

Concorsi Truccati: Dimostrazione Matematica

Quirino Paris
University of California, Davis
Settembre 2005

Introduzione

Nella relazione intitolata “*L’Università vive il Paese*” (20 settembre 2005), il professor Piero Tosi, rettore dell’Università di Siena e presidente della CRUI (Conferenza dei Rettori delle Università Italiane) ha scritto che **i concorsi-truffa sono solo degli episodi** nella vita dell’università italiana (pagine 10-11). Il professor Tosi ha ripetuto questa sua affermazione in una trasmissione radiofonica sui concorsi truccati il giorno 21 settembre 2005 durante la quale il sottoscritto ha sostenuto la tesi opposta, vale a dire che **i concorsi truccati costituiscono un fenomeno generale del reclutamento universitario italiano** (consultare <http://repubblicaradio.repubblica.it/>, *Università, concorsi truccati*)¹. Se così non fosse, non si capirebbe la necessità di riformare ancora una volta la procedura del reclutamento universitario. A dimostrazione della mia tesi, presento in questo articolo un’analisi matematico-statistica di tutte le votazioni nei concorsi di prima fascia del settore AGR/01 (economia ed estimo rurale) tenutisi tra il 1999 e il 2003. Le votazioni per professore associato e per ricercatore mostrano un andamento identico. L’analisi matematico-statistica può essere estesa facilmente a tutti gli altri settori disciplinari, dato che in quasi tutte le votazioni per le commissioni di concorso si sono ottenuti risultati simili a quelli evidenziati nel settore AGR/01.

Concorsi di Prima Fascia in Economia Agraria

Le votazioni per i membri delle commissioni di valutazione comparativa di prima fascia del settore disciplinare AGR/01, condotte nel periodo 1999-2003, mostrano risultati strabilianti. Negli ultimi anni, i professori di prima fascia votanti in queste elezioni sono stati all’incirca un centinaio, come dimostra la Tabella A1 riportata in appendice. In tutte le 27 votazioni (nel 2004 e 2005 altre votazioni mostrano lo stesso andamento), solo i quattro membri eletti hanno ricevuto un consistente numero di voti, e questi voti sono divisi tra i quattro componenti eletti secondo una distribuzione quasi uniforme. Questi risultati, ripetuti per commissione dopo commissione, suggeriscono l’ipotesi che le votazioni siano state rigidamente pilotate: non solo che esista la comunicazione a tutti i cento professori da parte del “pilota” dei quattro nomi da votare; ma anche che i cento professori ordinari (di prima fascia)---pur non comunicando tra di loro---abbiano votato disciplinatamente le indicazioni del “pilota” distribuendo i loro voti in modo quasi uguale tra i quattro candidati.

Come argomberemo dettagliatamente nel corso dell’articolo, i risultati di questo tipo di votazioni attestano la presenza di un disegno da parte di “un’unica fonte” e di un sistema di ferrea disciplina per convincere/costringere i cento professori ordinari a votare secondo le indicazioni fornite dalla “fonte unica” che ha anche determinato quanti e quali voti

¹ Una ricerca internet delle parole *università & concorsi truccati* (Google, 23 settembre 2005) ha prodotto 683 voci.

vadano a ciascun candidato. Dato che ciascun votante ha a sua disposizione un solo voto, risultati come quelli riportati nella Tabella A1 si possono ottenere solo se la “fonte unica” fornisce a ciascun elettore il nome da votare e se costui esegue l’ordine disciplinatamente.

Il motivo ultimo (o primo) del pilotaggio di tutte le votazioni per le commissioni di concorso corrisponde all’obiettivo della “fonte unica” di far dichiarare idonei individui selezionati e predeterminati vincitori (inclusi figli, figlie, mogli, nipoti, fedelissimi, ecc.) prima ancora che tali concorsi siano stati banditi. Tutto questo è avvenuto e tutt’ora avviene in Italia e potrebbe costituire una violazione dell’articolo 97 della Costituzione italiana e dell’articolo 323 del Codice Penale.

La dimostrazione matematico-statistica dell’esistenza di un ferreo disegno di pilotaggio--ipotizzato nei precedenti paragrafi---sarà fatta secondo tre distinte argomentazioni:

1. La presentazione dei risultati delle 27 votazioni in forma di istogrammi. Questa discussione fornisce una prima indicazione di tipo informale (ad occhio) della natura improbabile dei 27 eventi (votazioni).
2. La seconda argomentazione si fonda sull’indice di Gini (famoso statistico italiano che ha lavorato nei primi decenni del secolo scorso). L’indice di Gini misura il grado di concentrazione (dispersione) caratteristico di una distribuzione empirica, come è appunto la distribuzione dei voti in una elezione.
3. La terza argomentazione è la più formale dal punto di vista matematico-statistico. Calcoleremo, infatti, la probabilità che, date le indicazioni di votare per quattro candidati (come si fa nelle liste elettorali di un partito), gli N votanti (che non comunicano tra di loro per ovvie difficoltà di collegamento) distribuiscano i loro voti in modo tale che i quattro eletti ricevano all’incirca lo stesso numero di voti.

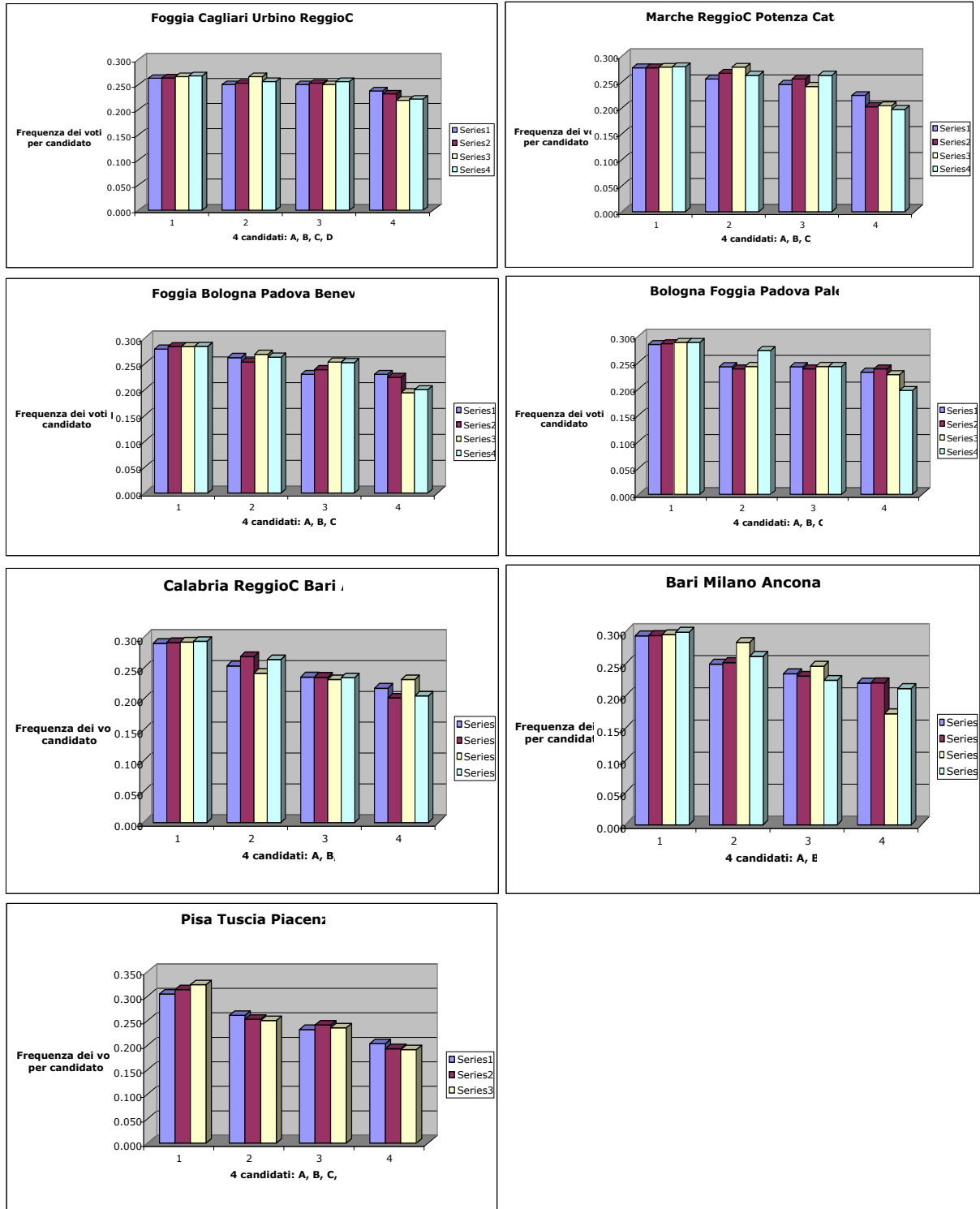
1. Istogrammi delle 27 votazioni per le commissioni di concorso di prima fascia, settore AGR/01, periodo 1999-2003

La Figura 1 presenta 7 istogrammi. Ciascun istogramma (tranne il settimo) si riferisce a quattro concorsi per professore universitario di prima fascia in altrettante università. L’altezza degli istogrammi misura la frequenza (rapporto tra i voti ricevuti da un eletto e il numero totale dei votanti) dei voti ricevuti dai quattro candidati eletti. La Tabella A2 (riportata in appendice) presenta le frequenze usate nella costruzione degli istogrammi.

Si consideri il primo istogramma della Figura 1 che si riferisce a concorsi banditi dalle università di Foggia, Cagliari, Urbino e Reggio Calabria. I quattro eletti (A, B, C e D) hanno ricevuto all’incirca gli stessi voti nonostante che, in termini di principio, i concorsi siano indipendenti nello spazio e nel tempo, e che i votanti non siano in grado di accordarsi tra di loro riguardo a quanti voti concentrare sui singoli candidati.

Per motivi di chiarezza, si ripete qui l’assunzione ammessa ed accettata in questo studio secondo la quale “qualcuno” decida quali siano i quattro membri della commissione da votare (analogamente a quanto fanno i partiti politici che formulano le liste elettorali come indicazione di voto per gli elettori).

Figura 1. Istogrammi di 27 concorsi per professore di prima fascia del settore AGR/01



Pur ammettendo come legittima l'indicazione di voto, i risultati di una distribuzione dei voti quasi uniforme tra i votati dei quattro concorsi del primo istogramma della Figura 1 sono gli eventi sorprendenti che fanno pensare ad un "pilota" dei voti in grado di comunicare con tutti i votanti---uno alla volta, oppure attraverso una rete di compiacenti collaboratori---e "convincerli" a votare secondo le sue indicazioni individuali. Sono questi eventi, ripetuti per concorso dopo concorso, che fanno ipotizzare un comportamento che sembrerebbe violare il principio di imparzialità e buon andamento dei concorsi dell'amministrazione pubblica e impongono un'indagine accurata ed approfondita da parte dell'autorità giudiziaria.

Gli altri sei istogrammi della Figura 1 sono interpretabili secondo lo schema discusso per il primo istogramma. Nel settimo istogramma, ad esempio, la differenza percentuale tra il primo e il quarto eletto è in media del 10 per cento circa. In tutti gli altri istogrammi tale differenza è inferiore al 10 per cento, uno scarto del tutto improbabile senza un chiaro disegno e pilotaggio dei voti e dei votanti, come argomentato nella terza parte di questo esposto.

2. L'indice di concentrazione-dispersione di Gini per le votazioni dei 27 concorsi di prima fascia del settore AGR/01

Il secondo procedimento logico---più sofisticato degli istogrammi ma anche più convincente---per ottenere una indicazione più precisa se i risultati delle 27 votazioni dei concorsi di prima fascia nel settore AGR/01 suggeriscano un disegno e un pilotaggio dei voti e dei votanti, si basa sull'indice di concentrazione-dispersione di Gini. L'indice di Gini misura il grado di concentrazione (o il suo concetto opposto, chiamato dispersione) di una distribuzione empirica come è, appunto, la distribuzione dei voti di cui stiamo parlando.

Chiamiamo con f_1 la frequenza (rapporto tra i voti ricevuti dal primo eletto e il numero totale dei votanti) del membro di commissione con il maggior numero di voti, con f_2 la frequenza del secondo membro eletto, e così via f_3 ed f_4 le frequenze del terzo e quarto membro della commissione. Tali frequenze sono riportate in appendice nella Tabella A2 per tutte le 27 commissioni di concorso. Quindi, l'indice di Gini, G , è definito dalla seguente espressione:

$$G = 1 - (f_1^2 + f_2^2 + f_3^2 + f_4^2)$$

dove, per f_1^2 si intende che la frequenza f_1 è moltiplicata per sè stessa, e così via. Se tutti i voti fossero concentrati su uno qualsiasi dei quattro candidati, il terzo ad esempio, si avrebbe che $f_1 = 0, f_2 = 0, f_3 = 1, f_4 = 0$, e si realizzerebbe la massima concentrazione dei voti con un indice di Gini di valore zero. Se, al contrario, ciascun eletto ricevesse lo stesso numero di voti, si realizzerebbe la massima dispersione dei voti e le frequenze di ciascuno dei quattro eletti sarebbero uguali, con valore $1/4 = 0,25$. In questo caso, l'indice di Gini misura la massima dispersione dei voti con un valore di 0,75, perchè, applicando la formula,

$$\begin{aligned}
G &= 1 - (0,25^2 + 0,25^2 + 0,25^2 + 0,25^2) \\
&= 1 - (0,0625 + 0,0625 + 0,0625 + 0,0625) \\
&= 1 - 0,25 = 0,75.
\end{aligned}$$

Per comodità di riferimento, è d'uso normalizzare l'indice di Gini con il massimo valore di dispersione, nel nostro caso 0,75. In questo modo, l'indice normalizzato di Gini, GN , si definisce come

$$GN = G/0,75$$

che assume i valori estremi di 0 quando la concentrazione è massima e di 1 quando massima è la dispersione. La Tabella E1 riporta il valore dell'indice di Gini normalizzato per tutte le 27 votazioni dei concorsi di prima fascia del settore AGR/01 nel periodo 1999-2003. Come si vede dalla quarta colonna della Tabella E1, l'indice di Gini normalizzato assume un valore molto vicino all'unità in tutte le votazioni, confermando l'ipotesi che tali risultati indichino l'esistenza di un disegno sottostante e di un ferreo pilotaggio dei voti e dei votanti.

Tabella E1. I 27 concorsi di prima fascia nel settore AGR/01 e il loro indice di GINI

Università	Anno	Sessione	Indice di Gini normalizzato
Foggia	2004	I	0.99955
Cagliari	2002	II	0.99935
Urbino	1999	I	0.99808
Reggio Calabria	2002	IV	0.99840
Marche	2004	I	0.99799
Reggio Calabria	2002	II	0.99558
Potenza	2000	II	0.99505
Catania	1999	I	0.99475
Foggia	2000	II	0.99770
Bologna	1999	I	0.99746
Padova	1999	II	0.99386
Benevento	2003	I	0.99489
Bologna	2002	II	0.99786
Foggia	2003	III	0.99770
Padova	1999	I	0.99726
Palermo	1999	II	0.99354
Calabria	1999	I	0.99610
Reggio Calabria	2002	IV	0.99378
Bari	2002	II	0.99663
Ancona	1999	I	0.99424
Bari	2000	II	0.99600
Milano	2003	II	0.99566
Ancona	2000	III	0.98772
Milano Bicocca	2002	I	0.99368
Pisa	1999	I	0.99257
Tuscia	2001	IV	0.99026
Piacenza Cattolica	2001	II	0.98776

3. Calcolo della probabilità associata con ciascuno dei risultati delle 27 votazioni del settore AGR/01

Il terzo e più rigoroso tipo di ragionamento si fonda sul calcolo delle probabilità. Dimostreremo infatti che, concesso che “qualcuno” indichi quattro nomi da votare (come nei partiti che affrontano un’elezione), la probabilità dei risultati ottenuti per una qualsiasi delle 27 votazioni riportate in Tabella A1 è molto piccola. Inoltre, la probabilità congiunta che tali risultati si ripetano per tutte le 27 votazioni è uguale ad un valore molto vicino allo zero.

In altre parole, l’evidenza dell’esistenza di un disegno e di un ferreo pilotaggio delle votazioni non si basa sul fatto che “qualcuno” indichi i quattro nomi da votare (questo aspetto è ammesso e accettato come legittimo). Tale evidenza si fonda sul fatto che, dati i quattro nomi, la probabilità che---in assenza di un preciso ordine individuale di votare uno dei quattro nomi scelti e senza mettersi d’accordo tra di loro---gli N votanti distribuiscano i loro voti in modo quasi uniforme tra i quattro candidati è piccolissima.

Definiamo ora la prima domanda alla quale vogliamo rispondere con il calcolo delle probabilità. Per comodità di ragionamento supponiamo che i votanti siano in numero di $N = 100$ e che tutti siano eleggibili (in realtà, solo pochi non lo sono in quanto hanno fatto parte entro l’anno di commissioni della stessa fascia). Supponiamo dunque che “qualcuno” scelga 4 nomi tra i 100 individui. La probabilità che un gruppo di 4 nomi venga scelto casualmente è data dalla seguente formula:

$$\text{Probabilità di un gruppo di 4 nomi} = \frac{1}{\binom{100}{4}} = \frac{1}{\frac{100!}{4!(100-4)!}} = 0,000000255$$

dove la parentesi si legge come: “4 nomi scelti tra 100 individui” e si calcola con un metodo combinatorio che coinvolge il calcolo fattoriale. Il simbolo fattoriale $4!$ implica il prodotto di tutti i numeri successivi da 1 a 4. Ad esempio, e come illustrazione del calcolo fattoriale, $4! = 1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4 = 24$. Analogamente, $100! = 1 \cdot 2 \cdot 3 \dots 98 \cdot 99 \cdot 100 = 9,3326215444^{157}$, un numero molto grande dove 157 è detto esponente. Come si vede, la probabilità di un gruppo di 4 nomi scelti con $N = 100$ è molto piccola. Ma non è questa la domanda di interesse.

La domanda che ci riguarda può essere formulata come segue. **Dati i 4 nomi scelti, e dato che ciascuno dei 4 individui scelti voti per sè stesso, qual’ è la probabilità di ottenere dai rimanenti 96 votanti lo stesso numero di voti per i 4 nomi scelti?** Per dirla con parole un po’ differenti: dato che i membri della commissione sono stati “nominati da qualcuno” e che ciascun membro della commissione vota per sè stesso, qual’ è la probabilità che---in assenza di un preciso ordine individuale di votare uno dei quattro nomi scelti e senza mettersi d’accordo tra di loro perchè ciò è straordinariamente difficile---i rimanenti 96 votanti dividano i loro voti in modo uguale tra i 4 membri prescelti?

Tale probabilità si calcola come segue. Poniamo come x_1, x_2, x_3 , e x_4 il numero dei voti ottenuti dai 4 candidati eletti in commissione. Quindi, dati i rimanenti 96 votanti, il numero di tutte le possibili decisioni di voto esprimibili dai 96 votanti è uguale a

$$\text{Numero delle decisioni di voto possibili} = \frac{96!}{x_1!x_2!x_3!x_4!}$$

in modo tale che $x_1 + x_2 + x_3 + x_4 = 96$. Di conseguenza, risolvendo per $x_4 = 96 - x_1 - x_2 - x_3$, possiamo riscrivere il numero delle decisioni di voto possibili come

$$\text{Numero delle decisioni di voto possibili} = \sum_{x_1} \sum_{x_2} \sum_{x_3} \frac{96!}{x_1!x_2!x_3!(96-x_1-x_2-x_3)!} \quad [1]$$

I simboli di sommatoria Σ rispetto a x_1, x_2 e x_3 indicano che la somma degli addendi si fa per tutti i valori che x_1, x_2 e x_3 possono assumere. Moltiplicando e dividendo il numero delle decisioni di voto possibili per il fattore 4^{96} (4 elevato a potenza 96), avremo che

$$4^{96} \left(\sum_{x_1} \sum_{x_2} \sum_{x_3} \frac{96!}{x_1!x_2!x_3!(96-x_1-x_2-x_3)!} \frac{1}{4^{96}} \right) = 4^{96}$$

poichè il termine in parentesi è uguale ad 1.

Nel caso che i 4 eletti ottengano gli stessi voti dai 96 votanti, avremo che $96/4 = 24$ e il numero possibile delle decisioni di voto si semplifica a

$$\text{Numero delle decisioni di voto quando } (x_1 = x_2 = x_3 = x_4 = 24) = \frac{96!}{(24!)^4}$$

Quindi, la risposta alla domanda formulata in precedenza, cioè quale sia la probabilità di una divisione uniforme dei voti di 96 votanti tra i quattro candidati prescelti è uguale a

$$\text{Probabilità di una divisione uniforme dei voti} = \left[\frac{96!}{(24!)^4} \right] / 4^{96} = 0,001066 \quad [2]$$

cioè, una probabilità molto piccola.

Inoltre, la probabilità congiunta che in tutte le 27 votazioni i voti siano distribuiti uniformemente è praticamente uguale a zero, cioè qualcosa dell'ordine di 10^{-71} , un numero che contiene 70 zeri dopo lo zero e la virgola, cioè 0,(70 zeri)1.

Il calcolo della probabilità riportata sopra in [2] si basa sull'assunzione semplificatrice che i quattro membri della commissione ricevano esattamente gli stessi voti. In realtà, i risultati riportati in Tabella A1 (appendice) si scostano di poco da questa assunzione. Tuttavia, vale la pena di calcolare la probabilità esatta per ciascuna commissione usando la formula generale riportata sopra in [1]. Nella Tabella E2 si riporta la probabilità dei risultati ottenuti per ciascuna delle 27 commissioni del settore AGR/01 calcolata usando le informazioni della Tabella A1 riportata in appendice.

Come si può notare, tutte le probabilità sono molto piccole---in media dell'ordine di una possibilità su mille---e confermano che gli eventi (votazioni) già discussi non possono essere interpretati come risultati della libera scelta del nome da votare (tra i quattro indicati) da parte dei professori votanti.

Per dirla in linguaggio leggermente più tecnico, se non vi fosse stato alcun intervento di pilotaggio, ci saremmo aspettati di osservare risultati come quelli esposti nella Tabella E2---generati esclusivamente da eventi puramente casuali---soltanto una proporzione di volte uguale a 0.001 (cioè 1 volta su 1000). Siccome questa proporzione è molto piccola, e i risultati di una distribuzione quasi uniforme dei voti sono stati realmente osservati in tutte le votazioni, siamo autorizzati a sostenere che tali risultati sono il frutto del pilotaggio ipotizzato. A maggior ragione, la proporzione associata con l'evento complesso che 27 votazioni di seguito rivelino una distribuzione quasi uniforme dei voti per ragioni puramente casuali è uguale a $0,(70 \text{ zeri})^1$, cioè una proporzione praticamente uguale a zero. Pertanto, il fatto che tale evento complesso sia stato realmente osservato dimostra definitivamente la tesi dell'esistenza del pilotaggio delle votazioni.

Le conclusioni di questo ragionamento rigoroso, fondato sul calcolo delle probabilità, costituiscono una non trascurabile documentazione del fatto che i risultati delle 27 votazioni nel settore AGR/01 siano frutto di un preciso disegno e di un ferreo pilotaggio dei voti e dei votanti. Si ricorda, ancora una volta, che l'obiettivo ultimo del disegno e del pilotaggio delle votazioni consiste nella scelta di candidati eletti per commissioni "blindate" che stiano al gioco di dichiarare idonei i già predeterminati vincitori.

Tabella E2. Probabilità dei risultati delle 27 votazioni nel settore AGR/01 ,

Università	Anno	Sessione	Probabilità
Bari	2000	II	0,00006049
Foggia	2004	I	0,00013312
Ancona	2000	III	0,00029249
Potenza	2000	II	0,00035145
Tuscia	2001	IV	0,00040218
Benevento	2003	I	0,00051638
Reggio Calabria	2002	IV	0,00052643
Piacenza Cattolica	2001	II	0,00054657
Milano	2003	II	0,00055589
Reggio Calabria	2002	II	0,00058705
Milano Bicocca	2002	I	0,00067837
Bologna	2002	II	0,00080475
Pisa	1999	I	0,00082310
Marche	2004	I	0,00083864
Padova	1999	II	0,00097083
Cagliari	2002	II	0,00098079
Palermo	1999	II	0,00098532
Foggia	2003	III	0,00099144
Ancona	1999	I	0,00100203
Reggio Calabria	2002	IV	0,00101863
Bari	2002	II	0,00120245
Catania	1999	I	0,00127997
Bologna	1999	I	0,00141464
Padova	1999	I	0,00143577
Urbino	1999	I	0,00161589
Foggia	2000	II	0,00166470
Calabria	1999	I	0,00178482

Conclusione

L'evidenza matematico-statistica presentata in questo studio per tutti i 27 concorsi di prima fascia del settore AGR/01 (economia ed estimo rurale) tenutisi nell'arco di tempo 1999-2003 conferma l'ipotesi di un disegno preciso e di un ferreo pilotaggio delle votazioni al fine di dichiarare idonei dei già predeterminati candidati. Tra queste votazioni ci sono anche quelle che interessano i parenti e i fedelissimi dei numerosi membri di commissione che compaiono come commissari un numero di volte sproporzionato rispetto a quello di molti altri professori eleggibili.

Il dato matematico-statistico dimostrerebbe come il pilotaggio sia stato preordinato in modo evidente ai fini dell'abuso e per avvantaggiare nel percorso accademico persone di famiglia ed associati privilegiati e prestabiliti al fine di ottenere ingiusti vantaggi. Per questo motivo, il dato matematico-statistico e le formule/istogrammi che precedono servono a corroborare l'elemento soggettivo del dolo e dunque l'intenzionalità di chi ha manovrato tutto il sistema per avere commissioni ben orchestrate per suonare uno spartito ben preciso, senza mai che vi sia stata una nota stonata. La dimostrazione scientifica serve per indicare gli strumenti dell'abuso nella formazione delle commissioni che sono "mezzo" per giungere al "fine". Sembra quindi di poter concludere con un alto grado di fiducia, al di là di ogni ragionevole dubbio, che il pilota e il gruppo dei suoi compiacenti collaboratori nelle commissioni di valutazione comparativa del settore AGR/01 si sarebbero procurati ingiusti vantaggi e avrebbero causato danni ingiusti per un lungo periodo di tempo e su tutto il territorio della Repubblica Italiana.

Bibliografia

Piero Tosi, "*L'Università vive il Paese, Relazione sullo Stato delle Università Italiane, 2005*", CRUI, Conferenza dei Rettori delle Università Italiane, Roma, 20 Settembre 2005.

APPENDICE

Tabella A1. Risultati delle votazioni per le commissioni di valutazione comparativa nei concorsi per professore universitario di prima fascia nel settore disciplinare AGR/01, economia ed estimo rurale

	Universita'	Anno	Sessio- ne	Totale ABCD	Eletto A	Eletto B	Eletto C	Eletto D
1	Bari	2002	II	99	29	24	23	23
2	Benevento	2003	I	95	27	25	24	19
3	Bologna	2002	II	95	27	23	23	22
4	Cagliari	2002	II	95	25	24	24	22
5	Milano	2003	II	95	28	24	22	21
6	Marche	2004	I	94	26	24	23	21
7	Reggio Calabria	2002	II	94	26	25	24	19
8	Reggio Calabria	2002	IV	89	26	24	21	18
9	Reggio Calabria	2002	IV	86	23	22	22	19
10	Foggia	2003	III	84	24	20	20	20
11	Tuscia	2001	IV	83	26	21	20	16
12	Ancona	2000	III	81	24	23	20	14
13	Foggia	2004	I	80	21	20	20	19
14	Milano Bicocca	2002	I	80	24	21	18	17
15	Pisa	1999	I	69	21	18	16	14
16	Ancona	1999	II	68	20	18	16	14
17	Bari	2000	II	68	20	17	16	15
18	Piacenza Cattolica	2001	II	68	22	17	16	13
19	Bologna	1999	I	67	19	17	16	15
20	Padova	1999	II	67	19	18	17	13
21	Padova	1999	I	66	19	16	16	15
22	Palermo	1999	II	66	19	18	16	13
23	Urbino	1999	I	64	17	17	16	14
24	Catania	1999	I	61	17	16	16	12
25	Foggia	2000	II	61	17	16	14	14
26	Calabria	1999	I	55	16	14	13	12
27	Potenza	2000	II	54	15	15	13	11

Tabella A2. Frequenze dei voti ricevuti dai quattro candidati eletti

Università	Anno	Sessione	Eletto A	Eletto B	Eletto C	Eletto D
Foggia	2004	I	0.263	0.250	0.250	0.238
Cagliari	2002	II	0.263	0.253	0.253	0.232
Urbino	1999	I	0.266	0.266	0.250	0.219
Reggio Calabria	2002	IV	0.267	0.256	0.256	0.221
Marche	2004	I	0.277	0.255	0.245	0.223
Reggio Calabria	2002	II	0.277	0.266	0.255	0.202
Potenza	2000	II	0.278	0.278	0.241	0.204
Catania	1999	I	0.279	0.262	0.262	0.197
Foggia	2000	II	0.279	0.262	0.230	0.230
Bologna	1999	I	0.284	0.254	0.239	0.224
Padova	1999	II	0.284	0.269	0.254	0.194
Benevento	2003	I	0.284	0.263	0.253	0.200
Bologna	2002	II	0.284	0.242	0.242	0.232
Foggia	2003	III	0.286	0.238	0.238	0.238
Padova	1999	I	0.288	0.242	0.242	0.227
Palermo	1999	II	0.288	0.273	0.242	0.197
Calabria	1999	I	0.291	0.255	0.236	0.218
Reggio Calabria	2002	IV	0.292	0.270	0.236	0.202
Bari	2002	II	0.293	0.242	0.232	0.232
Ancona	1999	I	0.294	0.265	0.235	0.206
Bari	2000	II	0.294	0.250	0.235	0.221
Milano	2003	II	0.295	0.253	0.232	0.221
Ancona	2000	III	0.296	0.284	0.247	0.173
Milano Bicocca	2002	I	0.300	0.263	0.225	0.213
Pisa	1999	I	0.304	0.261	0.232	0.203
Tuscia	2001	IV	0.313	0.253	0.241	0.193
Piacenza Cattolica	2001	II	0.324	0.250	0.235	0.191

Inserito: 16 ottobre 2006
Materiali per una sociologia dell'università
www.dipmat.unipg.it/~mamone/univ