

ANALISI STATISTICA DELLA DURATA DEI GOVERNI ITALIANI DAL 1861 AL 2001

R. Prisco, G. Caramia

1. INTRODUZIONE

Scopo di questo lavoro¹ è dimostrare come l'analisi statistica possa, entro limiti ben definiti, portare una serie di sollecitazioni allo studioso di storia politica.

La problematica della stabilità dei governi viene dibattuta da tempo dagli studiosi di scienze politiche; esempi della varietà di impostazioni sono reperibili in Lijphart (1984a), Brown *et alii* (1984), Lijphart (1984b), ma soprattutto si veda Laver (2003) per quanto riguarda il complesso di problemi che hanno portato alle scelte descritte in questa introduzione.

Data la difficoltà, in un così ampio intervallo di tempo (140 anni dal 1861 al 2001), di individuare delle costanti di tipo politico che possano far superare la valutazione pratica che ad ogni giuramento di un capo di governo (o presidente del consiglio dei ministri) si ha un nuovo governo, la scelta è caduta sull'alternativa di esaminare la durata (*cabinet durability* nella terminologia di Lijphart (1984b)) piuttosto che la stabilità (*cabinet stability*).

Lo studio riguarda le durate dei Governi del Regno d'Italia e della Repubblica Italiana, delle quali si cercherà di mostrare che sono descrivibili con un unico modello probabilistico. L'orizzonte temporale ha inizio dal Governo Cavour (23 marzo 1861) e termina con la fine giuridica del Governo Amato 2, avvenuta l'11 giugno 2001.

L'elenco di dati analizzati in questo studio, contenuto nelle tavole 14, 15 e 16, proviene da due preziose fonti di informazione: il Bartolotta (1971) ed il sito del Governo Italiano (governo.it), ricco di accurate informazioni sui Governi della Repubblica. I casi dubbi sono stati risolti ricorrendo alla lettura dei giornali dell'epoca dei fatti ed alle Tavole allegate al Sabbatucci e Vidotto (1994).

Per ciascun governo sono state rilevate tre variabili (misurate in giorni): la Durata Politica (DP), la Durata Dimissioni (DD) e la Durata Giuridica (DG). Tutte hanno come punto di partenza la data del giuramento e differiscono per la data di

¹ Gli autori hanno elaborato assieme sia gli aspetti metodologici sia quelli applicativi, ciò nonostante a Giovanna Caramia possono essere attribuiti il primo ed il secondo paragrafo, mentre a Roberto Prisco possono essere attribuiti il terzo ed il quarto.

termine del governo, che per la prima viene fatta coincidere, quando si è verificata, con la votazione della sfiducia, per la seconda con la presentazione delle dimissioni al Capo dello Stato e per la terza con il giuramento del governo successivo. Alcuni di questi 119 governi sono stati esclusi perché terminati per gravi impedimenti (Cavour-morte, Farini-internato in casa di cura, La Marmora 2-assunzione del comando delle forze armate in periodo di guerra, Depretis 8-morte e il Governo-ponte Tittoni). Il Governo Mussolini ed i successivi fino al de Gasperi 1 (Mussolini, Badoglio, Bonomi 2, Parri e de Gasperi 1) sono stati esclusi in quanto non hanno operato in un contesto di controllo parlamentare.

Lo studio è stato condotto in due diversi ambiti di ricerca², riguardanti i 109 governi che hanno avuto una fine dovuta a cause politiche o istituzionali: nell'ambito più vasto (Tutti) sono compresi tutti i governi, nel secondo (Legittimati) i 104 di questi che avevano ottenuto la fiducia delle Camere (i governi non legittimati sono stati: de Gasperi 8, Fanfani 1, Andreotti 1, Andreotti 5 e Fanfani 6).

In un regime parlamentare i governi legittimati, grazie alla fiducia ottenuta dal Parlamento, hanno una maggior forza rispetto ai governi che al contrario la fiducia non hanno ottenuto. Può, quindi, essere giustificato trattare con analisi separata il sottoinsieme dei Legittimati, che potrebbe avere un comportamento più omogeneo rispetto all'insieme dei Tutti che risulta *contaminato*. Le medie delle tre durate per il sottoinsieme Legittimati risultano maggiori delle corrispondenti durate dei Tutti e le varianze sono al contrario tutte e tre minori, evidenziando che si tratta di insiemi di dati generati da fenomeni aventi comportamento non omogeneo (Tavola 1).

TAVOLA 1
Statistiche descrittive

| Statistica | DP | DD | DG |
|--------------------|-------|-------|-------|
| <i>Tutti</i> | | | |
| Media | 361 | 367 | 386 |
| Varianza | 72980 | 72456 | 71633 |
| <i>Legittimati</i> | | | |
| Media | 378 | 382 | 400 |
| Varianza | 70291 | 70536 | 70381 |

Risulta poi necessario distinguere le tre definizioni di durata in quanto, valutando aspetti diversi dello stesso fenomeno, potrebbero dar luogo a modelli probabilistici diversi. Per ciascun governo $DG \leq DD \leq DP$ ed anche le medie, ovviamente, seguono queste relazioni.

2. LA SCELTA DEL MODELLO

La constatazione elementare che si tratta di una durata, associata al fatto che la distribuzione presenta maggiori frequenze di governi brevi che non longevi, porta

² In questa fase di lavoro è stata preziosissima l'accurata opera del laureando Matteo Zanon, sia per quanto riguarda la raccolta dei dati, sia per quanto riguarda la definizione delle tre variabili di durata e dei due ambiti di ricerca.

a cercare la distribuzione nell'ambito delle *gamma*, ovvero in quella famiglia di distribuzioni di probabilità che è descritta dalla funzione di densità

$$p(x) = \frac{\alpha^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\alpha x} \tag{1}$$

$$\Gamma(n) = \int_0^\infty x^{n-1} e^{-x} dx$$

che per n intero è

$$\Gamma(n) = (n - 1)!$$

I singoli elementi della famiglia di distribuzioni considerata vengono individuati dai valori dei parametri $\alpha > 0$ ed $n > 0$; ogni coppia (α, n) specifica una particolare distribuzione di probabilità con $X \geq 0$ ³.

In particolare per $n=1$ la variabile gamma viene detta esponenziale negativa in quanto la sua densità è $p(x) = \alpha e^{-\alpha x}$. L'esponenziale negativa è particolarmente adatta a misurare gli intervalli di attesa per due motivi. Se il numero di accadimenti di un evento raro nell'unità di tempo si distribuisce come una variabile di Poisson con media μ , allora si può dimostrare (Feller 1970 p. 9) che gli intervalli tra due di questi accadimenti seguono una esponenziale negativa con parametro $\alpha = \mu$. Questo parametro misura quindi la frequenza media degli accadimenti. Inoltre l'esponenziale negativa è l'unica variabile casuale continua priva di memoria (Feller 1970 pp. 8-11). Ciò significa che in qualsiasi momento si inizi la misurazione della durata, questa si distribuisce ancora come un'esponenziale negativa con immutato parametro α .

TAVOLA 2

Stime di massima verosimiglianza per i Legittimati

| Statistica | DP | DD | DG |
|------------|---------|---------|---------|
| n | 1 | 1 | 1 |
| α | 0.00265 | 0.00262 | 0.00250 |
| K-S | 0.14472 | 0.15126 | 0.16740 |
| ln(Ver) | -721.12 | -722.38 | -727.23 |
| n | 2 | 2 | 2 |
| α | 0.00530 | 0.00523 | 0.00499 |
| K-S | 0.05431 | 0.05015 | 0.05370 |
| ln(Ver) | -709.27 | -709.89 | -711.84 |
| n | 3 | 3 | 3 |
| α | 0.00795 | 0.00785 | 0.00749 |
| K-S | 0.12179 | 0.11804 | 0.10121 |
| ln(Ver) | -715.08 | -715.06 | -714.12 |
| n | 4 | 4 | 4 |
| α | 0.01059 | 0.01047 | 0.00999 |
| K-S | 0.16977 | 0.16625 | 0.14527 |
| ln(Ver) | -727.73 | -727.07 | -723.23 |

³ Le *gamma* con n intero vengono dette distribuzioni di Erlang.

La variabile casuale $gamma$ gode della proprietà di riproducibilità per somma; per gli obiettivi di questo studio, se n è intero e X_i sono variabili casuali esponenziali negative indipendenti con lo stesso parametro α , allora la variabile casuale ottenuta dalla loro somma, così definita

$$Y = \sum_i^s X_i$$

si distribuisce come una variabile $gamma$ con lo stesso α delle variabili addendo e con il secondo parametro $n=s$; pertanto, l'esponenziale negativa è una $gamma$ con $n = 1$.

L'aspetto più interessante è, perciò, che questi risultati consentono di scomporre la durata in sottointervalli che non risentono della eventuale fine anticipata del governo precedente. Se la distribuzione base non fosse priva di memoria, infatti, la durata del governo successivo ad una fine di legislatura risentirebbe del tempo trascorso dalla caduta del governo precedente a quello di fine legislatura. Tutti poi, per le durate politica e dimissioni, risentirebbero della durata della crisi.

TAVOLA 3
Stime di massima verosimiglianza per i Tutti

| Statistica | DP | DD | DG |
|------------|---------|---------|---------|
| n | 1 | 1 | 1 |
| α | 0.00277 | 0.00273 | 0.00259 |
| K-S | 0.12232 | 0.12269 | 0.14706 |
| ln(Ver) | -750.82 | -752.57 | -758.18 |
| n | 2 | 2 | 2 |
| α | 0.00554 | 0.00546 | 0.00518 |
| K-S | 0.06167 | 0.05969 | 0.04910 |
| ln(Ver) | -749.87 | -747.21 | -745.79 |
| n | 3 | 3 | 3 |
| α | 0.00832 | 0.00818 | 0.00777 |
| K-S | 0.12685 | 0.12580 | 0.10664 |
| ln(Ver) | -767.44 | -760.37 | -751.93 |
| n | 4 | 4 | 4 |
| α | 0.01109 | 0.01091 | 0.01036 |
| K-S | 0.17362 | 0.17305 | 0.14878 |
| ln(Ver) | -792.16 | -780.68 | -765.21 |

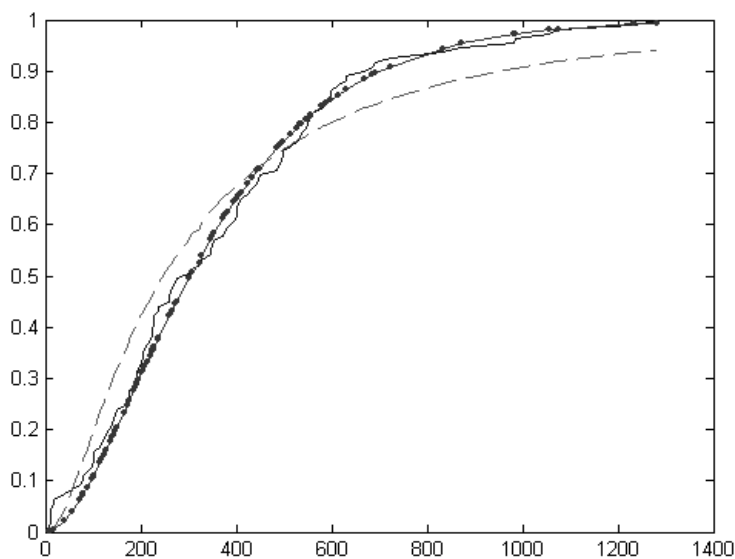
La stima dei parametri della distribuzione è stata eseguita, in base alle sole informazioni campionarie, con il metodo della massima verosimiglianza (MV) che, in uno studio precedente condotto sull'epoca repubblicana (Prisco 1987), si è dimostrato più adatto in questo contesto del più semplice metodo dei momenti.

Secondo il metodo della MV, la stima dei parametri di una popolazione è data dai valori che rendono massimo il prodotto delle probabilità con cui il modello genera quella composizione del campione. Solitamente il prodotto è sostituito dalla somma dei logaritmi neperiani delle probabilità (ln(Ver)). Ad esempio il campione di Durata Politica, nell'ambito dei Legittimati, dà come stima di MV

$n = 2$ e $\alpha = 0.0053$, che sono corrispondenti al valore di verosimiglianza più alto. Anche per gli altri campioni (Tavole 2 e 3) la stima di massima verosimiglianza di n è pari a 2.

Si tratta quindi di valutare la conformità della distribuzione di frequenze al modello tramite un test di ipotesi, assumendo questa descrizione della variabile *gamma* come ipotesi di forma della popolazione della quale si vuole giudicare se è compatibile con il campione.

La scelta del test non è facile, in quanto, da un lato χ^2 è poco adatto per la scarsa numerosità del campione, che porterebbe a raggruppare i dati in poche classi di ampiezza elevata e perciò poco significative, dall'altro il test di Kolmogoroff-Smirnoff non sarebbe applicabile in maniera rigorosa dato che il modello non è completamente specificato *a priori*. Questo test si avvale della statistica di Kolmogoroff-Smirnoff, che assume come valore il massimo della differenza in modulo tra la cumulata delle probabilità, costruita sulla base della popolazione data nell'ipotesi H_0 , e quella empirica, ottenuta con le frequenze relative osservate nel campione. Di questa statistica campionaria è nota la distribuzione, a condizione appunto che il modello sia completamente definito prima dell'estrazione del campione, e che la variabile casuale che lo descrive probabilisticamente sia continua.



Legenda: curva continua → cumulata osservata
 curva punteggiata → cumulata teorica *gamma*
 curva tratteggiata → cumulata teorica *log-normale*

Figura 1 – Confronto fra tre distribuzioni cumulate.

Lilliefors (1967) ha mostrato come sia possibile, per mezzo di una simulazione, costruire un test (L) dello stesso tipo, la cui procedura implica la stima dei parametri per mezzo dei dati campionari. Per ciascuna numerosità campionaria Lilliefors produsse almeno 1000 campioni distribuiti normalmente e per ciascuno calcolò media e varianza. Pose poi come parametri della distribuzione teorica i valori

così trovati. Calcolò la funzione test KS per ciascun campione ottenendo altrettanti valori, assunti dalla statistica campionaria, dai quali ricavò la distribuzione stimata della funzione test di conformità al modello ipotizzato.

Seguendo tale procedura si possono calcolare i percentili rilevanti della distribuzione nell'ipotesi di distribuzioni diverse dalla normale, generando campioni che seguono quella legge probabilistica.

Dalla simulazione di sessantamila campioni, che verrà presentata nel paragrafo 3.3, si otterrà la stima dei percentili della distribuzione campionaria di KS.

2.1 I modelli alternativi

Per problemi di durata, i modelli utili per una descrizione probabilistica sono usualmente, oltre alla gamma, anche la distribuzione log-normale e la Weibull.

2.1.1 La distribuzione log-normale

Viene definita log-normale una variabile casuale continua che assume valore per $X > 0$ e tale che la sua trasformata logaritmica $y = \log(x)$ sia distribuita normalmente; la sua densità di probabilità è

$$p(x) = \frac{\delta}{x\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\phi + \delta \ln x)^2} \quad \text{con } \delta > 0$$

Per due dei sei campioni, la funzione test per accostamento alla normale (valutata con il test di Lilliefors, Tavola 4), dopo che i dati erano stati sostituiti dal loro logaritmo naturale, è risultata nella zona di rigetto. In particolare viene accettata l'ipotesi di conformità per tutte e tre le variabili misurate sui governi legittimati e per la durata giuridica di tutti, mentre viene respinta per le durate politica e dimissioni relative a questi ultimi.

Nella figura 1 sono rappresentate, per la Durata Politica di Tutti i governi, la cumulata osservata (curva continua) e le cumulate teoriche con stima dei parametri di MV per le variabili *gamma* (curva punteggiata) e *log-normale* (curva tratteggiata).

2.1.2 La distribuzione di Weibull

Una grandezza $X > 0$ si distribuisce secondo lo schema di Weibull se la sua densità di probabilità è

$$p(x) = abx^{b-1} e^{-ax^b} \quad \text{con } a > 0 \text{ e } b > 0.$$

Questa si adatta molto bene ai dati, ma può essere scartata per due motivi connessi all'interpretazione dei modelli. Da una parte, infatti, i valori dei parametri non danno luogo ad un'interpretazione che possa descrivere la struttura probabilistica del processo che porta alla caduta del governo, dall'altra, l'intervallo fidu-

ciale al 95% del parametro moltiplicativo di scala σ^4 , di estremi F1 e F2 (tavola 5), contiene lo 0 ed ammette dei valori negativi; risulta quindi possibile l'accettazione di una ipotesi base (H_0) la quale ponga che il parametro sia nullo. Il parametro in questione può assumere solo valori maggiori di 0 ed i risultati campionari ammetterebbero quindi valori del parametro in contraddizione con le ipotesi matematiche su cui è costruito il modello.

TAVOLA 4
Distribuzione log-normale

| Statistica | DP | DD | DG |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| <i>Tutti</i> | | | |
| M[ln(x)] | 55.108 | 55.672 | 56.831 |
| V[ln(x)] | 11.130 | 0.9383 | 0.6756 |
| Test L | 0.1091 | 0.0870 | 0.0780 |
| Valore critico | 0.0852 | 0.0852 | 0.0852 |
| Giudizio | Respinta | Respinta | Accettata |
| <i>Legittimati</i> | | | |
| M[ln(x)] | 56.615 | 56.798 | 0.7543 |
| V[ln(x)] | 0.6656 | 0.6531 | 0.5696 |
| Test L | 0.0718 | 0.0734 | 0.0706 |
| Valore critico | 0.0872 | 0.0872 | 0.0872 |
| Giudizio | Accettata | Accettata | Accettata |

3. LA SIMULAZIONE

3.1 *Sua necessità*

Come già osservato, non è disponibile la distribuzione della funzione test KS per distribuzioni di probabilità che già prima della rilevazione non siano specificate anche nei parametri. Seguendo la proposta di Lilliefors (1969), è possibile estendere alle distribuzioni *gamma* la procedura di simulazione avendo lo scopo di stimare la distribuzione campionaria della funzione test KS altrimenti non disponibile.

TAVOLA 5
Distribuzione di Weibull

| Statistica | DP | DD | DG |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| <i>Tutti</i> | | | |
| KS | 0.0454 | 0.0445 | 0.0632 |
| valore-p | 0.7540 | 0.7784 | 0.2572 |
| <i>a</i> | 0.0004 | 0.00027 | 0.00011 |
| <i>b</i> | 1.3114 | 1.3725 | 1.4994 |
| F1 | -0.000063 | -0.000067 | -0.000053 |
| F2 | 0.000863 | 0.000603 | 0.000279 |
| <i>Legittimati</i> | | | |
| KS | 0.0634 | 0.0622 | 0.0701 |
| valore-p | 0.2816 | 0.3097 | 0.1642 |
| <i>a</i> | 0.00012 | 0.00011 | 0.00006 |
| <i>b</i> | 1.4889 | 1.5064 | 1.5891 |
| F1 | -0.000066 | -0.000058 | -0.000038 |
| F2 | 0.000315 | 0.000277 | 0.000161 |

⁴ Per il calcolo degli estremi dell'intervallo ci siamo avvalsi del comando *weibfit* di MatLab.

TAVOLA 6
Medie degli stimatori campionari

| N | M(m) | M(s ²) | M(a) | M(n') | KS ₉₅ | 0.6725 N ^{-0.4206} |
|-----|--------|--------------------|--------|--------|------------------|-----------------------------|
| 5 | 377,65 | 70871,34 | 0,0092 | 3,1376 | 0,3356 | 0,3418 |
| 10 | 377,69 | 71456,30 | 0,0074 | 2,6651 | 0,2554 | 0,2553 |
| 15 | 377,10 | 71181,52 | 0,0067 | 2,4659 | 0,2156 | 0,2153 |
| 20 | 377,01 | 71079,92 | 0,0064 | 2,3640 | 0,1914 | 0,1908 |
| 25 | 377,42 | 71202,63 | 0,0062 | 2,2993 | 0,1746 | 0,1737 |
| 30 | 377,38 | 71197,03 | 0,0060 | 2,2565 | 0,1621 | 0,1609 |
| 35 | 377,19 | 71124,49 | 0,0059 | 2,2259 | 0,1523 | 0,1508 |
| 40 | 377,52 | 71202,61 | 0,0059 | 2,2020 | 0,1438 | 0,1425 |
| 45 | 377,40 | 71326,62 | 0,0058 | 2,1794 | 0,1367 | 0,1356 |
| 50 | 377,22 | 70971,07 | 0,0058 | 2,1672 | 0,1304 | 0,1298 |
| 55 | 377,24 | 71122,81 | 0,0057 | 2,1535 | 0,1254 | 0,1247 |
| 60 | 377,47 | 71114,43 | 0,0057 | 2,1410 | 0,1210 | 0,1202 |
| 65 | 377,19 | 71194,26 | 0,0056 | 2,1273 | 0,1170 | 0,1162 |
| 70 | 377,21 | 71171,98 | 0,0056 | 2,1181 | 0,1130 | 0,1126 |
| 80 | 377,32 | 71210,50 | 0,0056 | 2,1005 | 0,1072 | 0,1065 |
| 90 | 377,37 | 71189,66 | 0,0055 | 2,0876 | 0,1014 | 0,1013 |
| 100 | 377,39 | 71186,47 | 0,0055 | 2,0757 | 0,0968 | 0,0969 |
| 104 | 377,32 | 71171,96 | 0,0055 | 2,0704 | 0,0947 | 0,0954 |
| 110 | 377,41 | 71168,76 | 0,0055 | 2,0649 | 0,0925 | 0,0931 |
| 120 | 377,20 | 71139,09 | 0,0055 | 2,0545 | 0,0885 | 0,0898 |
| 130 | 377,37 | 71199,81 | 0,0055 | 2,0489 | 0,0856 | 0,0868 |

3.2 Validazione

Per diverse numerosità campionarie (N compreso tra 5 e 130), è stato prodotto un elenco di sessantamila campioni costruiti con una variabile casuale X distribuita come una *gamma* avente i parametri α (0.00530) ed n (2), stimati con il metodo di MV della distribuzione della durata politica per i governi legittimati (vedi tavola 2). Da ciascun campione è stata ottenuta la stima con il metodo della massima verosimiglianza (a e n') dei due parametri.

Queste coppie hanno dato luogo ad altrettante distribuzioni teoriche la cui aderenza al campione simulato è stata valutata con la statistica KS; i sessantamila valori assunti da questa grandezza costituiscono un'approssimazione empirica della distribuzione campionaria sotto l'ipotesi H_0 di conformità ed in sua assenza la sostituiscono.

Come si può ricavare dalla tavola 6, che riassume i risultati della simulazione, la media campionaria (m) e la varianza campionaria (s^2) sono stimatori la cui media oscilla attorno ai valori della popolazione teorica X (rispettivamente 377.36 e 71199.72). Gli stimatori di MV non sono necessariamente corretti, infatti, le stime sia di α sia di n sono distorte per eccesso. È possibile poi interpolare una relazione lineare doppia logaritmica ($R^2=0.9995$) che esprime il legame tra la numerosità (N) del campione ed il 95° percentile di KS (KS_{95}). I valori interpolati, mostrati nella Tavola 6, molto vicini a quelli della simulazione, costituiscono una convalida indiretta della bontà della procedura di simulazione. La relazione trovata è $\ln(KS_{95}) = -0.3967 - 0.4206\ln(N)$ e quindi, dato l'alto valore di R^2 , $KS_{95} = 0.6725N^{-0.4206}$.

Vale la pena di ricordare che nelle tavole più diffuse del test KS viene assegnato per $N > 35$ il valore critico approssimato con $KS_{95} = 1.36N^{-0.5}$ si veda ad esempio Kanji (1993).

La bontà di questa interpolazione e soprattutto la somiglianza della funzione ottenuta con quella del test KS inducono a ritenere corretta la procedura di simulazione.

Questo test per la conformità del campione alla popolazione ipotizzata valuta, quindi, contemporaneamente sia l'ipotesi sulla forma della popolazione sia i valori dei parametri stimati.

3.3 Applicazione

L'utilizzo dei percentili, stimati per mezzo delle simulazioni, consente di condurre l'esame della durata dei governi.

Nella tavola 7 sono riportati i risultati della simulazione. Per ciascuna definizione di durata e per ciascun ambito sono stati prodotti 60000 campioni di numerosità N_s , tratti da una popolazione *gamma* con parametri pari a quelli stimati e riassunti nelle tavole 2 e 3. Con KSCal si intende il valore empirico della funzione test di Kolmogoroff-Smirnoff, KS C indica il 95-esimo percentile della distribuzione, mentre KS min e KS MAX sono gli estremi dell'intervallo di confidenza per il 95-esimo percentile stesso (Rohatgi, 1984 pp.616-617), *valore-p* è il complemento ad uno del percentile occupato da KSCal.

Dato che le funzioni test assumono valore minore di quello critico, si rileva che non vi è differenza significativa tra la distribuzione osservata e quella teorica. La conclusione è quindi che il campione può provenire da una popolazione come quella ipotizzata nella formula (1) con valori dei parametri dati dalle stime di massima verosimiglianza delle tavole 2 e 3. Infatti i valori della funzione test occupano posizioni (*valore-p* Azzalini, 1992 p.129) comprese tra 0.7571 e 0.4467 e si trovano nella zona di accettazione dell'ipotesi di conformità. L'ipotesi viene respinta se il *valore-p*, essendo minore di 0.05, evidenzia che il KS campionario (KSCal) è improbabile rispetto all'ipotesi.

TAVOLA 7

Percentili di KS ottenuti dalla simulazione di 60000 campioni di numerosità N_s

| Ambito e variabile | N_s | KSCal | valore-p | KS C | KS min | KS MAX |
|--------------------|-------|---------|----------|---------|---------|---------|
| <i>Tutti</i> | | | | | | |
| Politica | 109 | 0.06167 | 0.446733 | 0.09280 | 0.09223 | 0.09348 |
| Dimissioni | 109 | 0.05967 | 0.493667 | 0.09260 | 0.09202 | 0.09326 |
| Giuridica | 109 | 0.04909 | 0.757100 | 0.09216 | 0.09286 | 0.09354 |
| <i>Legittimati</i> | | | | | | |
| Politica | 104 | 0.05431 | 0.652583 | 0.09471 | 0.09400 | 0.09539 |
| Dimissioni | 104 | 0.05015 | 0.755483 | 0.09444 | 0.09379 | 0.09509 |
| Giuridica | 104 | 0.05370 | 0.671883 | 0.09493 | 0.09425 | 0.09558 |

4. I SOTTOCAMPIONI

Il modello considerato è risultato adatto a descrivere i dati empirici, ed è perciò possibile tentare di interpretare i dati in base al modello. Sorge comunque il sospetto che l'adattamento sia soltanto apparente ed ottenuto dal mescolarsi di du-

rate prodotte da tipi diversi di governo. In tal caso le durate sarebbero campioni provenienti da una mistura di popolazioni, che differiscono o per la forma probabilistica oppure anche soltanto per i parametri nell'ambito della stessa famiglia. La variabile casuale adottata, allora, in vece di descrivere un insieme omogeneo di fatti sarebbe la descrizione di un miscuglio probabilistico di più gruppi omogenei al loro interno ma tra loro diversi.

Questa eventuale contaminazione può essere evidenziata da un test condotto sui possibili sottocampioni. Ovviamente l'ipotesi base prevede che il valore assunto dai parametri sia quello ricavato sull'intero campione. I risultati sono riassunti nelle tavole da 8 a 13 utilizzando lo stesso schema della tavola 7.

TAVOLA 8

Percentili di KS per alcuni sottocampioni di Governi - DP, Ambito Tutti_s

| Sottocam | N _s | Media | KSCal | Valore-p | KS C | KS min | KS MAX |
|------------|----------------|-------|---------|----------|---------|---------|---------|
| Regno | 53 | 402 | 0.10946 | 0.318867 | 0.15650 | 0.15538 | 0.15768 |
| Repubblica | 56 | 322 | 0.12209 | 0.177817 | 0.15131 | 0.15029 | 0.15248 |
| Fine leg. | 7 | 499 | 0.42972 | 0.056350 | 0.43812 | 0.43455 | 0.44163 |
| Sfiduciati | 102 | 351 | 0.09092 | 0.089083 | 0.09868 | 0.09801 | 0.09933 |
| Pari | 54 | 350 | 0.10291 | 0.388717 | 0.15498 | 0.15308 | 0.15512 |
| Dispari | 55 | 371 | 0.09300 | 0.495100 | 0.15260 | 0.15160 | 0.15390 |
| Esperti | 51 | 376 | 0.11348 | 0.304317 | 0.15970 | 0.15849 | 0.16098 |
| Altri | 58 | 348 | 0.10172 | 0.344800 | 0.14740 | 0.14640 | 0.14840 |
| A-F | 59 | 328 | 0.09753 | 0.383283 | 0.14598 | 0.14496 | 0.14717 |
| G-Z | 50 | 400 | 0.06439 | 0.908883 | 0.16233 | 0.16122 | 0.16360 |

I sottocampioni sono stati formati secondo criteri di selezione (tavole 17 e 18) di tipo diverso: alcuni hanno significato in relazione al problema, altri invece hanno una semplice funzione di controllo.

Al primo tipo appartengono quelli prodotti dalla distinzione operata sui Presidenti del Consiglio in relazione al numero di governi che hanno presieduto: nel gruppo degli Esperti sono stati inseriti coloro che hanno avuto almeno 5 presidenze; nel suo complementare, denominato Altri, i politici con minore presenza a capo del governo. Una seconda classificazione ha separato i Governi del Regno da quelli della Repubblica. Un'ulteriore verifica è stata eseguita in relazione alla suddivisione tra governi terminati per la fine della legislatura e quelli terminati per altra causa.

Due selezioni di controllo hanno classificato i governi secondo la posizione Pari e Dispari e secondo la lettera iniziale del cognome (A-F ed il complementare G-Z).

TAVOLA 9

Percentili di KS per alcuni sottocampioni di Governi - DD, Ambito Tutti,

| Sottocam | N _s | Media | KSCal | Valore-p | KS C | KS min | KS MAX |
|------------|----------------|-------|---------|----------|---------|---------|---------|
| Regno | 53 | 406 | 0.11306 | 0.285883 | 0.15620 | 0.15510 | 0.15740 |
| Repubblica | 56 | 329 | 0.12701 | 0.145366 | 0.15094 | 0.14966 | 0.15204 |
| Fine leg. | 7 | 499 | 0.42192 | 0.063967 | 0.43830 | 0.43490 | 0.44250 |
| Sfiduciati | 102 | 358 | 0.08779 | 0.111300 | 0.09830 | 0.09748 | 0.09894 |
| Pari | 54 | 354 | 0.10849 | 0.313917 | 0.15383 | 0.15272 | 0.15507 |
| Dispari | 55 | 379 | 0.08107 | 0.663550 | 0.15216 | 0.15110 | 0.15331 |
| Esperti | 51 | 381 | 0.10973 | 0.340317 | 0.16007 | 0.15906 | 0.16127 |
| Altri | 58 | 354 | 0.07596 | 0.706517 | 0.14758 | 0.14654 | 0.14870 |
| A-F | 59 | 335 | 0.07855 | 0.654683 | 0.14600 | 0.14500 | 0.14700 |
| G-Z | 50 | 403 | 0.06126 | 0.932117 | 0.16147 | 0.16041 | 0.16265 |

TAVOLA 10

Percentili di KS per alcuni sottocampioni di Governi - DG, Ambito Tutti,

| Sottocam | N _s | Media | KSCal | valore-p | KS C | KS min | KS MAX |
|------------|----------------|-------|---------|----------|---------|---------|---------|
| Regno | 53 | 415 | 0.09831 | 0.446833 | 0.15614 | 0.15501 | 0.15728 |
| Repubblica | 56 | 358 | 0.11033 | 0.277700 | 0.15130 | 0.15010 | 0.15240 |
| Fine leg. | 7 | 525 | 0.41031 | 0.073383 | 0.43900 | 0.43540 | 0.44260 |
| Sfiduciati | 102 | 376 | 0.08072 | 0.190083 | 0.09805 | 0.09745 | 0.09874 |
| Pari | 54 | 372 | 0.09308 | 0.502783 | 0.15457 | 0.15338 | 0.15577 |
| Dispari | 55 | 399 | 0.10404 | 0.354723 | 0.15228 | 0.15130 | 0.15344 |
| Esperti | 51 | 405 | 0.11771 | 0.266383 | 0.15993 | 0.15882 | 0.16108 |
| Altri | 58 | 370 | 0.07871 | 0.665983 | 0.14689 | 0.14576 | 0.14807 |
| A-F | 59 | 358 | 0.09382 | 0.432083 | 0.14628 | 0.14519 | 0.14738 |
| G-Z | 50 | 419 | 0.05442 | 0.970783 | 0.16140 | 0.16020 | 0.16270 |

TAVOLA 11

Percentili di KS per alcuni sottocampioni di Governi - DP, Ambito Legittimati

| Sottocam | N _s | Media | KSCal | valore-p | KS C | KS min | KS MAX |
|------------|----------------|-------|---------|----------|----------|----------|----------|
| Regno | 53 | 402 | 0.08715 | 0.593133 | 0.155080 | 0.154015 | 0.156282 |
| Repubblica | 51 | 352 | 0.09179 | 0.554100 | 0.159003 | 0.157823 | 0.160279 |
| Fine leg. | 7 | 499 | 0.40549 | 0.978467 | 0.43900 | 0.43553 | 0.44275 |
| Sfiduciati | 97 | 369 | 0.08420 | 0.164250 | 0.10060 | 0.10000 | 0.10130 |
| Pari | 52 | 359 | 0.10932 | 0.329000 | 0.157004 | 0.155750 | 0.158167 |
| Dispari | 52 | 396 | 0.14270 | 0.092867 | 0.156821 | 0.155653 | 0.157936 |
| Esperti | 46 | 415 | 0.12541 | 0.252033 | 0.168874 | 0.167725 | 0.170291 |
| Altri | 58 | 348 | 0.12415 | 0.144067 | 0.147125 | 0.146104 | 0.148201 |
| A-F | 54 | 357 | 0.08636 | 0.592333 | 0.153304 | 0.152212 | 0.154528 |
| G-Z | 50 | 400 | 0.08081 | 0.712700 | 0.160358 | 0.159249 | 0.161445 |

TAVOLA 12

Percentili di KS per alcuni sottocampioni di Governi - DD, Ambito Legittimati

| Sottocam | N _s | Media | KSCal | valore-p | KS C | KS min | KS MAX |
|------------|----------------|-------|---------|----------|----------|----------|----------|
| Regno | 53 | 406 | 0.09080 | 0.542583 | 0.155191 | 0.154214 | 0.156431 |
| Repubblica | 56 | 357 | 0.09724 | 0.478517 | 0.158342 | 0.157179 | 0.159537 |
| Fine leg. | 7 | 499 | 0.39900 | 0.087500 | 0.43960 | 0.43590 | 0.44320 |
| Sfiduciati | 102 | 374 | 0.07930 | 0.223017 | 0.10040 | 0.09980 | 0.10110 |
| Pari | 54 | 365 | 0.11541 | 0.264383 | 0.156552 | 0.155507 | 0.157992 |
| Dispari | 55 | 400 | 0.13662 | 0.119400 | 0.157449 | 0.156273 | 0.158632 |
| Esperti | 51 | 418 | 0.13223 | 0.202150 | 0.168637 | 0.167476 | 0.169901 |
| Altri | 58 | 354 | 0.09880 | 0.374200 | 0.146737 | 0.145796 | 0.147704 |
| A-F | 59 | 363 | 0.09028 | 0.537650 | 0.152666 | 0.151577 | 0.153856 |
| G-Z | 50 | 403 | 0.06626 | 0.886417 | 0.160603 | 0.159574 | 0.161927 |

TAVOLA 13

Percentili di KS per alcuni sottocampioni di Governi - DG, Ambito Legittimati

| Sottocam | N _s | Media | KSCal | valore-p | KS C | KS min | KS MAX |
|------------|----------------|-------|---------|----------|----------|----------|----------|
| Regno | 53 | 415 | 0.07896 | 0.709283 | 0.154421 | 0.153434 | 0.155735 |
| Repubblica | 56 | 385 | 0.08161 | 0.696723 | 0.158872 | 0.157907 | 0.159920 |
| Fine leg. | 7 | 525 | 0.39071 | 0.095150 | 0.43799 | 0.43425 | 0.44126 |
| Sfiduciati | 102 | 391 | 0.07190 | 0.344117 | 0.10090 | 0.10030 | 0.10160 |
| Pari | 54 | 384 | 0.13510 | 0.129517 | 0.157261 | 0.156229 | 0.158531 |
| Dispari | 55 | 417 | 0.08695 | 0.608183 | 0.156243 | 0.155091 | 0.157440 |
| Esperti | 51 | 439 | 0.14722 | 0.118233 | 0.169194 | 0.167935 | 0.170470 |
| Altri | 58 | 370 | 0.09475 | 0.420517 | 0.146049 | 0.145030 | 0.147065 |
| A-F | 59 | 383 | 0.10467 | 0.354017 | 0.152698 | 0.151654 | 0.153808 |
| G-Z | 50 | 419 | 0.06031 | 0.938050 | 0.161116 | 0.159845 | 0.162301 |

L'ipotesi di partenza propone una popolazione ben definita e quindi il test di Kolmogoroff-Smirnoff sembrerebbe applicabile direttamente, in quanto i parametri ipotizzati non sono stati calcolati sulla base dei parametri campionari. La constatazione però che il sottocampione ha contribuito, assieme al suo complementare, a fornire quelle stime fa ritenere che questa situazione sia intermedia tra quella del test KS e quella ottenuta dalla simulazione precedente.

Per disporre dei valori relativi ai sottocampioni è necessario, quindi, operare una nuova simulazione relativa alla estrazione casuale di sottocampioni. In questa nuova operazione si parte da un campione di 109 unità (104 per i legittimati) prodotto da una *gamma* come quella dell'ipotesi H_0 , si stimano i parametri della distribuzione *gamma* e si calcolano le probabilità del campione secondo questa distribuzione; poi si estrae un sottocampione di numerosità (N_s) inferiore e se ne valuta l'accostamento con la statistica KS.

Nelle tavole da 8 a 13, accanto al valore calcolato sul sottocampione, è posto il *valore-p* ottenuto dalla simulazione. Dal confronto si può concludere per il non rigetto dell'ipotesi. L'insieme delle durate può quindi essere considerato come pro-

dotto da un unico ed omogeneo meccanismo casuale. Questo giudizio è rafforzato dal fatto che le suddivisioni di controllo hanno fornito valori non distanti da quelli delle selezioni fondate sulla natura del fenomeno stesso.

5. CONCLUSIONI

Raggiunto il giudizio statistico, non si può negare un tentativo di interpretazione che sfrutti gli aspetti probabilistici della *gamma*, che ha superato così positivamente le prove del test di conformità. Gli aspetti rilevanti sono relativi ai due parametri che individuano la distribuzione tra tutte quelle della famiglia.

Sulla base delle proprietà della variabile *gamma*, enunciate nel paragrafo 2., possiamo concludere che la durata dei governi italiani è assimilabile (dal punto di vista probabilistico) alle determinazioni campionarie di una variabile casuale di questo genere con $n = 2$.

L'interpretazione più immediata è che le difficoltà che si oppongono alla vita dei governi siano rare, casuali ed uniformi nel tempo, ma tali che sia necessario il presentarsi della seconda perché il governo, forse indebolito dalla prima, cada. Una conferma indiretta del fatto che la rischiosità di eventi, che ostacolano la durata dei governi sia uniforme, è stata ottenuta da un recente studio di Pelizzo e Cooper (2002) nel quale viene dimostrato, con tecnica diversa, che la durata dei governi italiani non risente della frammentazione del Parlamento.

Una interpretazione, che si può tentare allora, è che la durata (*fragilità*) dei governi italiani sia strutturalmente legata alla particolare realizzazione del regime parlamentare e che non dipenda tanto da condizioni *esterne*, come ad esempio la difficoltà dei *leader* dei partiti a mantenere coesa una maggioranza composta e non sempre omogenea, quanto da una intrinseca attitudine delle *difficoltà* a presentarsi al governo.

TAVOLA 14

Governi del Regno d'Italia fino alla prima Guerra Mondiale

| Governo | Date | | | |
|--------------|------------|------------|--------------|------------|
| | Nomina | Fine Pol. | Data Dimiss. | Fine Giu. |
| Cavour | 23/3/1861 | 6/6/1861 | 6/6/1861 | 6/6/1861 |
| Ricasoli 1 | 12/6/1861 | 28/2/1862 | 28/2/1862 | 3/3/1862 |
| Rattazzi 1 | 3/3/1862 | 1/12/1862 | 1/12/1862 | 8/12/1862 |
| Farini | 8/12/1862 | 24/3/1863 | 24/3/1863 | 24/3/1863 |
| Minghetti 1 | 24/3/1863 | 23/9/1864 | 23/9/1864 | 28/9/1864 |
| La Marmora 1 | 28/9/1864 | 19/12/1865 | 19/12/1865 | 31/12/1865 |
| La Marmora 2 | 31/12/1865 | 17/6/1866 | 17/6/1866 | 17/6/1866 |
| Ricasoli 2 | 20/6/1866 | 11/2/1867 | 4/4/1867 | 10/4/1867 |
| Rattazzi 2 | 10/4/1867 | 19/10/1867 | 19/10/1867 | 27/10/1867 |
| Menabrea 1 | 27/10/1867 | 23/12/1867 | 23/12/1867 | 5/1/1868 |
| Menabrea 2 | 5/1/1868 | 7/5/1869 | 7/5/1869 | 13/5/1869 |
| Menabrea 3 | 13/5/1869 | 22/11/1869 | 22/11/1869 | 14/12/1869 |

TAVOLA 14 seguito
Governi del Regno d'Italia fino alla prima Guerra Mondiale

| Governore | Date | | | |
|-------------|------------|------------|--------------|------------|
| | Nomina | Fine Pol. | Data Dimiss. | Nomina |
| Lanza | 14/12/1869 | 1/5/1873 | 25/6/1873 | 10/7/1873 |
| Minghetti 2 | 10/7/1873 | 20/3/1876 | 20/3/1876 | 25/3/1876 |
| Depretis 1 | 25/3/1876 | 16/12/1877 | 16/12/1877 | 26/12/1877 |
| Depretis 2 | 26/12/1877 | 9/3/1878 | 9/3/1878 | 24/3/1878 |
| Cairoli 1 | 24/3/1878 | 11/12/1878 | 11/12/1878 | 19/12/1878 |
| Depretis 3 | 19/12/1878 | 3/7/1879 | 3/7/1879 | 14/7/1879 |
| Cairoli 2 | 14/7/1879 | 19/11/1879 | 19/11/1879 | 25/11/1879 |
| Cairoli 3 | 25/11/1879 | 7/4/1881 | 14/5/1881 | 29/5/1881 |
| Depretis 4 | 29/5/1881 | 22/5/1883 | 22/5/1883 | 25/5/1883 |
| Depretis 5 | 25/5/1883 | 20/3/1884 | 20/3/1884 | 30/3/1884 |
| Depretis 6 | 30/3/1884 | 18/6/1885 | 18/6/1885 | 29/6/1885 |
| Depretis 7 | 29/6/1885 | 8/2/1887 | 11/3/1887 | 4/4/1887 |
| Depretis 8 | 4/4/1887 | 29/7/1887 | 29/7/1887 | 29/7/1887 |
| Crispi 1 | 29/7/1887 | 28/2/1889 | 28/2/1889 | 9/3/1889 |
| Crispi 2 | 9/3/1889 | 31/1/1891 | 31/1/1891 | 6/2/1891 |
| Di Rudini 1 | 6/2/1891 | 15/4/1892 | 5/5/1892 | 15/5/1892 |
| Giolitti 1 | 15/5/1892 | 24/11/1893 | 24/11/1893 | 15/12/1893 |
| Crispi 3 | 15/12/1893 | 5/6/1894 | 5/6/1894 | 14 /6/1894 |
| Crispi 4 | 14 /6/1894 | 5/3/1896 | 5/3/1896 | 10/3/1896 |
| Di Rudini 2 | 10/3/1896 | 11/7/1896 | 11/7/1896 | 11/7/1896 |
| Di Rudini 3 | 11/7/1896 | 6/12/1897 | 6/12/1897 | 14/12/1897 |
| Di Rudini 4 | 14/12/1897 | 28/5/1898 | 28/5/1898 | 1/6/1898 |
| Di Rudini 5 | 1/6/1898 | 18/6/1898 | 18/6/1898 | 29/6/1898 |
| Pelloux 1 | 29/6/1898 | 3/5/1899 | 3/5/1899 | 14/5/1899 |
| Pelloux 2 | 14/5/1899 | 18/6/1900 | 18/6/1900 | 24/6/1900 |
| Saracco | 24/6/1900 | 7/2/1901 | 7/2/1901 | 15/2/1901 |
| Zanardelli | 15/2/1901 | 26/10/1903 | 26/10/1903 | 3/11/1903 |
| Giolitti 2 | 3/11/1903 | 4/3/1905 | 4/3/1905 | 16/3/1905 |
| Tittoni | 16/3/1905 | 28/3/1905 | 28/3/1905 | 28/3/1905 |
| Fortis 1 | 28/3/1905 | 18/12/1905 | 18/12/1905 | 24/12/1905 |
| Fortis 2 | 24/12/1905 | 2/2/1906 | 2/2/1906 | 8/2/1906 |
| Sonnino 1 | 8/2/1906 | 18/5/1906 | 18/5/1906 | 29/5/1906 |
| Giolitti 3 | 29/5/1906 | 2/12/1909 | 2/12/1909 | 11/12/1909 |
| Sonnino 2 | 11/12/1909 | 21/3/1910 | 21/3/1910 | 31/3/1910 |
| Luzzatti | 31/3/1910 | 20/3/1911 | 20/3/1911 | 30/3/1911 |
| Giolitti 4 | 30/3/1911 | 10/3/1914 | 10/3/1914 | 21/3/1914 |
| Salandra 1 | 21/3/1914 | 31/10/1914 | 31/10/1914 | 5/11/1914 |
| Salandra 2 | 5/11/1914 | 12/6/1916 | 12/6/1916 | 18/6/1916 |

TAVOLA 15

Governi del Regno e della Repubblica Italiana dalla prima guerra mondiale fino al 1970

| Governo | Date | | | |
|--------------|------------|------------|--------------|------------|
| | Nomina | Fine Pol. | Data Dimiss. | Fine Giu. |
| Boselli | 18/6/1916 | 26/10/1917 | 26/10/1917 | 29/10/1917 |
| Orlando | 29/10/1917 | 19/6/1919 | 19/6/1919 | 23/6/1919 |
| Nitti 1 | 23/6/1919 | 12/5/1920 | 12/5/1920 | 21/5/1920 |
| Nitti 2 | 21/5/1920 | 9/6/1920 | 9/6/1920 | 15/6/1920 |
| Giolitti 5 | 15/6/1920 | 27/6/1921 | 27/6/1921 | 4/7/1921 |
| Bonomi | 4/7/1921 | 28/12/1921 | 16/2/1922 | 26/2/1922 |
| Facta 1 | 26/2/1922 | 19/7/1922 | 19/7/1922 | 1/8/1922 |
| Facta 2 | 1/8/1922 | 28/10/1922 | 28/10/1922 | 31/10/1922 |
| Mussolini | 31/10/1922 | 25/7/1943 | 25/7/1943 | 25/7/1943 |
| Badoglio | 25/7/1943 | 18/6/1944 | 18/6/1944 | 18/6/1944 |
| Bonomi | 18/6/1944 | 19/6/1945 | 19/6/1945 | 19/6/1945 |
| Parri | 19/6/1945 | 11/12/1945 | 11/12/1945 | 11/12/1945 |
| De Gasperi 1 | 11/12/1945 | 13/7/1946 | 13/7/1946 | 13/7/1946 |
| De Gasperi 2 | 13/7/1946 | 19/1/1947 | 19/1/1947 | 2/2/1947 |
| De Gasperi 3 | 2/2/1947 | 13/5/1947 | 13/5/1947 | 31/5/1947 |
| De Gasperi 4 | 31/5/1947 | 12/5/1948 | 12/5/1948 | 23/5/1948 |
| De Gasperi 5 | 23/5/1948 | 12/1/1950 | 12/1/1950 | 27/1/1950 |
| De Gasperi 6 | 27/1/1950 | 16/7/1951 | 16/7/1951 | 26/7/1953 |
| De Gasperi 7 | 26/7/1951 | 11/6/1953 | 11/6/1953 | 16/7/1953 |
| De Gasperi 8 | 16/7/1953 | 28/7/1953 | 28/7/1953 | 17/8/1953 |
| Pella | 17/8/1953 | 5/1/1954 | 5/1/1954 | 18/1/1954 |
| Fanfani 1 | 18/1/1954 | 30/1/1954 | 30/1/1954 | 10/2/1954 |
| Scelba | 10/2/1954 | 22/6/1955 | 22/6/1955 | 6/7/1955 |
| Segni 1 | 6/7/1955 | 6/5/1957 | 6/5/1957 | 19/5/1957 |
| Zoli | 19/5/1957 | 19/6/1958 | 19/6/1958 | 1/7/1958 |
| Fanfani 2 | 1/7/1958 | 26/1/1959 | 5/2/1959 | 15/2/1959 |
| Segni 2 | 15/2/1959 | 24/2/1960 | 24/2/1960 | 25/3/1960 |
| Tambroni | 25/3/1960 | 19/7/1960 | 19/7/1960 | 26/7/1960 |
| Fanfani 3 | 26/7/1960 | 2/2/1962 | 2/2/1962 | 21/2/1962 |
| Fanfani 4 | 21/2/1962 | 16/5/1963 | 16/5/1963 | 21/6/1963 |
| Leone 1 | 21/6/1963 | 5/11/1963 | 5/11/1963 | 4/12/1963 |
| Moro 1 | 4/12/1963 | 26/6/1964 | 26/6/1964 | 22/7/1964 |
| Moro 2 | 22/7/1964 | 21/1/1966 | 21/1/1966 | 23/2/1966 |
| Moro 3 | 23/2/1966 | 5/6/1968 | 5/6/1968 | 24/6/1968 |
| Leone 2 | 24/6/1968 | 19/11/1968 | 19/11/1968 | 12/12/1968 |
| Rumor 1 | 12/12/1968 | 5/7/1969 | 5/7/1969 | 5/8/1969 |
| Rumor 2 | 5/8/1969 | 7/2/1970 | 7/2/1970 | 27/3/1970 |
| Rumor 3 | 27/3/1970 | 6/7/1970 | 6/7/1970 | 6/8/1970 |
| Colombo | 6/8/1970 | 15/1/1972 | 15/1/1972 | 17/2/1972 |

TAVOLA 16
Governi della Repubblica Italiana dal 1972 al 2001

| Governo | Date | | | |
|-------------|------------|------------|--------------|------------|
| | Nomina | Fine Pol. | Data Dimiss. | Fine Giu. |
| Andreotti 1 | 17/2/1972 | 26/2/1972 | 26/2/1972 | 26/6/1972 |
| Andreotti 2 | 26/6/1972 | 12/6/1973 | 12/6/1973 | 7/7/1973 |
| Rumor 4 | 7/7/1973 | 2/3/1974 | 2/3/1974 | 14/3/1974 |
| Rumor 5 | 14/3/1974 | 3/10/1974 | 3/10/1974 | 23/11/1974 |
| Moro 4 | 23/11/1974 | 7/1/1976 | 7/1/1976 | 12/2/1976 |
| Moro 5 | 12/2/1976 | 30/4/1976 | 10/7/1976 | 29/7/1976 |
| Andreotti 3 | 29/7/1976 | 16/1/1978 | 16/1/1978 | 11/3/1978 |
| Andreotti 4 | 11/3/1978 | 31/1/1979 | 31/1/1979 | 20/3/1979 |
| Andreotti 5 | 20/3/1979 | 31/3/1979 | 22/6/1979 | 4/8/1979 |
| Cossiga 1 | 4/8/1979 | 19/3/1980 | 19/3/1980 | 4/4/1980 |
| Cossiga 2 | 4/4/1980 | 27/9/1980 | 27/9/1980 | 18/10/1980 |
| Forlani | 18/10/1980 | 26/5/1981 | 26/5/1981 | 28/6/1981 |
| Spadolini 1 | 28/6/1981 | 7/8/1982 | 7/8/1982 | 23/8/1982 |
| Spadolini 2 | 23/8/1982 | 11/11/1982 | 13/11/1982 | 1/12/1982 |
| Fanfani 5 | 1/12/1982 | 30/4/1983 | 30/4/1983 | 4/8/1983 |
| Craxi 1 | 4/8/1983 | 27/6/1986 | 27/6/1986 | 1/8/1986 |
| Craxi 2 | 1/8/1986 | 3/3/1987 | 27/3/1987 | 18/4/1987 |
| Fanfani 6 | 18/4/1987 | 28/4/1987 | 9/7/1987 | 29/7/1987 |
| Goria | 29/7/1987 | 11/3/1988 | 11/3/1988 | 13/4/1988 |
| De Mita | 13/4/1988 | 19/5/1989 | 19/5/1989 | 23/7/1989 |
| Andreotti 6 | 23/7/1989 | 29/3/1991 | 29/3/1991 | 13/4/1991 |
| Andreotti 7 | 13/4/1991 | 28/4/1992 | 28/4/1992 | 28/6/1992 |
| Amato | 28/6/1992 | 30/3/1993 | 22/4/1993 | 28/4/1993 |
| Ciampi | 28/4/1993 | 13/1/1994 | 16/4/1994 | 11/5/1994 |
| Berlusconi | 11/5/1994 | 22/12/1994 | 22/12/1994 | 17/1/1995 |
| Dini | 17/1/1995 | 30/12/1995 | 11/1/1996 | 18/5/1996 |
| Prodi | 18/5/1996 | 9/10/1998 | 9/10/1998 | 21/10/1998 |
| D'Alema 1 | 21/10/1998 | 18/12/1999 | 18/12/1999 | 22/12/1999 |
| D'Alema 2 | 22/12/1999 | 19/4/2000 | 19/4/2000 | 26/4/2000 |
| Amato 2 | 26/4/2000 | 31/5/2001 | 31/5/2001 | 11/6/2001 |

TAVOLA 17
Governi del Regno: durate e suddivisioni

| Governo | DP | DD | DG | N.L. | Esp. | A-F | P.T. | P.L. | F.L. | Rep. | Reg. |
|--------------|------|------|------|------|------|-----|------|------|------|------|------|
| Ricasoli 1 | 261 | 261 | 264 | | | | | | | | * |
| Rattazzi 1 | 273 | 273 | 280 | | | | * | * | | | * |
| Minghetti 1 | 549 | 549 | 554 | | | | | | | | * |
| La Marmora 1 | 447 | 447 | 459 | | | | * | * | | | * |
| Ricasoli 2 | 236 | 288 | 294 | | | | | | | | * |
| Rattazzi 2 | 192 | 192 | 200 | | | | * | * | | | * |
| Menabrea 1 | 57 | 57 | 70 | | | | | | | | * |
| Menabrea 2 | 488 | 488 | 494 | | | | * | * | | | * |
| Menabrea 3 | 193 | 193 | 215 | | | | | | | | * |
| Lanza | 1234 | 1289 | 1304 | | | | * | * | | | * |
| Minghetti 2 | 984 | 984 | 989 | | | | | | | | * |
| Depretis 1 | 631 | 631 | 641 | | * | * | * | * | | | * |
| Depretis 2 | 73 | 73 | 88 | | * | * | | | | | * |
| Cairoli 1 | 262 | 262 | 270 | | | * | * | * | | | * |
| Depretis 3 | 196 | 196 | 207 | | * | * | | | | | * |
| Cairoli 2 | 128 | 128 | 134 | | | * | * | * | | | * |
| Cairoli 3 | 499 | 536 | 551 | | | * | | | | | * |
| Depretis 4 | 723 | 723 | 726 | | * | * | * | * | | | * |
| Depretis 5 | 300 | 300 | 310 | | * | * | | | | | * |
| Depretis 6 | 445 | 445 | 456 | | * | * | * | * | | | * |
| Depretis 7 | 589 | 620 | 644 | | * | * | | | | | * |
| Crispi 1 | 580 | 580 | 589 | | * | * | * | * | | | * |
| Crispi 2 | 693 | 693 | 699 | | * | * | | | | | * |
| Di Rudinì 1 | 434 | 454 | 464 | | * | * | * | * | | | * |
| Giolitti 1 | 558 | 558 | 579 | | * | | | | | | * |
| Crispi 3 | 172 | 172 | 181 | | * | * | * | * | | | * |
| Crispi 4 | 630 | 630 | 635 | | * | * | | | | | * |
| Di Rudinì 2 | 123 | 123 | 123 | | * | * | * | * | | | * |
| Di Rudinì 3 | 513 | 513 | 521 | | * | * | | | | | * |
| Di Rudinì 4 | 165 | 165 | 169 | | * | * | * | * | | | * |
| Di Rudinì 5 | 17 | 17 | 28 | | * | * | | | | | * |
| Pelloux 1 | 308 | 308 | 319 | | | | * | * | | | * |
| Pelloux 2 | 400 | 400 | 406 | | | | | | | | * |
| Saracco | 228 | 228 | 236 | | | | * | * | | | * |
| Zanardelli | 983 | 983 | 991 | | | | | | | | * |
| Giolitti 2 | 487 | 487 | 499 | | * | | * | * | | | * |
| Fortis 1 | 265 | 265 | 271 | | | * | | | | | * |
| Fortis 2 | 40 | 40 | 46 | | | * | * | * | | | * |
| Sonnino 1 | 99 | 99 | 110 | | | | | | | | * |
| Giolitti 3 | 1283 | 1283 | 1292 | | * | | * | * | | | * |
| Sonnino 2 | 100 | 100 | 110 | | | | | | | | * |
| Luzzatti | 354 | 354 | 364 | | | | * | * | | | * |
| Giolitti 4 | 1076 | 1076 | 1087 | | * | | | | | | * |
| Salandra 1 | 224 | 224 | 229 | | | | * | * | | | * |
| Salandra 2 | 585 | 585 | 591 | | | | | | | | * |
| Boselli | 495 | 495 | 498 | | | * | * | * | | | * |
| Orlando | 598 | 598 | 602 | | | | | | | | * |
| Nitti 1 | 324 | 324 | 333 | | | | * | * | | | * |
| Nitti 2 | 19 | 19 | 25 | | | | | | | | * |
| Giolitti 5 | 377 | 377 | 384 | | * | | * | * | | | * |
| Bonomi | 177 | 227 | 237 | | | * | | | | | * |
| Facta 1 | 143 | 143 | 156 | | | * | * | * | | | * |
| Facta 2 | 88 | 88 | 91 | | | * | | | | | * |

Legenda: N.L. = non legittimati; Esp. = Esperti; A-F = iniziale compresa tra A ed F; P.T. = pari tra i tutti; P.L. = pari tra i legittimati; F.L. = Fine legislatura; Rep. = Repubblica; Reg. = Regno

TAVOLA 18

Governi repubblicani: durate e suddivisioni

| Governo | DP | DD | DG | N.L. | Esp. | A-F | P.T. | P.L. | F.L. | Rep. | Reg. |
|--------------|------|------|------|------|------|-----|------|------|------|------|------|
| De Gasperi 2 | 190 | 190 | 204 | | * | * | * | * | | * | |
| De Gasperi 3 | 100 | 100 | 118 | | * | * | | | | * | |
| De Gasperi 4 | 347 | 347 | 358 | | * | * | * | * | * | * | |
| De Gasperi 5 | 599 | 599 | 614 | | * | * | | | | * | |
| De Gasperi 6 | 535 | 535 | 545 | | * | * | * | * | | * | |
| De Gasperi 7 | 686 | 686 | 721 | | * | * | | | * | * | |
| De Gasperi 8 | 12 | 12 | 32 | * | * | * | * | | | * | |
| Pella | 141 | 141 | 154 | | | | | * | | * | |
| Fanfani 1 | 12 | 12 | 23 | * | * | * | * | | | * | |
| Scelba | 497 | 497 | 511 | | | | | | | * | |
| Segni 1 | 670 | 670 | 683 | | | | * | * | | * | |
| Zoli | 396 | 396 | 408 | | | | | | * | * | |
| Fanfani 2 | 209 | 219 | 229 | | * | * | * | * | | * | |
| Segni 2 | 374 | 374 | 404 | | | | | | | * | |
| Tambroni | 116 | 116 | 123 | | | | * | * | | * | |
| Fanfani 3 | 556 | 556 | 575 | | * | * | | | | * | |
| Fanfani 4 | 449 | 449 | 485 | | * | * | * | * | * | * | |
| Leone 1 | 137 | 137 | 166 | | | | | | | * | |
| Moro 1 | 205 | 205 | 231 | | * | | * | * | | * | |
| Moro 2 | 548 | 548 | 581 | | * | | | | | * | |
| Moro 3 | 833 | 833 | 852 | | * | | * | * | * | * | |
| Leone 2 | 148 | 148 | 171 | | | | | | | * | |
| Rumor 1 | 205 | 205 | 236 | | * | | * | * | | * | |
| Rumor 2 | 186 | 186 | 234 | | * | | | | | * | |
| Rumor 3 | 101 | 101 | 132 | | * | | * | * | | * | |
| Colombo | 527 | 527 | 560 | | | * | | | | * | |
| Andreotti 1 | 9 | 9 | 130 | * | * | * | * | | | * | |
| Andreotti 2 | 351 | 351 | 376 | | * | * | | * | | * | |
| Rumor 4 | 238 | 238 | 250 | | * | | * | | | * | |
| Rumor 5 | 203 | 203 | 254 | | * | | | * | | * | |
| Moro 4 | 410 | 410 | 446 | | * | | * | | | * | |
| Moro 5 | 78 | 149 | 168 | | * | | | * | | * | |
| Andreotti 3 | 536 | 536 | 590 | | * | * | * | | | * | |
| Andreotti 4 | 326 | 326 | 374 | | * | * | | * | | * | |
| Andreotti 5 | 11 | 94 | 137 | * | * | * | * | | | * | |
| Cossiga 1 | 228 | 228 | 244 | | | * | | | | * | |
| Cossiga 2 | 176 | 176 | 197 | | | * | * | * | | * | |
| Forlani | 220 | 220 | 253 | | | * | | | | * | |
| Spadolini 1 | 405 | 405 | 421 | | | | * | * | | * | |
| Spadolini 2 | 80 | 82 | 100 | | | | | | | * | |
| Fanfani 5 | 150 | 150 | 246 | | * | * | * | * | | * | |
| Craxi 1 | 1058 | 1058 | 1093 | | | * | | | | * | |
| Craxi 2 | 214 | 238 | 260 | | | * | * | * | | * | |
| Fanfani 6 | 10 | 82 | 102 | * | * | * | | | | * | |
| Goria | 226 | 226 | 259 | | | | * | | | * | |
| De Mita | 401 | 401 | 466 | | | * | | * | | * | |
| Andreotti 6 | 614 | 614 | 629 | | * | * | * | | | * | |
| Andreotti 7 | 381 | 381 | 442 | | * | * | | * | * | * | |
| Amato 1 | 275 | 298 | 304 | | | * | * | | | * | |
| Ciampi | 260 | 353 | 378 | | | * | | * | | * | |
| Berlusconi | 225 | 225 | 251 | | | * | * | | | * | |
| Dini | 347 | 359 | 487 | | | * | | * | | * | |
| Prodi | 874 | 874 | 886 | | | | * | | | * | |
| D'Alema 1 | 423 | 423 | 427 | | | * | | * | | * | |
| D'Alema 2 | 119 | 119 | 126 | | | * | * | | | * | |
| Amato 2 | 400 | 400 | 411 | | | * | | * | * | * | |

Per la Legenda vedi Tavola 17.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- A. AZZALINI, (1992), *Inferenza statistica*, Springer Verlag, Berlin.
- F. BARTOLOTTA, (1971), *Parlamenti e governi d'Italia: dal 1948 al 1970*, Vito Bianco, Roma.
- E.C. BROWNE, J.P. FRENDRIS, D.W. GLEIBER, (1984), *An events approach to the problem of cabinet stability*, "Comparative Political Studies", 17(2), pp. 167-197.
- W. FELLER, (1970), *An introduction to probability theory and its applications vol. 2*, John Wiley and Sons, New York.
- N.L. JOHNSON, S. KOTZ, N. BALAKRISHNAN, (1995), *Continuous univariate distributions vol. 1*, John Wiley and Sons, New York.
- G.K. KANJI, (1993), *100 statistical tests*, Sage, London.
- M. LAVER, (2003), *Government termination*, "Annual Review of Political Science", 6, pp. 23-40.
- A. LIJPHART, (1984A), *Measures of cabinet durability*, "Comparative Political Studies", 17(2), pp. 265-279.
- A. LIJPHART, (1984B), *A Note on the meaning of cabinet durability*, "Comparative Political Studies", 17(2), pp. 163-166.
- H. W. LILLIEFORS, (1967), *On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown*. "Journal of the American Statistical Association", 62 Giugno), pp. 399-402.
- H. W. LILLIEFORS, (1969), *On the Kolmogorov-Smirnov test for the exponential distribution*. "Journal of the American Statistical Association", 64 Marzo), pp. 387-389.
- R. PELIZZO, J. COOPER, (2002), *Stability in parliamentary regimes: The Italian case*. "Legislative Studies Quarterly", 27(2), pp. 163-190.
- R. PRISCO, (1997), *Un test del tipo di Kolmogoroff-Smirnoff applicato alla durata dei governi*. "Quaderni dell'Istituto-Istituto di Statistica e R.O. Verona", 1 pp. 171-181.
- K. V. ROHATGI, (1984), *Statistical Inference*, John Wiley and Sons, New York.
- G. SABBATUCCI, V. VIDOTTO, (1984), *Storia d'Italia* Laterza, Bari.

RIASSUNTO

Analisi statistica della durata dei Governi italiani dal 1861 al 2001

La durata (*duration*) dei governi nelle democrazie parlamentari dipende sia dall'appoggio del Parlamento sia, quando è necessaria, dalla concordia tra i diversi partiti che compongono la coalizione. A partire dalla proclamazione del Regno d'Italia (1861) fino al 2001 si sono succeduti 119 governi, dieci dei quali sono stati esclusi dal corrente esame perché terminati per cause non politiche (morte o grave infermità del capo del governo) o perché non hanno operato in un contesto di controllo parlamentare. Sulle 109 durate, che costituiscono la base di dati su cui operare l'analisi, è stata adattata, con stime di massima verosimiglianza (*maximum likelihood estimation*) una variabile casuale gamma (*gamma distribution*), che si è mostrata un valido strumento per l'interpretazione dei dati. Si è verificato, infatti, con un test del tipo di Kolmogoroff-Smirnoff che una gamma con $n=2$ è ben adattabile alle tre diverse definizioni adottate di durata (politica, dimissioni, giuridica). Sono stati trattati a parte i governi che non hanno ottenuto la fiducia del parlamento. Due indagini particolareggiate hanno confermato la stima $n=2$: nella prima, i Governi del Regno sono stati contrapposti ai Governi della Repubblica, nella seconda i politici con maggiore esperienza di governo sono stato contrapposti agli altri. Il valore assunto da questo parametro consente di scomporre la durata nella somma di due esponenziali negative con lo stesso parametro α , e di azzardare l'interpretazione che i governi italiani cadano alla seconda difficoltà che si presenta loro.

SUMMARY

Statistical analysis on the duration of Italian government cabinets from 1861 to 2001

The duration of cabinets in a parliamentary democracy depends both on support from Parliament and, when necessary, on agreement among the different parties of the governing coalition. Since the foundation of the Reign of Italy (1861) until 2001, 119 cabinets have ruled, ten of which have not been considered in this analysis because terminated by non-political causes (death or serious illness of chief of government) or because they have not operated under control of Parliament. On the 109 durations, which form the basis for the analysis, a gamma random variable has been adapted through maximum likelihood estimation, which has proved to be a valid tool for the interpretation of the data. In fact, a Kolmogoroff-Smirnoff test has shown that a gamma with $n=2$ well adapts to the three different definitions of duration (political, juridical and until resignation). Cabinets which have not obtained Parliament approval, have been treated separately. Two detailed investigations have confirmed the $n=2$ estimation: in the first the cabinets of the Reign have been opposed to those of the Republic and in the second politicians with greater government experience have been opposed to the others. The value taken on by this parameter allows to decompose the duration into the sum of two negative exponential variables with the same parameter α and to dare the interpretation that Italian governments default on the second occasion of problems they encounter.