è di 1535 incidenti e corrisponde a un calo del 22,8% rispetto allo stesso mese del 2002.

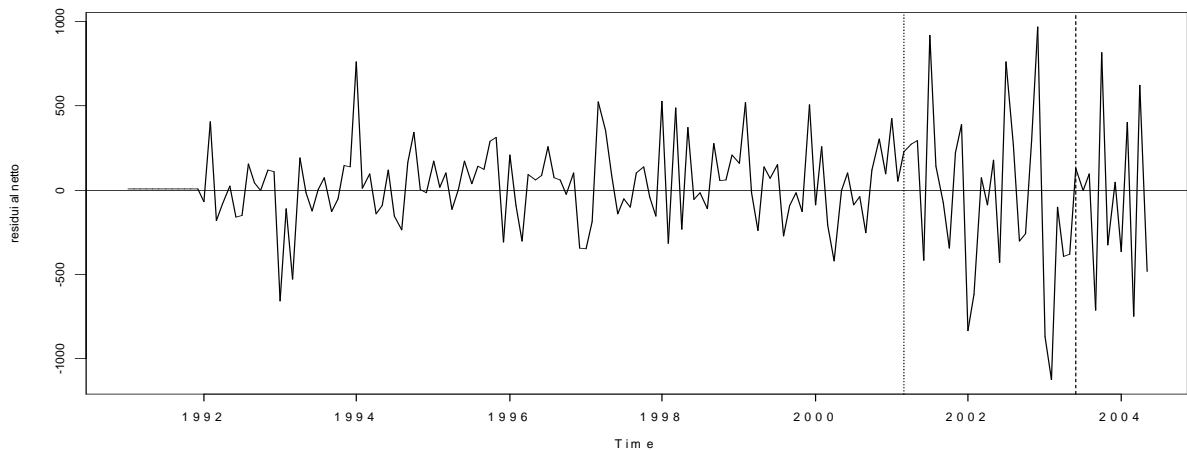


Figura 3.1.4 – Serie dei residui del modello al netto della stima dell'effetto dell'intervento. La prima linea tratteggiata indica marzo 2001, la seconda giugno 2003.

La serie dei residui una volta tolto l'effetto dell'intervento nel mese di luglio 2003 non sembra presentare altri cali significativi o ripetuti nel periodo successivo all'introduzione della patente a punti confermando la corretta individuazione del tipo di impatto.

Nella serie dei residui al netto dell'intervento, inoltre, si può notare come la variabilità aumenti dal marzo 2001, ovvero da quando vengono utilizzati i dati effettivamente prodotti dalla polizia e non delle loro stime (\hat{y}^P). Ciò potrebbe essere dovuto al basso valore della statistica R^2 nella regressione che ha prodotto le stime.

3.2 Decessi causati da incidenti stradali

Si analizza la serie mensile del numero dei decessi causati dagli incidenti stradali

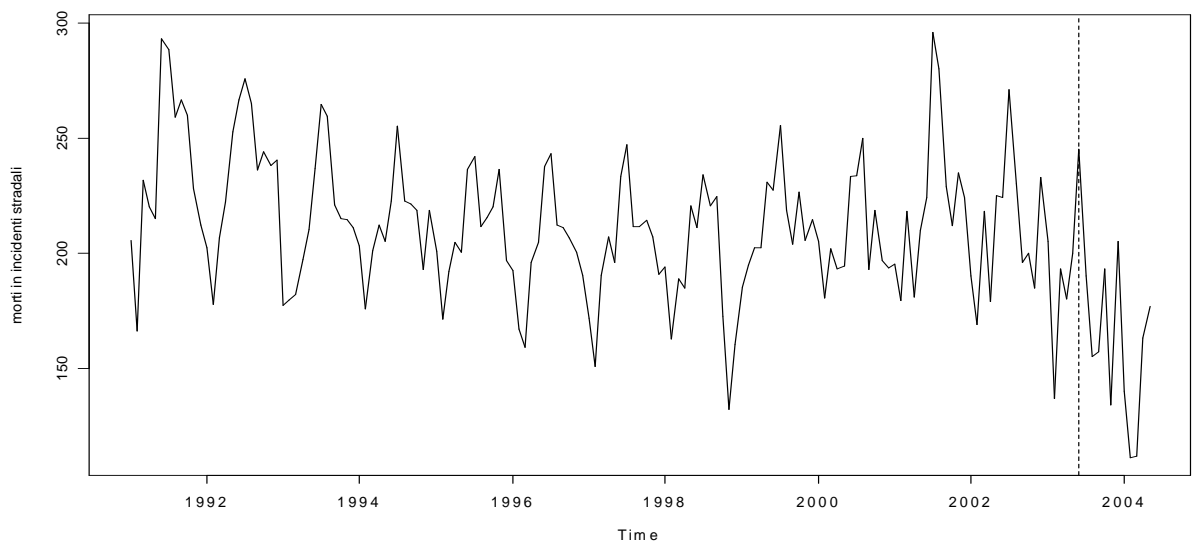


Figura 3.2.1 – Serie del numero dei morti causati dagli incidenti stradali dal gennaio 1991 al maggio 2004. La linea tratteggiata indica giugno 2003.

Sulla serie del numero dei decessi rilevati prima del luglio 2003 il modello statistico che sembra meglio adattarsi ai dati è un SARIMA (1,0,0) (0,1,1) di periodo 12.

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Ar1	0,3915093	0,0824360	4,749252	5,719404e-04
Sma1	-0,6333534	0,1087996	-5,821282	5,839788e-09
Test di Ljung-Box al 15° ritardo:				
5,944433	P-value:	0,9481519		
Test di Pierce con 4 ritardi stagionali:				
0,629293	P-value:	0,7300469		

Tabella 3.2.1 – Stima del modello SARIMA (1,0,0)(0,1,1) sulla serie pre-intervento

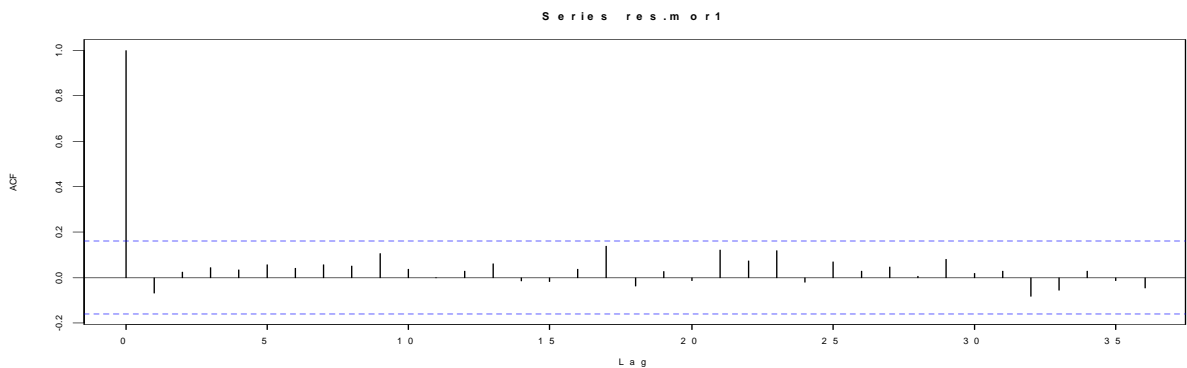


Figura 3.2.2 – Funzione di autocorrelazione dei residui del modello stimato sulla serie storica del numero di decessi fino a luglio 2003

I residui del modello applicato sui dati mensili del numero di decessi causati da incidenti stradali precedenti a luglio 2003 non sono significativamente correlati come mostrano adeguatamente sia il grafico sia il Test di Ljung-Box. Il test di Pierce accetta l'ipotesi nulla di incorrelazione ai ritardi stagionali, confermando la bontà del modello stimato.

Si applica il modello all'intera serie:

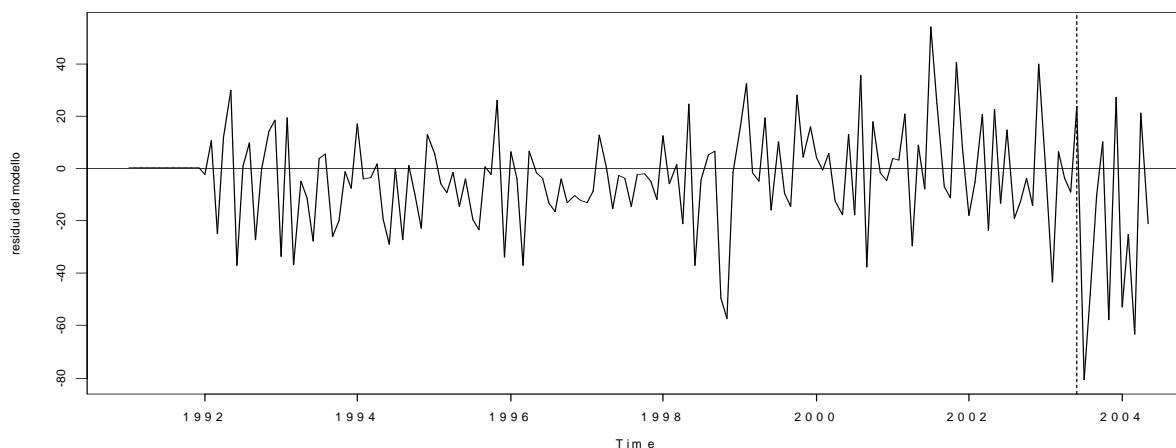


Figura 3.2.3 – I residui del modello SARIMA (1,0,0)(0,1,1) applicato all'intera serie dei decessi provocati dagli incidenti stradali.

Si stimano i vari tipi di impatto possibili:

Tipo impatto	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Brusco e monoperiodale	-80,70	19,98	-4,039	8,3e-05
Brusco e permanente	-27,373	5,942	-4,607	8,31e-06
Brusco e temporaneo:				
Omega	-56,46274	14,87801	-3,795	0,000209
Delta	0,82556	0,07339	11,250	<2e-16

Tabella 3.2.2 – Stime e relativo grado di significatività dei diversi tipi di impatto sul numero dei decessi una volta modellata la serie.

Tutti le modalità di effetto considerate risultano altamente significative. Il tipo di impatto che, in apparenza, si adatta meglio a descrivere le conseguenze dell'intervento è quello brusco e temporaneo dal momento che, osservando la serie dei residui, il calo dei decessi stradali sembra diventare meno significativo col passare dei mesi.

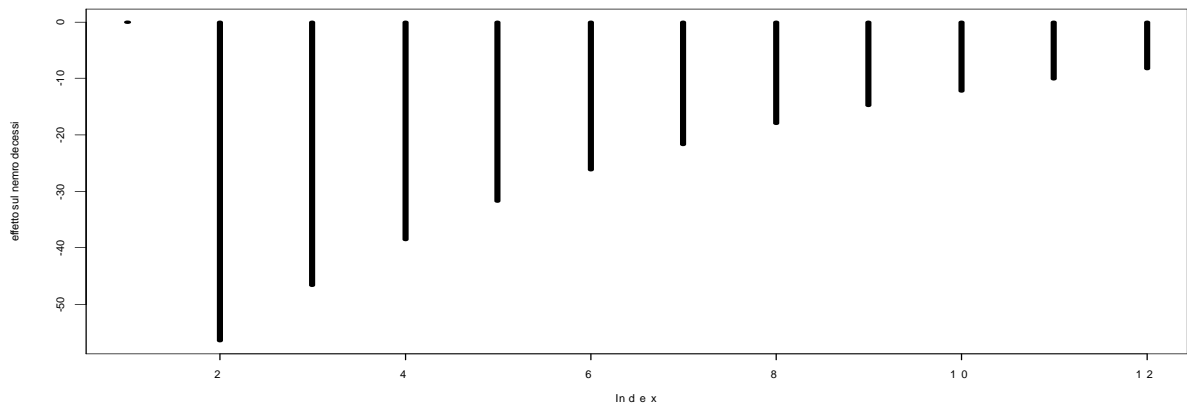


Figura 3.2.4 – Stima dell’effetto dell’intervento sul numero di decessi in incidenti stradali nel periodo osservato

L’impatto è ancora significativo al termine del periodo considerato. Se si guarda alla stima dell’effetto permanente l’introduzione della patente a punti porta a 27 vittime in meno al mese equivalente a un calo del 13% rispetto alla media del 2002.

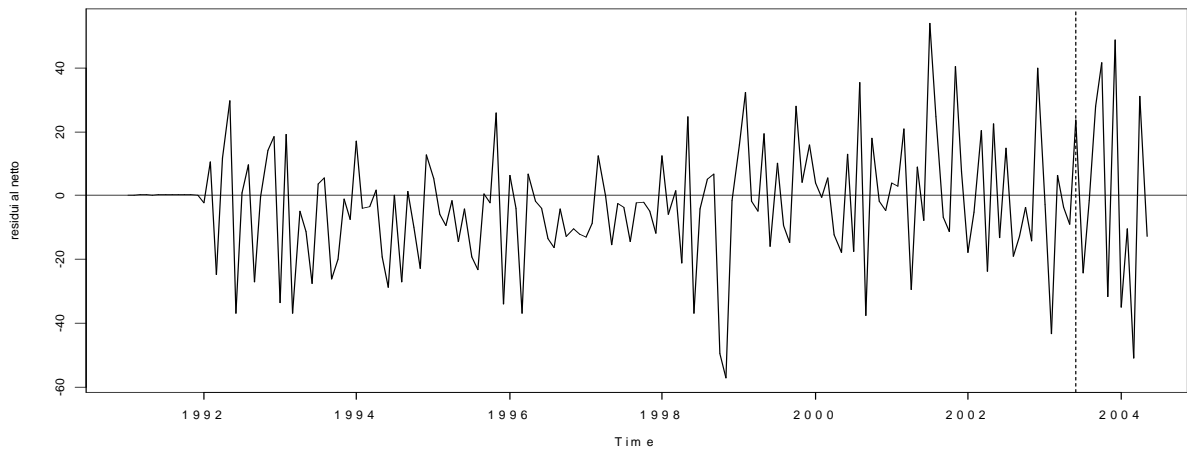


Figura 3.2.5 – Serie dei residui del modello al netto dell’impatto individuato

La serie dei residui al netto dell’impatto brusco e graduale non sembra presentare valori anomali confermando sostanzialmente la conformità dell’effetto individuato.

3.3 Feriti causati dagli incidenti stradali

Si esamina la serie del numero dei feriti provocati da incidenti stradali.

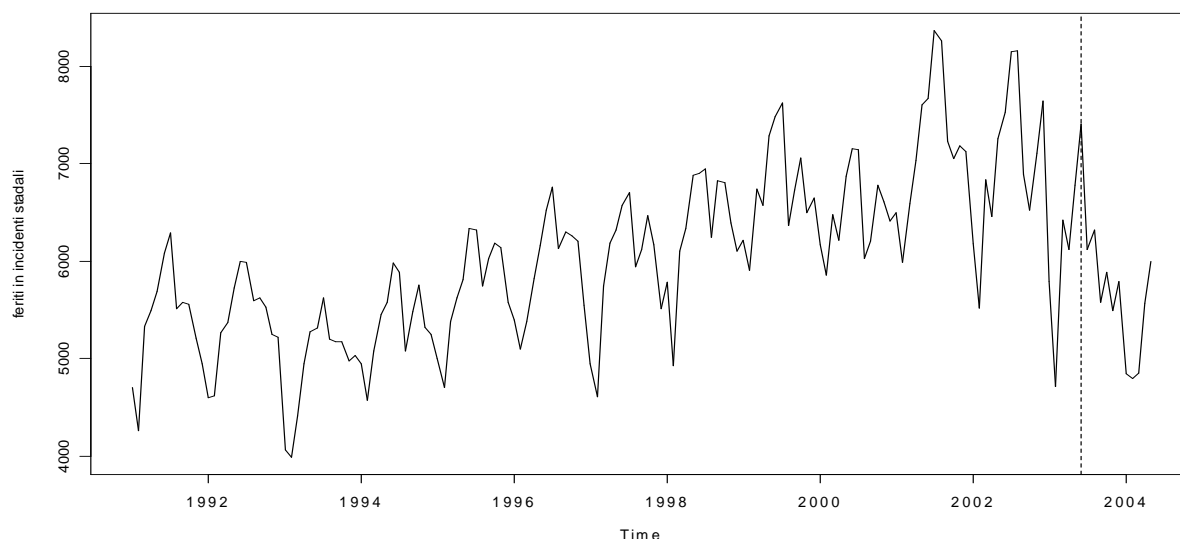


Figura 3.3.1 – Serie dei feriti causati dagli incidenti stradali rilevati dalla polizia stradale dal gennaio 1991 al maggio 2004. La linea tratteggiata indica giugno 2003.

Il modello che meglio sembra spiegare le relazioni tra le osservazioni sul numero dei feriti precedenti al mese dell'intervento è un SARIMA(3,0,0)(0,1,1) con stagionalità mensile.

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Ar1	0,6243050	0,0801707	7,787197	6,851231e-15
Ar2	-0,1615081	0,09663029	-1,671403	0,09464216
Ar3	0,3503498	0,08183922	4,280953	1,860950e-05
Sma1	-0,281138	0,10986058	-2,559043	0,0149607
Test di Ljung-Box al 15° ritardo:				
8,29949		P-value:	0,6862512	
Test di Pierce con 6 ritardi stagionali:				
4,559084		P-value:	0,1023310	

Tabella 3.3.1 – Stima del modello SARIMA (3,0,0)(0,1,1) sulla serie pre-intervento

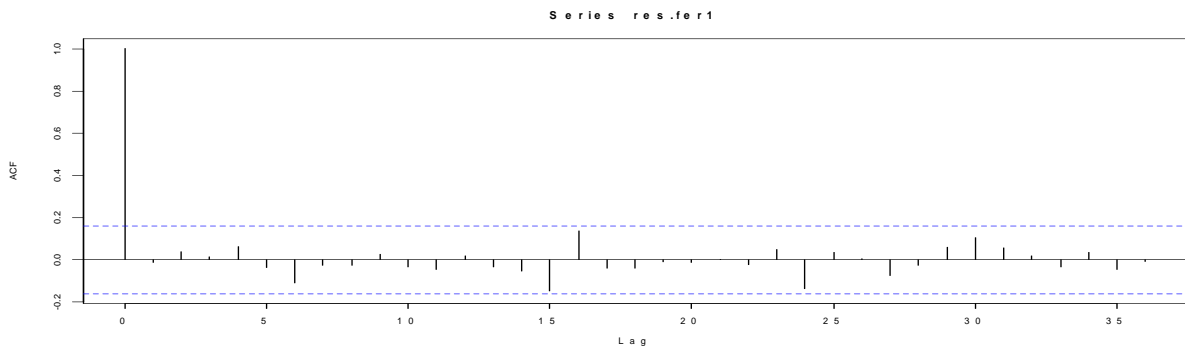


Figura 3.3.2 – Funzione di autocorrelazione dei residui del modello stimato sulla serie pre-intervento

Il modello trovato sembra spiegare bene l'autocorrelazione presente nei dati. I residui infatti risultano incorrelati e anche il test di Pierce accetta l'ipotesi nulla di mancanza di stagionalità nei residui.

Il modello viene quindi utilizzato per modellare l'intera serie.

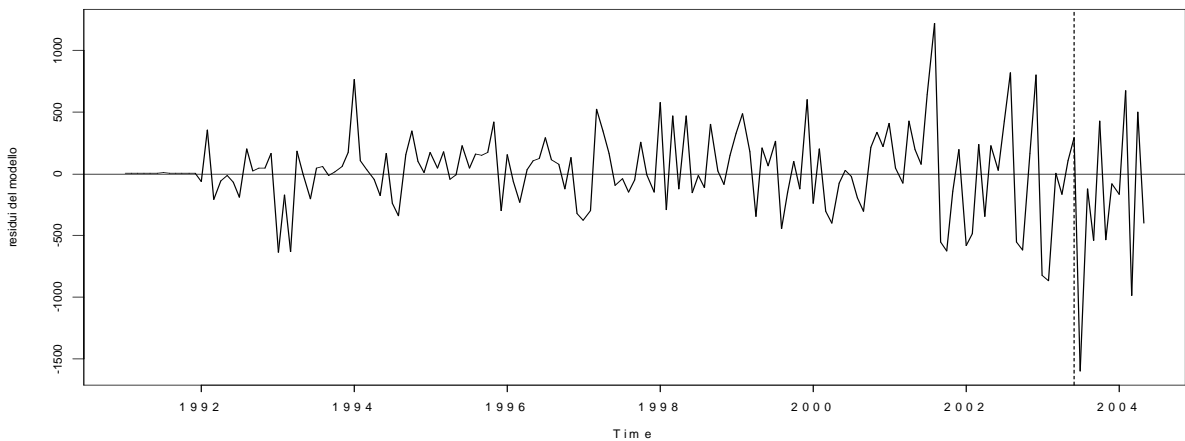


Figura 3.3.3 – I residui del modello SARIMA (3,0,0)(0,1,1) applicato all'intera serie.

Sulla serie dei residui rappresentata si vanno a stimare i vari tipi di impatto possibili.

Tipo impatto	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Brusco e monoperiodale	-1594,4	326,2	-4,888	2,46e-06
Brusco e permanente	-257,2	103,5	-2,486	0,0139
Brusco e temporaneo:				
Omega	-1583,8275	326,7691	-4,847	2,96e-06
Delta	0,1627	0,1982	0,821	0,413

Tabella 3.3.2 – Stime e relativo grado di significatività dei diversi tipi di impatto sulla serie dei residui.

Il tipo di impatto che sembra descrivere in modo più adeguato l'intervento è quello brusco e monoperiodale. La significatività dell'effetto di tipo permanente infatti sembra essere conseguenza del forte calo del numero dei feriti nei primissimi mesi che hanno seguito l'introduzione della patente a punti e non di una stabile e definitiva diminuzione dei feriti causati da incidenti stradali.

L'impatto brusco e temporaneo non ha particolare validità dal momento che è significativo solo il parametro che quantifica l'effetto sull'osservazione in cui c'è stato l'intervento.

Il calo dei feriti di 1594 unità nel luglio 2003 corrisponde a una diminuzione del 24% rispetto allo stesso mese nell'anno precedente.

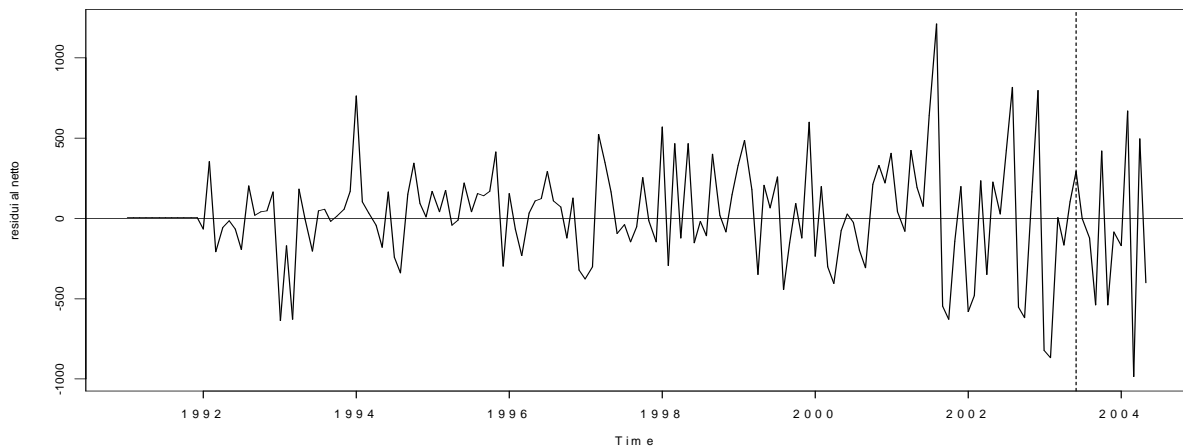


Figura 3.3.4 – Serie dei residui del modello al netto dell'intervento in luglio 2003

La serie mostra come l'impatto brusco e monoperiodale spieghi discretamente gli effetti dell'intervento dal momento che i successivi cali del numero dei feriti non sono di maggiore entità rispetto a quelli registrati prima del luglio 2003. Si può notare, come nel caso degli incidenti, come la varianza aumenti dopo marzo 2001. Anche in questo caso, infatti, la regressione tra le due fonti è risultata poco significativa.

3.4 Numero di incidenti sulla rete autostradale

Si passa ora ad analizzare i dati riguardanti la rete autostradale. La prima serie è sul numero di incidenti

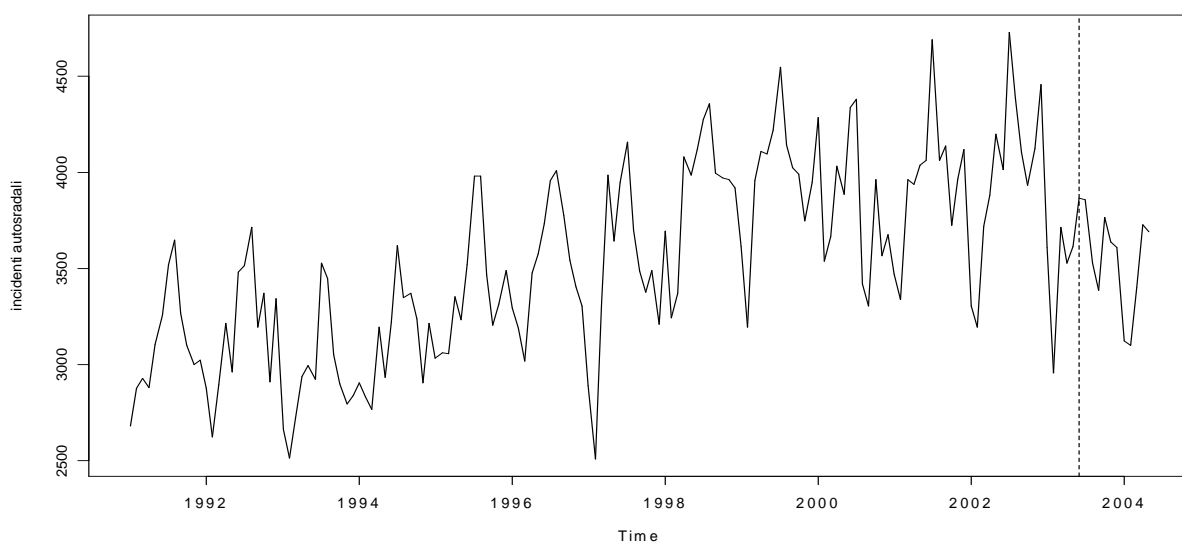


Figura 3.4.1 – Serie degli incidenti autostradali dal gennaio 1991 al maggio 2004. La linea tratteggiata indica giugno 2003.

Il modello che meglio sembra adattarsi ai dati della serie mensile precedenti all'intervento è un SARIMA (1,0,0)(1,1,0)₁₂.

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Ar1	0,5480958	0,07403608	7,40309	1,330511e-13
Sar1	-0,4835554	0,07776441	-6,21821	5,028578e-10
Test di Ljung-Box al 15° ritardo:				
18,77056		P-value:	0,1303911	
Test di Pierce con 4 ritardi stagionali:				
6,065661		P-value:	0,04817907	

Tabella 3.4.1 – Stima del modello SARIMA (1,0,0)(1,1,0) sulla serie pre-intervento

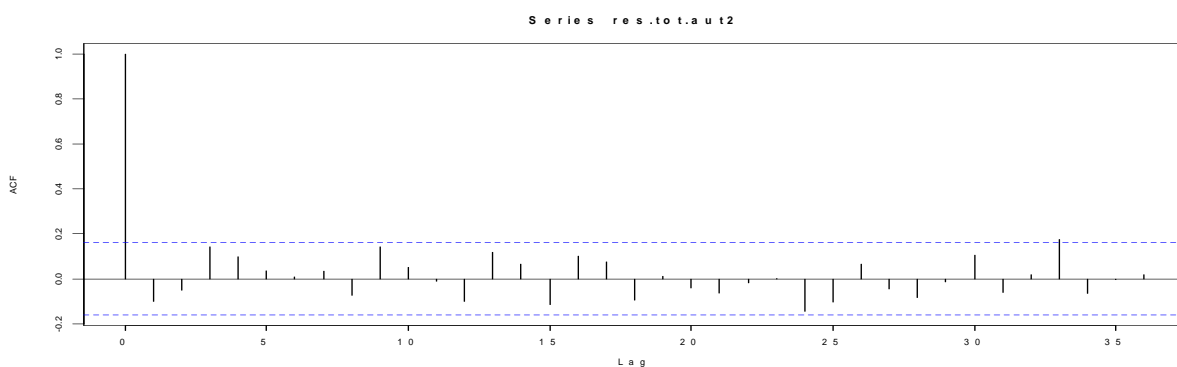


Figura 3.4.2 – Funzione di autocorrelazione dei residui del modello stimato sulla serie degli incidenti autostradali precedenti a luglio 2003

La correlazione presente nei dati sembra ben spiegata dal modello autoregressivo individuato, nessun ritardo, infatti, risulta correlato significativamente. Il non accettare l'ipotesi nulla da parte del test di Pierce indica l'impossibilità di spiegare appieno la correlazione di tipo stagionale presente nella serie, ciò non dovrebbe comunque essere preoccupante per poter eseguire una corretta analisi dei dati in quanto i ritardi stagionali nella funzione di autocorrelazione non sono significativi.

Per stimare gli effetti dell'intervento si applica il modello a tutti i dati sugli incidenti autostradali disponibili.

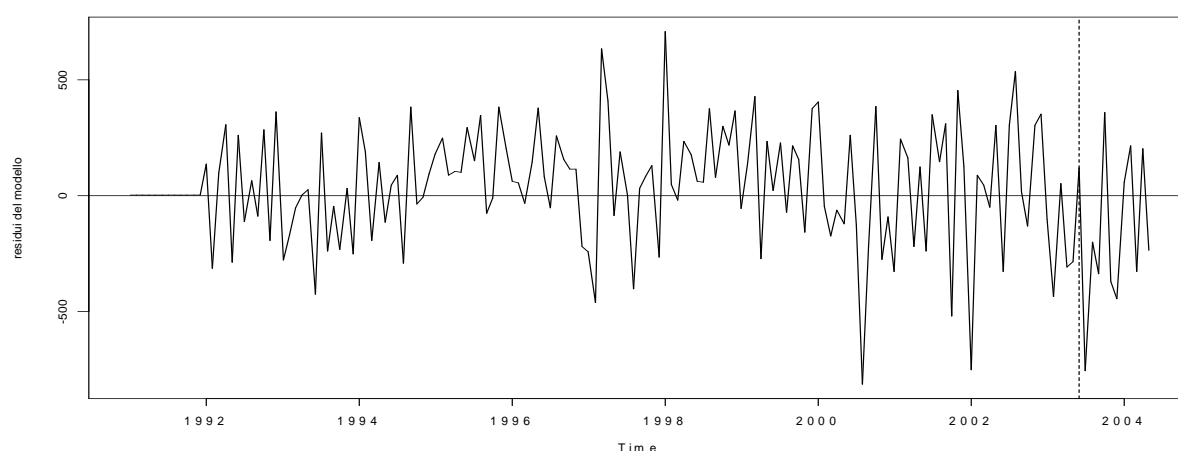


Figura 3.4.3 – I residui del modello SARIMA (1,0,0)(1,1,0) applicato all'intera serie dagli incidenti autostradali.

Si stimano i tipi di impatto d'interesse sui residui del modello.

Tipo impatto	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Brusco e monoperiodale	-757	253,9	-2,982	0,00331
Brusco e permanente	-167,3	77,52	-2,158	0,0324
Brusco e temporaneo:				
Omega	-726,8704	248,8724	-2,921	0,004
Delta	0,4395	0,2529	1,738	0,0842

Tabella 3.4.2 – Stime e relativo grado di significatività dei diversi tipi di impatto sulla serie dei residui degli incidenti autostradali.

Tutti gli impatti risultano essere statisticamente significativi. Tuttavia osservando il grafico dei residui (figura 3.4.3) l'effetto dell'intervento sembra essere una diminuzione

sempre più contenuta degli incidenti dopo un drastico calo avvenuto nel luglio 2003, quindi l'impatto che meglio lo descrive è quello brusco e temporaneo.

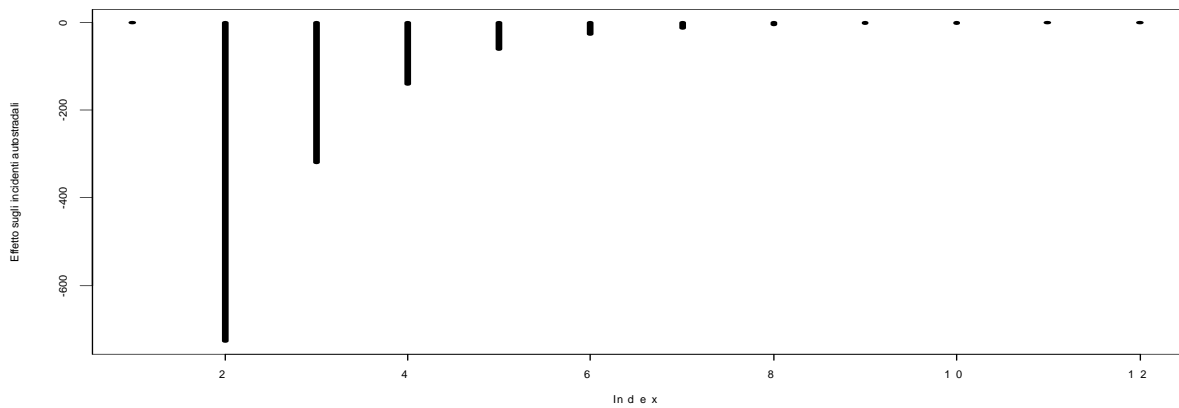


Figura 3.4.4 – Stima dell'effetto brusco e temporaneo dell'intervento sul numero di incidenti autostradali nel periodo osservato

L'effetto stimato dell'introduzione della patente a punti si esaurisce molto velocemente, già dopo 5-6 mesi il calo degli incidenti autostradali non sembra più significativo.

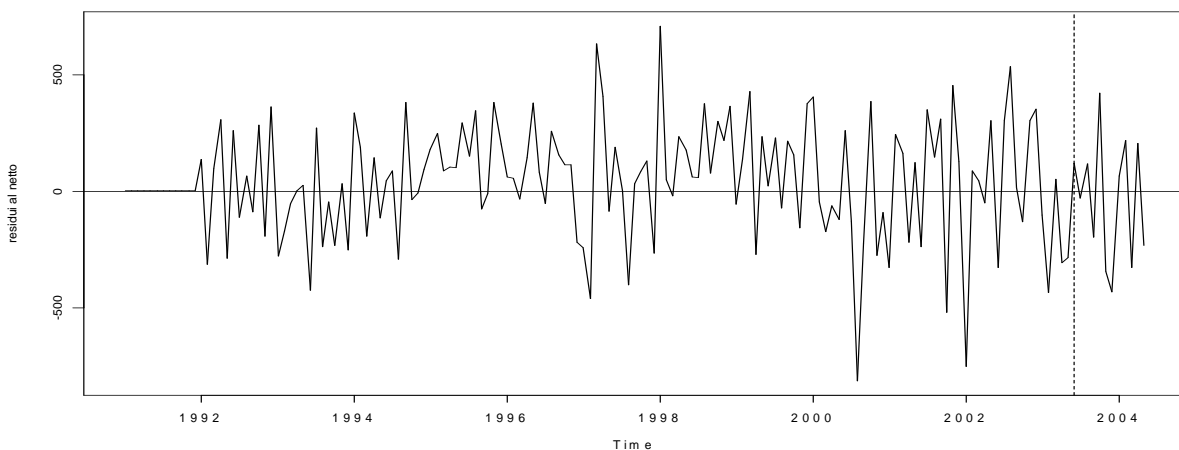


Figura 3.4.5 – Serie dei residui degli incidenti autostradali al netto dell'impatto stimato

L'esaurirsi degli effetti della politica è confermato dal fatto che non sono individuabili ulteriori diminuzioni significative degli incidenti sulla serie dei residui al netto dell'impatto stimato.

3.5 Decessi causati da incidenti autostradali

Si passa ad analizzare la serie del numero dei morti sulla rete autostradale.

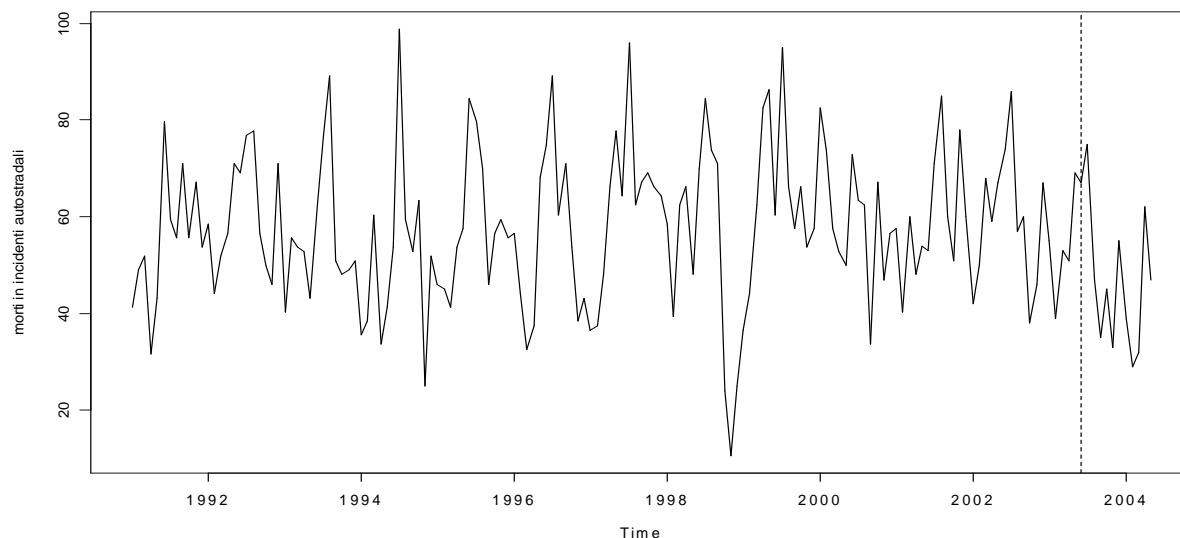


Figura 3.5.1 – Serie dei decessi causati dagli incidenti autostradali dal gennaio 1991 al maggio 2004. La linea tratteggiata indica giugno 2003.

Il modello che sembra adattarsi meglio alla serie dei decessi causati dagli incidenti in autostrada precedenti all'intervento è un SARIMA (1,0,0) (3,1,0) con stagionalità mensile.

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Ar1	0,1879438	0,05062517	3,712457	2,052569e-04
Sar1	-0,7896305	0,04955851	-15,933298	3,721985e-57
Sar2	-0,4716214	0,06592680	-7,153713	8,446141e-13
Sar3	-0,3066681	0,05160694	-5,942381	2,809110e-09
Test di Ljung-Box al 15° ritardo:				
15,27395		P-value:	0,1702957	
Test di Pierce con 5 ritardi stagionali:				
9,566184		P-value:	0,001981943	

Tabella 3.5.1 – Stima del modello SARIMA (1,0,0)(3,1,0) sulla serie pre-intervento

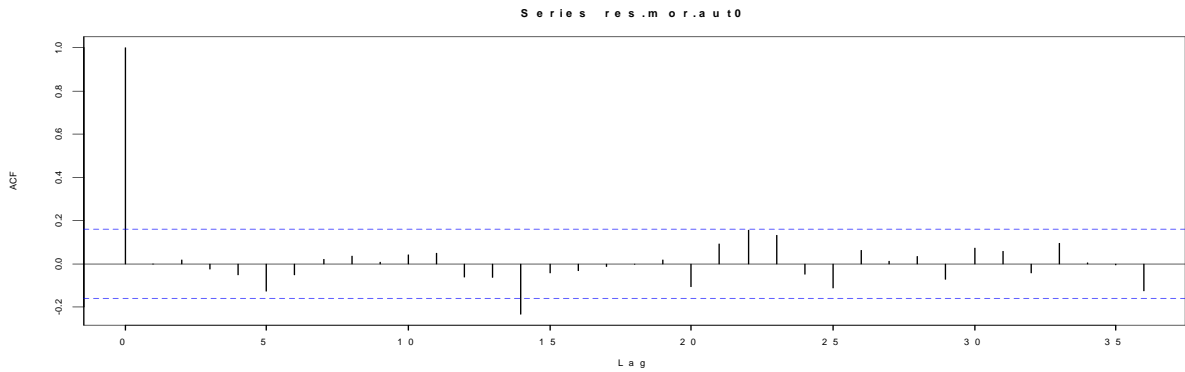


Figura 3.5.2 – Funzione di autocorrelazione dei residui del modello stimato sulla serie dei morti causati dagli incidenti autostradali prima di luglio 2003

Il modello sembra spiegare sufficientemente le correlazioni presenti nella serie almeno nella parte non stagionale. Il test di Pierce rifiuta decisamente l'ipotesi di incorrelazione tra i ritardi stagionali, ma ciò potrebbe essere dovuto alle poche osservazioni disponibili per formulare la statistica test vista la complessità del modello autoregressivo stagionale stimato.

Si applica quindi il modello all'intera serie del numero di decessi rilevati sulla rete autostradale.

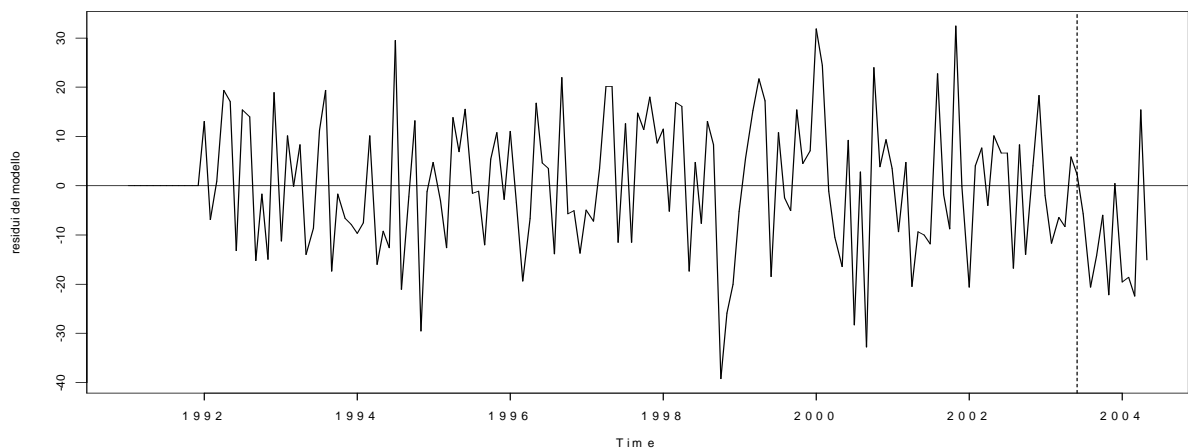


Figura 3.5.3 – I residui del modello SARIMA (1,0,0)(3,1,0) applicato all'intera serie dei decessi provocati dagli incidenti autostradali.

Si stimano sulla serie dei residui i vari tipi di impatto.

Tipo impatto	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Brusco e monoperiodale	-5,65	13,56	-0,417	0,677
Brusco e permanente	-11,649	3,985	-2,923	0,00396
Brusco e temporaneo:				
Omega	-13,6535	7,9866	-1,710	0,0893
Delta	0,9679	0,1057	9,157	2,53e-16

Tabella 3.5.2 – Stime e relativo grado di significatività dei diversi tipi di impatto sul numero di morti negli incidenti autostradali

Il tipo di impatto che meglio descrive le conseguenze dell'intervento per quanto riguarda i decessi causati da incidenti sulla rete autostradale sembra essere quello brusco e permanente dal momento che il calo non è stato fortemente significativo nel momento dell'introduzione del nuovo codice stradale (l'impatto monoperiodale risulta statisticamente nullo) ma la diminuzione dei decessi è significativa per buona parte del periodo successivo all'intervento. Le ultime osservazioni però possono far pensare che con l'aumento dei dati l'impatto brusco e duraturo possa perdere di validità.

Le 11,6 vittime in meno al mese stimate come effetto dell'intervento rappresentano un calo del 19% abbondante rispetto alla media mensile registrata nel 2002.

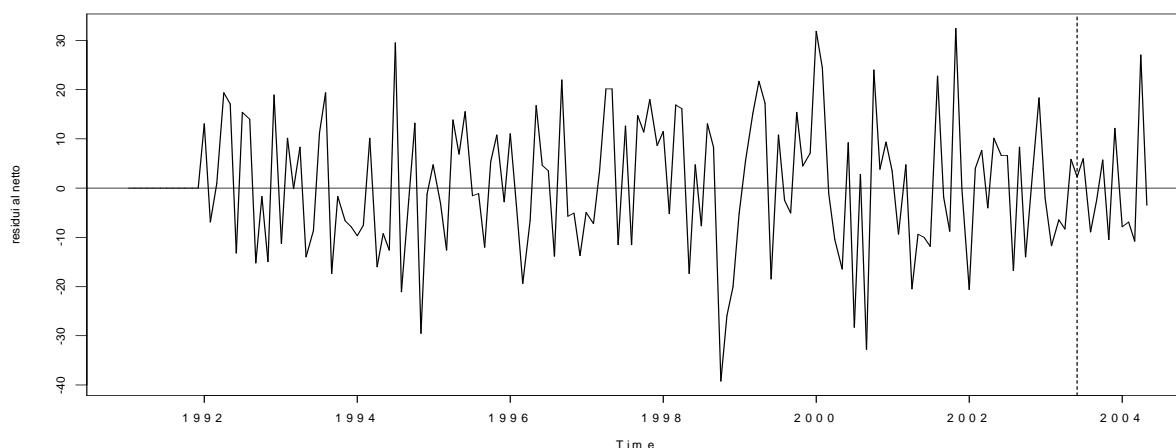


Figura 3.5.4 – Serie dei residui del modello al netto dell'impatto stimato

Il valore elevato del residuo al netto dell'impatto stimato che si registra nell'aprile del 2004 può essere considerato come un segnale della riduzione dell'effetto della patente a punti col passare dei mesi e quindi il calo potrebbe non essere di tipo definitivo.

3.6 Numero di feriti causati da incidenti autostradali

L'ultima serie che si analizza è quella sul numero dei feriti provocati da incidenti stradali.

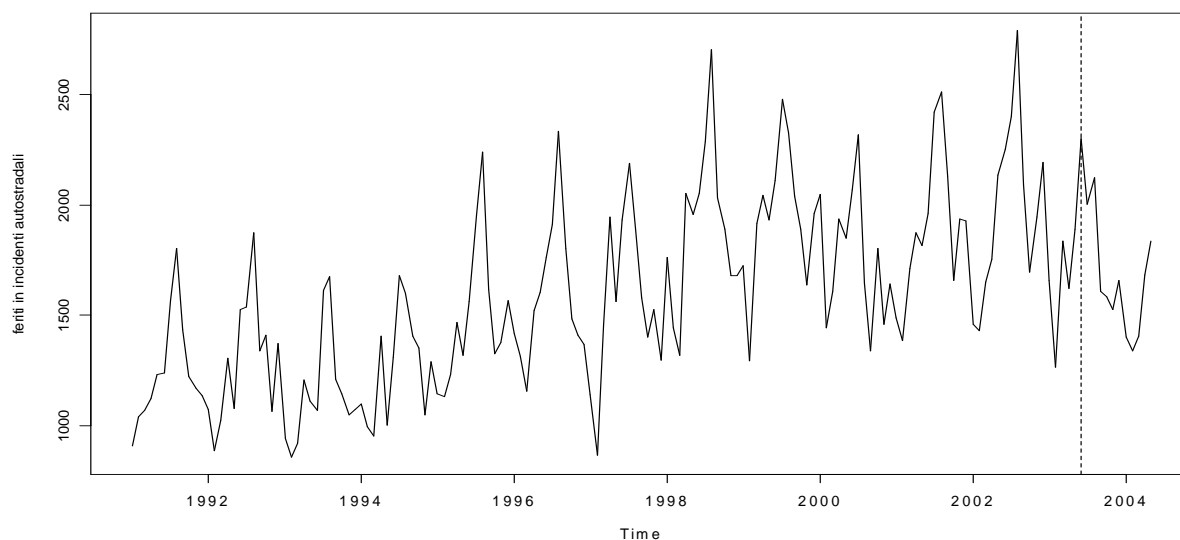


Figura 3.6.1 – Serie dei feriti causati dagli incidenti autostradali dal gennaio 1991 al maggio 2004. La linea tratteggiata indica giugno 2003.

Il modello risultato più adatto alla serie pre-intervento sul numero dei feriti in autostrada è un SARIMA (3,0,0) (0,1,1) vincolato:

	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Ar1	0,3945	0,0746	5,2882	1,235259e-07
Ar3	0,4291	0,0753	5,6985	1,208661e-08
Sma1	-0,7097	0,0851	-8,34	7,429053e-17
Test di Ljung-Box al 15° ritardo:				
19,32944		P-value:	0,0808822	
Test di Pierce con 4 ritardi stagionali:				
2,664585		P-value:	0,1026046	

Tabella 3.6.1 – Stima del modello SARIMA (3,0,0)(0,1,1) sulla serie pre-intervento

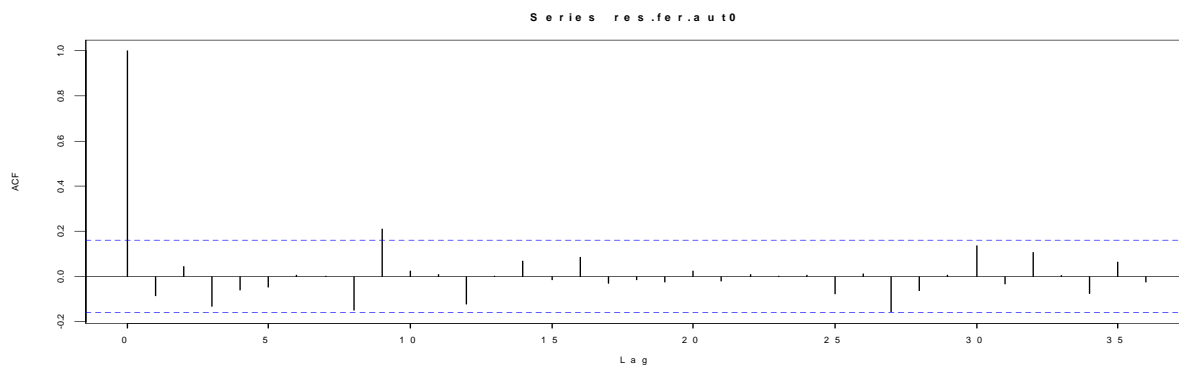


Figura 3.6.2 – Funzione di autocorrelazione dei residui del modello stimato

I residui sono sufficientemente incorrelati dal momento che l'unica autocorrelazione significativa è presente al nono ritardo non creando problemi nella interpretazione del modello. Il test di Pierce sembra accettare l'ipotesi nulla di incorrelazione tra i ritardi stagionali.

Si può quindi applicare il modello all'intera serie.

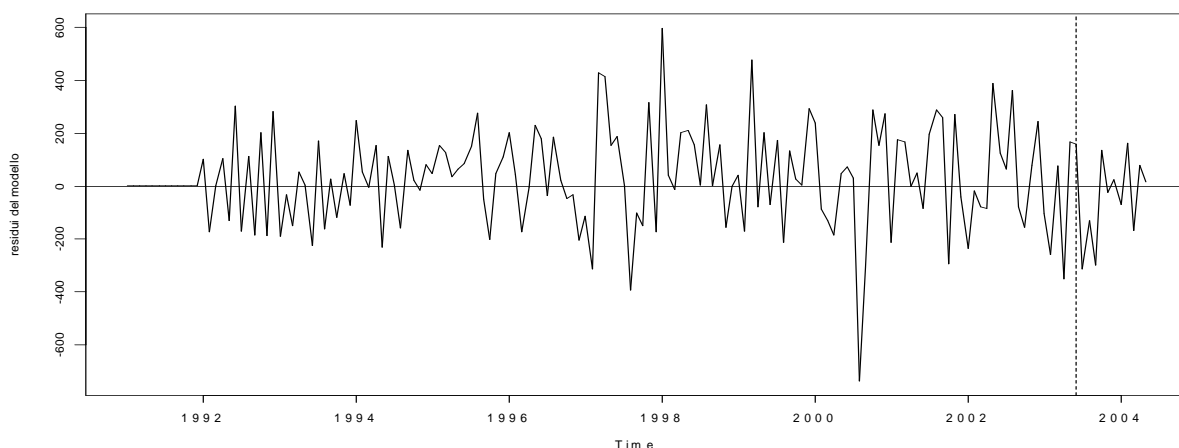


Figura 3.6.3 – I residui del modello SARIMA (3,0,0)(0,1,1) applicato all'intera serie.

Sulla serie dei residui si stimano i tipi di impatto d'interesse:

Tipo impatto	Coefficiente	Standard error	Test T	P-value
Brusco e monoperiodale	-312,8	186	-1,682	0,0946
Brusco e permanente	-53,07	56,46	-0,94	0,348
Brusco e temporaneo:				
Omega	-319,1817	177,8878	-1,794	0,0747
Delta	0,5381	0,3487	1,543	0,1249

Tabella 3.6.2 – Stime e relativo grado di significatività dei diversi tipi di impatto dell'intervento sulla serie dei residui dei feriti in autostrada

L'intervento provoca, come si può notare dalla serie dei residui, un calo significativo nei primi mesi per poi perdere di efficacia. L'impatto che quindi sembra meglio descrivere le conseguenze della riforma varata dal governo è quello brusco e temporaneo, nonostante uno dei due coefficienti non sia pienamente significativo.

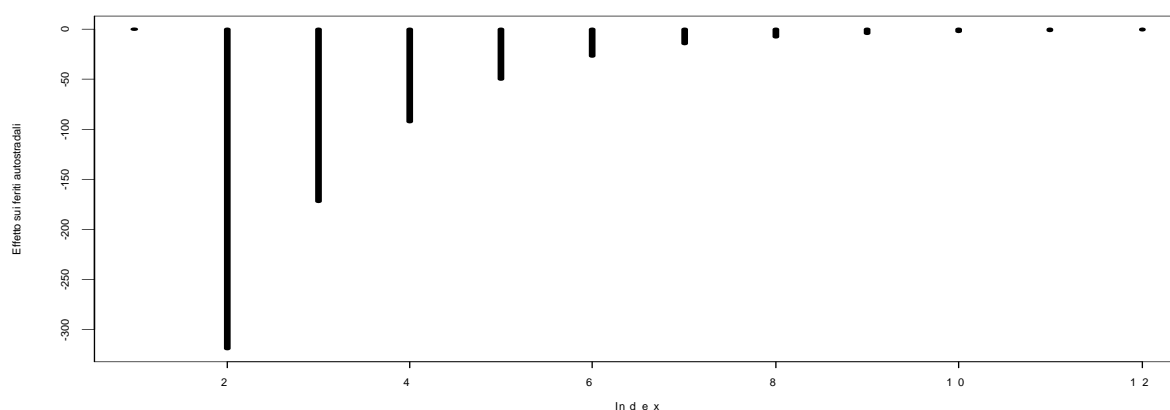


Figura 3.6.4 – Stima dell'effetto dell'intervento sul numero di feriti in incidenti stradali nel periodo osservato da luglio 2003

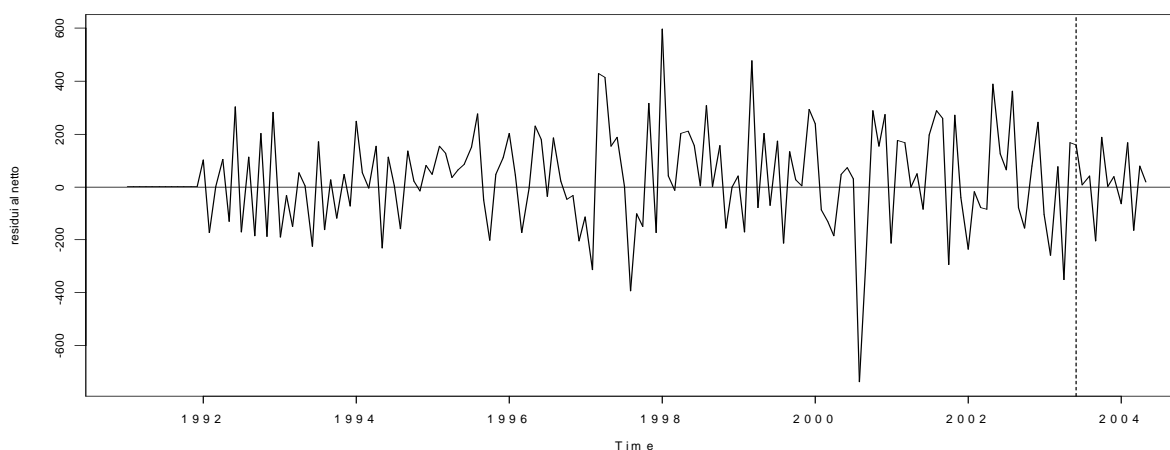


Figura 3.6.5 – Serie dei residui del modello al netto dell'impatto brusco e temporaneo stimato

La serie conferma l'ipotesi di un intervento che tende a esaurire le proprie conseguenze nel giro di qualche mese: i residui al netto dell'impatto non presentano valori negativi elevati.

È interessante notare, inoltre, come in queste ultime due serie esaminate, il numero dei morti e dei feriti in autostrada, non è più evidente una diversa varianza tra i dati stimati (gli $\hat{\gamma}^P$ precedenti a marzo 2001) e quelli realmente rilevati dalla Polizia Stradale. Ciò potrebbe essere dovuto al fatto che le regressioni utilizzate in queste ultime due serie per stimare $\hat{\gamma}^P$ sono molto significative (R^2 superiore al 90%) e riescono quindi a spiegare buona parte della varianza dei dati.

Capitolo 4: gli effetti della patente a punti

4.1 L'impatto della politica

L'introduzione della patente a punti non ha avuto lo stesso tipo di effetto sui diversi fenomeni legati all'incidentalità stradale nelle sei serie analizzate nel precedente capitolo.

Per quanto riguarda il numero di incidenti si è registrato un forte calo sia sull'intera rete stradale nazionale (-22,8% rispetto a luglio 2002) che sulle sole autostrade (-18,4%) nel mese in cui l'intervento è stato adottato.

Nel primo caso trasformando i dati della polstrada in dati Istat, i più congrui a stimare l'esatta portata della diminuzione degli incidenti sull'intero territorio, l'impatto della politica è di 2715 incidenti con danni alle persone in meno nel mese dell'introduzione della patente a punti. Una diminuzione che però non sembra avere seguito dal momento che l'impatto risulta significativo solo nel mese di luglio 2003.

Per gli incidenti autostradali, invece, il calo risulta significativo per i primi 4-5 mesi dopo l'intervento con una continua diminuzione della sua intensità, fino a un ritorno della situazione pre-intervento all'inizio del 2004.

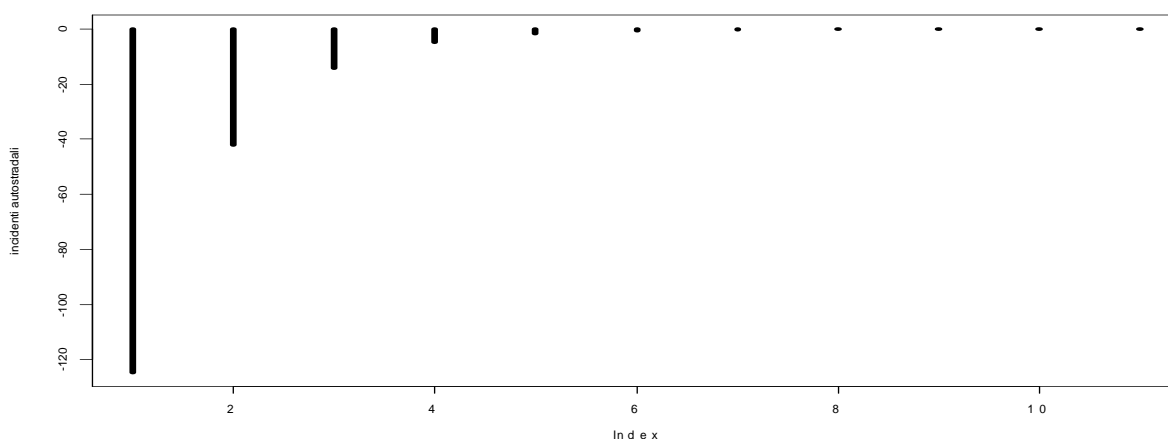


Figura 4.1 – Stima effetto della patente a punti sugli incidenti autostradali

Sfruttando le relazioni tra i dati delle due fonti utilizzate nella figura 4.1 sono rappresentate le stime Istat dell'impatto sugli incidenti autostradali.

L'effetto della nuova legislazione sembra essere destinato ad avere una maggiore durata sui decessi causati dagli incidenti. L'impatto stimato sulla serie del numero dei morti rilevati dalla polizia stradale è sì di tipo brusco e temporaneo, ma decresce molto lentamente. Se si stima un impatto brusco e permanente si hanno 27 vittime in meno sulla strada al mese, che corrispondono a una diminuzione di quasi 117 unità trasformandoli in dati Istat, ovvero proiettando l'impatto sull'intera rete stradale.

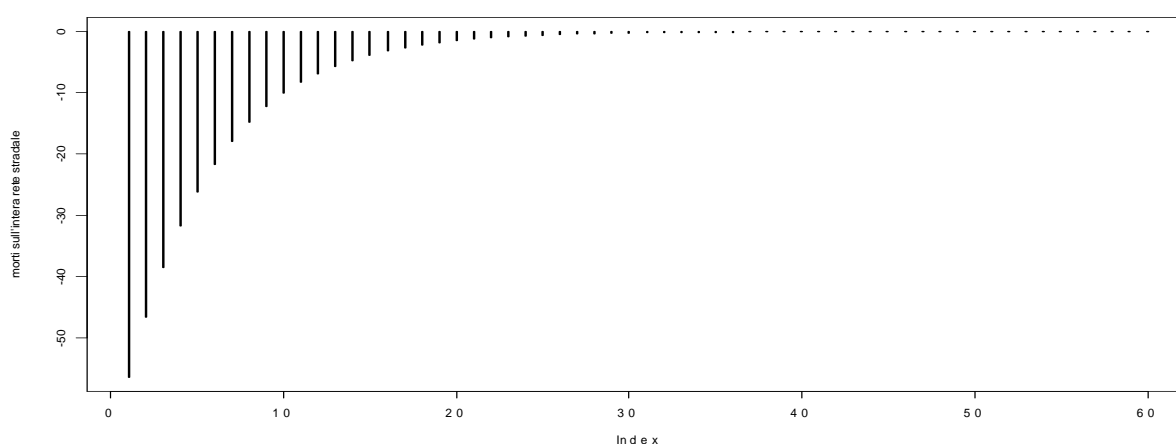


Figura 4.2 – Simulazione di impatto dell'intervento sui decessi rilevati dalla polstrada

L'impatto di tipo brusco e temporaneo stimato per la serie dei decessi rilevati dalla polizia sembra restare significativo per molti mesi dopo l'intervento. All'aumentare delle osservazioni sarà possibile stabilire se le previsioni prodotte da questa stima (figura 4.2) sono adatte a descrivere l'andamento dell'impatto o se sarebbe stato più corretto individuare un effetto di tipo definitivo, con una conseguente diminuzione del tasso di mortalità degli incidenti.

Di quest'ultima tipologia è l'effetto dell'introduzione della patente a punti sul numero dei decessi causati da incidenti autostradali. Il calo medio registrato nei mesi in cui sono disponibili le rilevazioni è di 11,6 morti in meno al mese, un calo importante dal momento che erano 59,5 le vittime mensili registrate sulle autostrade dalla Polizia di Stato nel 2002.

L'effetto sul numero di feriti causati da incidenti non sembra invece destinato a una lunga durata come quella ipotizzata per la diminuzione del numero di decessi.

L'intervento, infatti, ha avuto un impatto significativo nel mese in cui è stato attuato senza però continuare nei suoi effetti nei mesi successivi. I 1594 feriti in meno rilevati dalla polizia nel luglio 2003, che corrisponderebbero a una diminuzione di 11687 proiettati sui dati Istat (un calo di più di un terzo dei feriti) rimangono un dato isolato legato al calo del numero di incidenti.

Leggermente diverse le conseguenze della politica sul numero di feriti provocati dagli incidenti autostradali. In questo caso l'impatto dell'intervento è brusco e graduale con il calo degli infortuni che diventa però trascurabile già dopo i primi 4 ritardi.

L'impatto sul numero dei feriti è, come ci si poteva attendere, strettamente legato a quello sul numero di incidenti, nonostante la definizione di incidenti nei dati resi disponibili dalla polizia non sia completamente corrispondente a quella utilizzata dall'Istat dal momento che la Polizia di Stato, diversamente dall'Istat, pubblica il numero di tutti gli incidenti rilevati a prescindere dal fatto che abbiano provocato danni alle persone.

Va sottolineata come la stima degli effetti dell'introduzione della patente a punti sia da ritenersi più affidabile nelle serie basate sulle regressioni più significative. Non ci sono quindi particolari problemi sulla validità delle stime dell'impatto effettuate sui dati rilevati dalla polizia nella rete autostradale, mentre si deve essere più prudenti su quelle riguardanti la totalità della rete stradale, in particolare sul numero di incidenti e di feriti. Le stime di impatto per questi fenomeni vengono comunque confermate nella sostanza da quelle svolte sulle corrispondenti serie di dati autostradali.

4.2 Patente a punti: una svolta a metà

L'introduzione della patente a punti come si è visto ha avuto un impatto molto significativo in tutte le serie legate alla sicurezza analizzate in questo studio. Questo impatto però non sembra essere di tipo duraturo per quanto riguarda il numero di incidenti e il numero di feriti. Nelle quattro serie che riguardano questi due aspetti, ad un

netto calo iniziale provocato dal nuovo codice della strada è seguito un attenuarsi, più o meno rapido, dell'effetto fino al ritorno alla situazione precedente al luglio 2003.

Definitiva o comunque apparentemente destinata a durare nel tempo appare, invece, la svolta per quanto riguarda i decessi provocati da incidenti stradali, sia nelle rilevazioni globali della polizia che in quelle relative alla rete autostradale, le più affidabili in questa analisi.

Questo differente impatto può far pensare che l'introduzione della patente a punti ha cambiato l'atteggiamento alla guida degli italiani nei primi mesi grazie all'aumento del numero di forze dell'ordine sulle strade, e quindi dei controlli, e al così detto "effetto annuncio" della riforma che è stata accompagnata da una grande campagna di informazione e mediatica che ne ha aumentato notevolmente l'effetto deterrente.

Una volta che i guidatori hanno assimilato la novità sembra che all'effetto deterrente non abbia fatto seguito un cambiamento delle abitudini alla guida soprattutto nelle infrazioni al codice che sono meno penalizzata dal sistema dei punti. Ciò spiegherebbe il numero degli incidenti e dei feriti tornato in breve ai livelli precedenti.

Le innovazioni al Codice della strada sembrano comunque aver contribuito in modo definitivo alla diffusione della sicurezza passiva, favorendo, ad esempio, un maggiore uso delle cinture di sicurezza e ha mantenuto un certo effetto deterrente sulle infrazioni più gravi. Elementi che potrebbero essere la motivazione del calo dei morti e conseguentemente dell'indice di mortalità degli incidenti.

Queste conclusioni andranno verificate quando saranno disponibili un maggior numero di dati successivi all'intervento che consentiranno di stimare con maggior precisione le conseguenze dell'introduzione della patente a punti sulla sicurezza stradale

Bibliografia:

- M. Colazingari, “Patente a punti e sicurezza stradale: effetti e comparazioni”, Fondazione F. Caracciolo, Roma, novembre 2003.
- Istat, “Statistica degli incidenti stradali, anno 2002”, Roma, ottobre 2003