

ELETTORI IN MOVIMENTO NELLE COMUNALI 2011 A MILANO, TORINO E NAPOLI

di MATTEO CATALDI, VINCENZO EMANUELE e ALDO PAPARO

Le analisi presentate in questo studio sono frutto, sia nell'impostazione, sia nell'approfondimento teorico, sia nell'applicazione ai dati di un effettivo lavoro comune di interscambio fra gli autori. Per quanto riguarda la stesura finale, Aldo Paparo ha scritto la parte relativa al modello di Goodman del primo paragrafo e i paragrafi 2 e 5; Matteo Cataldi quella relativa ad HMD del primo paragrafo e il paragrafo 3; Vincenzo Emanuele ha scritto il paragrafo 4. I tre autori sono grati a Lorenzo De Sio per aver discusso con loro l'impostazione generale di questo articolo e aver fornito alcune indispensabili conoscenze tecniche.

Abstract. – In 2011 Italian local elections we observed high electoral mobility: in Milan, for example, the center-left gained his first-time victory in the Berlusconi era, while in Naples there was a significant split voting in the first round and a huge turnaround between the first and the second ballot. A general research question emerged: are the shifts in the results understandable through a left-right axis (political nature hypothesis of these elections) or were there cross-cutting mechanisms (local nature hypothesis of the elections with a strong role of personal aspects)? To answer the question we analyze the voting ecological estimates in the three biggest cities involved in 2011 elections: Milan, Naples and Turin. For every matrix we generated the estimates both applying the traditional Goodman model (for the whole city and splitting by district) and the hierarchical multinomial-dirichlet model developed by Rosen, Jiang, King and Taner. The most important result of our study is the strong political polarization of the vote in the two northern cities and a great importance of the local factors in Naples, where only a dominant role of the candidates can make sense of the detected shifts in voting behavior.

Il risultato delle elezioni comunali del 2011 ha stupito tutti e ha colto di sorpresa perfino molti degli addetti ai lavori. Quanti tra i principali istituti di sondaggio avevano previsto i sette punti di vantaggio di Pisapia sul candidato sindaco uscente già al primo turno o la sua che (complessive) del movimento elettorale per le tre città maggiori, provando a far luce attorno al modo in cui si sono definiti i contorni del successo di Pisapia, Fassino e De Magistris.

La nostra analisi intende arrivare ad una stima degli effettivi movimenti di voto intercorsi tra i partiti. Lo strumento adatto a ripercorrere le tappe del cambiamento elettorale viene individuato nell'analisi dei flussi. Tramite le cosiddette matrici di flusso è possibile stimare la quota di elettori che ciascun partito o candidato ha preso o ceduto a ciascun altro. Nell'analisi ci siamo avvalsi di due diversi modelli di stima dei coefficienti ignoti: il primo è quello classico che si deve a Leo Goodman (1953); il secondo, molto più recente, si basa su un modello gerarchico multinomiale elaborato da Rosen, Jiang, King e Taner nel 2001, a sua volta debitore dell'approccio EI (*Ecological Inference*) base proposto da Gary King per la prima volta nel 1997.

Ci siamo domandati se i movimenti di voto messi in evidenza dall'analisi dei flussi si siano allineati lungo un intellegibile asse sinistra-destra conferendo una chiara valenza politica alla consultazione, se cioè, in altre parole, si sia trattato di un voto politico influenzato da un mutamento (più o meno consistente) del clima di opinione e, in questo caso, abbiano eventualmente pesato più i flussi di voto diretti verso l'avversario o quelli verso l'astensione; oppure, in alternativa, abbiano piuttosto agito meccanismi trasversali (ipotesi della natura essenzialmente amministrativa della consultazione, caratterizzata da aspetti locali con un rilevante ruolo assunto dai candidati).

1. I modelli utilizzati

Il primo strumento che abbiamo utilizzato nelle nostre analisi per generare le matrici di flussi elettorali è il modello proposto per la prima volta da Leo Goodman nel 1953 per misurare la probabilità che una persona di colore fosse anche analfabeta e quella che lo fosse un bianco, essendo noti il numero di bianchi e di neri, di istruiti e di analfabeti della popolazione oggetto di studio (Goodman 1953). Nella sua versione estesa, applicato a due variabili non più dicotomiche, il modello di Goodman consente di stimare per ciascun gruppo della variabile X la proporzione di individui che appartiene ai diversi gruppi della variabile Y, a partire da una matrice di frequenze bivariata.

Per quanto concerne lo studio dei flussi elettorali, possiamo definire tale modello come un «sistema di equazioni di regressione lineare che assume come variabili indipendenti le percentuali di voto ai partiti nella precedente elezione, come variabili dipendenti le stesse percentuali nell'elezione attuale e come unità d'analisi le unità territoriali per cui sono disponibili i risultati elettorali» (Draghi 1987, 437). Siano k e j i comportamenti di voto dell'elezione attuale e di quella precedente, il sistema di equazioni sarà:

$$\begin{array}{rcccccc}
 Y_1 & = & b_{11}X_1 & + & b_{12}X_2 & + & b_{13}X_3 & \dots & + & b_{1j}X_j \\
 Y_2 & = & b_{21}X_1 & + & b_{22}X_2 & + & b_{23}X_3 & \dots & + & b_{2j}X_j \\
 Y_3 & = & b_{31}X_1 & + & b_{32}X_2 & + & b_{33}X_3 & \dots & + & b_{3j}X_j \\
 \dots & & & & & & & & & \\
 Y_k & = & b_{k1}X_1 & + & b_{k2}X_2 & + & b_{k3}X_3 & \dots & + & b_{kj}X_j
 \end{array}$$

$$\begin{array}{rcccccc}
 1 & = & X_1 & + & X_2 & + & X_3 & \dots & + & X_j
 \end{array}$$

in cui i diversi valori di X e Y sono noti, mentre le incognite sono i coefficienti b, che rappresentano le frazioni di elettorato dei vari partiti X dell'elezione precedente ad avere scelto i diversi Y nell'elezione più recente. La somma per colonna di questi coefficienti sarà sempre pari ad 1.

Per quanto riguarda l'unità di analisi da utilizzare, è ormai ampiamente condiviso che «le stime più precise e corrette si ottengono utilizzando dati al più basso livello di aggregazione disponibile (sezioni elettorali), mentre l'uso di unità territoriali più elevate

può portare a risultati fortemente distorti» (Draghi 1987, 440). La principale ragione di questo risiede nei vantaggi derivanti dal potere lavorare su un maggiore numero di casi, che l'utilizzo delle sezioni consente.

Perché questo sistema di equazioni sia algebricamente solubile è necessario ipotizzare che i coefficienti β siano omogenei nelle diverse unità territoriali: è il primo assunto del modello. Ovvero è necessario che vi sia omogeneità fra le diverse unità dei comportamenti (Y) dei vari gruppi (X), o che differiscano per piccole quantità, casualmente distribuite (Corbetta e Schadee 1984, 52). Con riguardo allo studio dei flussi elettorali, ciò che questo primo assunto richiede sono «movimenti di voto fra i partiti regolati da un'unica logica che si ripete in tutte le unità» (Corbetta e Parisi 1993, 62-63). D'altro canto è necessario che i diversi gruppi presentino all'interno di ciascuna unità comportamenti diversi, altrimenti la stima risulterà difficile e scarsamente interessante. È stato proprio per via di questo assunto che, all'inizio dello studio dei flussi nel nostro Paese, non si riteneva opportuno stimare matrici nazionali, ma si preferiva concentrarsi su alcune città. D'altra parte come si poteva pensare che una unica logica spiegasse i movimenti delle sezioni di tutta Italia? Per superare questo problema Natale e Biorcio hanno suggerito di analizzare separatamente diversi gruppi di sezioni, splittando il campione originario in diversi sottocampioni per zone geografiche (Biorcio e Natale 1987).

Nelle nostre analisi, ciascuna matrice è stata calcolata sia su tutte le sezioni del comune, sia splittando per circoscrizione o collegio camera, coerentemente con l'ipotesi che la massima omogeneità possa essere trovata aggregando un numero ridotto di sezioni, vicine fra loro.

Il secondo assunto del modello di Goodman prevede che la composizione rispetto alla X della popolazione nelle diverse unità vari, vale a dire che è necessaria una certa eterogeneità fra le diverse unità delle composizioni, che però siano quanto più possibile omogenee all'interno di ciascuna unità. Per comprendere questa condizione basti considerare che nel caso estremo di una sezione in cui tutti avevano votato per un partito X, il comportamento di quel gruppo sarà noto (Corbetta e Schadee 1984, 102).

Un ulteriore assunto riguarda la composizione della popolazione: ciascun caso deve appartenere ad un gruppo per ciascuna delle due variabili. Fondamentale è infatti che la popolazione considerata sia la stessa per le due variabili, $\sum_i^1 X = \sum_i^1 Y = 1$. Quando si utilizzino due elezioni non così caratterizzate, si dovrà considerare l'insieme costituito dall'unione dei due elettorati. Perché questa ipotesi del modello sia il più possibile verificata, nella nostra analisi abbiamo escluso le sezioni in cui la variazione del numero di elettori fra le due elezioni eccedeva il 15% del totale, come già suggerito insieme ad alcuni altri criteri di selezione delle sezioni per l'analisi (Corbetta e Schadee 1984, 164). Particolarmente importante è che il numero di astensionisti totali (non votanti + non validi) non sia eccessivamente alto: nelle nostre analisi abbiamo escluso le sezioni in cui eccedeva il 70% del totale del corpo elettorale. Ulteriori criticità cui bisogna prestare attenzione sono i votanti non iscritti ed eventuali casi di eliminazione o aggiunte di elettori da un'elezione all'altra.

Dal momento che il modello si basa su regressioni bisogna prestare attenzione

al problema della multicollinearità. Nel nostro caso in particolare, in quanto il fatto che i diversi X rappresentino frazioni dell'intera popolazione e che la loro somma sia pari a 1 «conduce inevitabilmente alla presenza di variabili indipendenti correlate fra loro» (Draghi 1987, 439). Per verificare che le variabili indipendenti non covarino in maniera eccessiva, è sempre opportuno controllare che la matrice di correlazione presenti valori bassi.

Abbiamo definito i presupposti per l'applicazione del modello. Passiamo ora ad analizzare i problemi che si possono verificare con i risultati dell'analisi. Bisogna considerare che le stime dei coefficienti generati potrebbero risultare inferiori a 0 o superiori ad 1: entrambi questi risultati sono inaccettabili. Si è posta quindi la questione di come risolvere questo inconveniente, tutt'altro che raro. La migliore soluzione teoricamente sarebbe quella di individuare ed inserire nel modello ulteriori variabili (Z) che sistematicamente influenzano la relazione fra X e Y, cosa che però, nella pratica, risulta altamente complessa. Per questa ragione viene comunemente utilizzata una tecnica per riportare i coefficienti a valori accettabili, sempre però ricordando che i risultati inaccettabili derivano da una carenza nei dati (impossibilità di trovare variazioni sistematiche nei comportamenti dei gruppi) o nella teoria (incapacità di trovare la variabile Z). Tale tecnica è un algoritmo, noto con la sigla RAS, che adatta iterativamente una tabella di contingenza a nuovi marginali, mantenendo le interazioni fra le categorie delle variabili. È stata per la prima volta proposta da Deming e Stephan (1940), mentre Micheli (1976) ne ha suggerito l'applicazione specifica alla correzione dei coefficienti inaccettabili del modello di Goodman.

Utilizzando l'algoritmo RAS, quindi, è possibile generare una matrice di flusso accettabile a partire da un'analisi che presentava risultati inaccettabili. Naturalmente si pone il problema di valutare se i risultati ottenuti dopo tale operazione siano accettabili o meno. Per valutare la dissomiglianza delle due matrici di flusso prima e dopo, e quindi anche il grado di inaccettabilità dell'analisi originale (ovvero quanto fuori dal *range* fossero le stime originarie) Corbetta e Schadee hanno proposto il coefficiente VR (Valore Redistribuito), calcolato a partire dalla differenza fra i coefficienti prima e dopo l'applicazione dell'algoritmo, pesati per la frazione di elettorato che rappresentano. I valori del coefficiente sono interpretabili come la percentuale di popolazione che è stata rimossa per rendere le stime dei coefficienti accettabili. Gli autori suggeriscono anche dei valori soglia del VR: se superiore a 15, certamente l'analisi va rigettata, ma qualunque valore superiore 10 dovrebbe destare un certo sospetto (Corbetta e Schadee 1984, 55-57). È anche per questo che abbiamo dovuto applicare il modello separatamente alle sezioni appartenenti a diverse zone della città per poi riaggregare le stime in una matrice cittadina: infatti nel caso del comune di Milano i valori dei VR delle analisi su tutte le sezioni risultavano superiori a 20.

In conclusione desideriamo ricordare l'ammonimento a come «risultati formalmente perfetti e pienamente coerenti contengano al loro interno scelte, decisioni, assunti e correzioni che non sono visibili e che in certi casi possono avere costruito in maniera determinante il risultato finale» (Corbetta e Schadee 1984, p. 247). Perché sia valutabile la correttezza effettiva delle analisi, è quindi opportuno riportare per cia-

scuna di esse il numero di sezioni utilizzate, il coefficiente VR ed evidenziare i valori artificialmente riportati a 0.

Il secondo modello di cui ci siamo avvalsi per l'analisi dei flussi è quello elaborato da Rosen, Jiang, King e Taner (2001). Si tratta di un complesso modello bayesiano che per semplicità, seguendo De Sio, anche noi chiameremo HMD (*Hierarchical Multinomial-Dirichlet*) (De Sio 2009). Questo modello, così come quello binomiale elaborato in precedenza dagli stessi autori e del quale rappresenta un adattamento multinomiale per matrici $R \times C$ (vedi oltre), è basato sull'approccio denominato EI (*Ecological Inference*) proposto per la prima volta da Gary King nel 1997.

Fino ad allora, per oltre quarant'anni, le tecniche utilizzate per la stima dei flussi elettorali erano state essenzialmente il metodo dei *bounds* (Duncan e Davis 1953) e soprattutto il modello di Goodman (vedi *supra*). L'intuizione di King fu quella di combinare assieme l'informazione di tipo deterministico derivante dal metodo dei *bounds* (applicato a livello di ogni singola unità ecologica) con l'approccio statistico necessario in un secondo momento per estrarre informazione dall'interno dei vincoli e procedere ad una stima dei coefficienti di transizione.

Una presentazione dettagliata del funzionamento del modello e delle procedure statistiche impiegate, va oltre lo scopo di questo lavoro. Qui ne verrà data una descrizione sintetica utile ad inquadrarne il funzionamento generale e le principali novità che introduce. Per far ciò, è inevitabile partire dalla presentazione del modello EI originariamente proposto da King.

Come detto, la fondamentale intuizione dello statistico americano fu quella di pensare il metodo dei vincoli non più applicato a livello aggregato, con il rischio di generare vincoli molto ampi e quindi con scarso contenuto informativo, ma a livello di singola sezione elettorale in modo da estrarre il massimo delle informazioni deterministiche disponibili dalla sola conoscenza dei marginali di riga e di colonna in una tabella 2×2 . Come afferma De Sio (2008, 68), «È infatti molto probabile che l'aggregazione porti all'elisione reciproca delle unità ecologiche più omogenee al loro interno e che generano vincoli molto stretti». Questa sola informazione non è certamente sufficiente a determinare automaticamente i valori di cella, tuttavia li vincola a rispettare una precisa relazione algebrica lineare. In altre parole, dato un certo vincolo, i due coefficienti di flusso non possono assumere qualunque combinazione di valori ma devono necessariamente trovarsi sulla retta di vincolo affinché siano compatibili con i marginali osservati. Le informazioni deterministiche contenute nei *bounds* esistono a priori di qualunque ipotesi statistica e il loro utilizzo fa sì che la parte statistica del modello sia molto più robusta dei metodi precedenti, compreso il modello di Goodman. Naturalmente la mole delle informazioni che può essere estratta dai vincoli varia in funzione della proporzione di consensi ottenuta da ciascun partito all'interno di ciascuna sezione. In generale è possibile affermare che «Sarà molto più ricco di informazioni un collegio elettorale che presenti numerosi "feudi" in cui ciascun partito gode di un consenso molto ampio, piuttosto che un collegio in cui in ciascuna sezione è riprodotta, senza grosse variazioni, la proporzione di consensi registrata a livello aggregato» (De Sio 2008, 74).

Per questo motivo, in particolare, i coefficienti di flusso stimati possono non solo cadere in un punto che non giace sulla retta di vincolo, ma addirittura produrre stime al di fuori dell'intervallo del *range* 0-1.

La determinazione dei vincoli permette di restringere fortemente i valori ammissibili dei due coefficienti, ma non ci consente di spingerci molto oltre. Fortunatamente, le informazioni aggiuntive di cui abbiamo bisogno sono contenute nell'osservazione delle altre rette di vincolo incluse nell'aggregato. L'idea che King sviluppa è quella di supporre che i comportamenti di voto nelle varie sezioni di una circoscrizione elettorale abbiano una qualche somiglianza tra di loro. Se supponiamo questo, possiamo allora, all'interno della retta di vincolo relativa a ciascuna sezione elettorale, non considerare più equiprobabile ciascuna combinazione dei coefficienti che vi ricada, ma assegnare a ciascun punto sulla retta una probabilità diversa in relazione alle rette di vincolo osservate nelle altre sezioni elettorali. Possiamo pertanto considerare più probabili «quelle combinazioni di coefficienti che, in ogni sezione elettorale, sono, all'interno della retta di vincolo, più vicine alle rette di vincolo delle altre sezioni» (De Sio 2008, 70). Diventa così possibile sfruttare la varianza tra le unità ecologiche e dunque la diversa pendenza delle rette di vincolo per capire dalle singole unità qualcosa sull'intero aggregato. Graficamente tutto questo è visibile combinando in un unico diagramma le rette di vincolo relative a tutte le sezioni elettorali, ottenendo quella che King definisce *tomografia* in analogia con la diagnostica medica per immagini (TAC e PET in particolare). A patto che le rette di vincolo mostrino un certo grado di convergenza, è possibile produrre affermazioni sui coefficienti compatibili con i vincoli osservati. In caso contrario, per esempio qualora le rette corrispondessero parallele, semplicemente dovremmo prendere atto del fatto che i dati osservati non presentano una varianza tale da permetterci di individuare un modello di flusso simile in tutte le sezioni.

È questo un aspetto fondamentale che differenzia questo modello da quello di Goodman, poiché l'approccio EI fornisce strumenti diagnostici in grado di dirci se sia opportuno o meno procedere alla stima dei coefficienti. Con Goodman l'unico modo per capire se i dati suggeriscono l'applicabilità delle ipotesi del modello è rappresentato dal numero dei coefficienti inaccettabili (inferiori a 0 o superiori a 1), ma niente ci dicono della eventuale presenza di coefficienti formalmente corretti ma errati dal punto di vista sostanziale (De Sio 2008, 77).

Fin qui per quanto riguarda la tomografia e l'approccio EI, col quale intendiamo semplicemente la constatazione che l'applicazione del metodo dei *bounds* a molte unità ecologiche consente di utilizzare la varianza tra di esse per risolvere l'indeterminatezza delle stime.

Per compiere il passo successivo, occorre scegliere un modello relativo alla distribuzione dei valori dei coefficienti tra le varie sezioni elettorali. La scelta di un modello comporta inevitabilmente l'assunzione di ipotesi.

Nella versione originale del modello elaborato da King si richiedono tre assunzioni, quella fondamentale è che i coefficienti si distribuiscano secondo una distribuzione normale bivariata troncata. La seconda assunzione, necessaria per la forma della funzione

di verosimiglianza, è l'assenza di autocorrelazione spaziale; l'assunzione finale è più critica e richiede l'assenza di correlazione tra il regressore e i coefficienti.

I parametri di questa distribuzione sono poi ottenuti attraverso una stima di massima verosimiglianza effettuata per mezzo di una simulazione di tipo Monte Carlo.

In un secondo contributo presentato nel 1999 da King, Rosen e Taner, il modello originale viene superato da uno gerarchico bayesiano basato sulla combinazione di due modelli specifici: uno basato su una distribuzione binomiale per la varianza tra unità ecologiche ed uno, su una distribuzione beta, per la varianza all'interno dell'unità ecologica. La stima dei parametri ignoti avviene anche in questo caso per mezzo di una simulazione di tipo Monte Carlo.

Passano ancora due anni e gli stessi autori giungono nel 2001 ad una proposta sistematica di estensione del modello gerarchico binomiale a matrici $R \times C$ (con $C > 2$ e $R \geq 2$), ovvero con un numero elevato di righe e di colonne.

Questa generalizzazione a matrici più grandi del modello bayesiano a più stadi, avviene attraverso un modello Multinomiale Dirichlet. La procedura di inferenza utilizza ancora una volta il metodo Monte Carlo (MCMC). Si tratta di un modello estremamente complesso ma dalla specificazione analitica completa a tutti i livelli della stima (Rosen *et al.*, 2001).

I coefficienti di flusso prodotti dal metodo HMD sacrificano l'uniformità delle stime tra le diverse esecuzioni delle procedure per via del fatto che si fa ricorso a simulazioni stocastiche (uniformità che è invece garantita dal metodo di Goodman). Tuttavia, il rovescio della medaglia di questo aspetto è costituito dal fatto che le simulazioni stocastiche producono un errore standard (e relativo intervallo di confidenza), che ci fornisce informazioni preziose sull'affidabilità delle stime.

2. *L'analisi dei flussi elettorali nelle elezioni di Milano*

Veniamo finalmente alle analisi svolte sui risultati elettorali nei comuni selezionati, iniziando da Milano. Dobbiamo preliminarmente precisare che per il modello di Goodman splittato abbiamo usato i collegi uninominali in uso fino alle elezioni politiche del 2001 per eleggere i deputati. La matrice fra maggioritario del primo e del secondo turno calcolata separando per municipalità genera infatti valori dell'indice VR inaccettabili in 2 unità su 9: 32,3 nel centro storico e 26,4 nella zona formata da Città Studi, Lambrate e Venezia. Mentre, separando per gli 11 collegi della Camera, i risultati sono molto più solidi: il VR rimane inaccettabile per il centro storico, ma è sensibilmente più basso per Città Studi (15,6) ed ancora di più per Lambrate (8). Il VR medio sulle 11 matrici è di 8, per cui tale analisi risulta complessivamente accettabile. È per questo che abbiamo preferito svolgere tutte le analisi per il capoluogo lombardo splittando per collegio, così da mantenere la massima comparabilità fra le diverse matrici, anche se nelle altre analisi la diversa separazione generava in entrambi casi risultati accettabili.

Inoltre conviene evidenziare che le analisi con modello di Goodman su tutte le

sezioni della città, senza separazione, generano risultati inaccettabili per i flussi da primo a secondo turno: un VR di 25 dal maggioritario, di 22 dal proporzionale. Abbiamo riportato le matrici nell'appendice, ma non citiamo alcun dato, per via della loro scarsa attendibilità.

Cominciando dalla matrice fra proporzionale e maggioritario del primo turno (v. APPENDICE, Tab. 1), che ci consente di evidenziare il comportamento degli elettori in relazione al voto disgiunto, osserviamo come i tassi di fedeltà fra le due arene siano davvero notevoli per i due candidati principali. Le stime del modello di Goodman non registrano alcuna defezione significativa, neppure prossime all'1% dei voti validi: separando le sezioni dei diversi collegi, le stime sono tutti superiori al 90% per i partiti nazionali, addirittura prossimi all'unità se ci riferiamo all'analisi unica su tutte le 1.251 sezioni del comune. HMD, invece, stima alcuni tradimenti rilevanti: un 14,5% degli elettori del PdL avrebbero scelto Pisapia; mentre quasi un quinto di chi al proporzionale aveva votato l'IdV ed anche l'8% dei voti PD avrebbero preferito la Moratti. Questi dati appaiono piuttosto contro intuitivi; mentre le stime di Goodman, concordanti fra separate e non ed anche con valori del VR particolarmente bassi (2,7 ed 1,11), sembrano preferibili.

Comunque vi sono alcune evidenze su cui i modelli concordano. Innanzitutto un vantaggio significativo, ma non straordinario a favore di Pisapia fra quanti hanno scelto solo il candidato sindaco: fra i 15 ed i 20 punti. Il sindaco uscente, comunque, si è dimostrato piuttosto capace di attrarre consensi al di fuori degli elettorati partitici a lei collegati: ha infatti ricevuto circa un terzo dei voti al solo sindaco e da questo bacino ha pescato fra il 7 e l'8% dei propri voti. Infine, guardando all'attrazione di voti dei candidati principali dagli elettori proporzionali di liste non a loro collegate, si nota la maggiore capacità di Pisapia di conquistare tali voti. Non sorprendentemente, oltre un quinto degli elettori del Movimento Cinque Stelle avrebbe votato il candidato del centrosinistra secondo Goodman, il doppio addirittura secondo HMD. Ma ciò è vero anche in riferimento all'elettorato dell'UdC e delle liste collegate a candidati minori, con l'unica eccezione della lista Nuovo Polo per Milano, i cui elettori secondo tutte le matrici hanno votato la Moratti in misura maggiore del suo rivale.

Passiamo ora alle analisi in cui la variabile dipendente è il risultato del ballottaggio, iniziando da quella calcolata a partire dai dati di lista del primo turno (v. APPENDICE, Tab. 2). Anche qui possiamo osservare dei valori significativamente alti di fedeltà: per i partiti principali sono superiori all'80% secondo entrambi i modelli. La differenza risiede nei valori leggermente inferiori per PdL e PD stimati da HMD, che si accompagnano a tassi superiori per le liste minori delle coalizioni. Secondo il modello gerarchico multinomiale un decimo dei voti del PdL si sarebbe riversato su Pisapia. I risultati delle analisi qui condotte concordano sul fatto che Pisapia abbia rimobilitato una certa porzione di astenuti del primo turno e che gli elettori dei candidati minori siano stati maggiormente attratti dallo sfidante di centrosinistra (ancora una volta con l'eccezione della lista Nuovo Polo per Milano), ma con alcune difformità. Innanzitutto rispetto alla rimobilitazione: Goodman splittato stima un 2,6% di non voto del primo turno verso Pisapia ed uno 0,5% verso la Moratti; secondo HMD, invece, il vincitore avrebbe portato a votarlo quasi il

10% degli astenuti e la *incumbent* il 6,7%. Questo ci spinge ad ipotizzare una maggiore mobilità fra primo e secondo turno: difatti sono stimati maggiori tassi verso l'astensione dal PdL (7% contro lo 0,6% di Goodman), dalle liste minori della Moratti (15% contro l'1%), ma anche dall'IdV (12% contro 4%) e Lista Bonino (10% contro 2%). Questo consente ad HMD di non stimare, contrariamente a Goodman, tradimenti diretti dalle liste minori della Moratti a Pisapia superiori al 30%. Infine, riguardo l'UdC, bisogna sottolineare come per HMD vi sia stato un sostanziale pareggio fra quanti hanno votato Pisapia (29%) e Moratti (28,5%); non così stima Goodman, secondo cui il vantaggio di Pisapia sarebbe stato di quasi 40 punti (67% contro 29%).

Guardando la matrice fra maggioritario del primo turno e del ballottaggio (v. APPENDICE, Tab. 3), osserviamo nuovamente stime maggiori per la rimobilitazione e per i flussi incrociati per HMD rispetto a Goodman (rispettivamente 11 a 7 contro 3 a 0 e 11 a 8 contro 7 a 4, tutto in favore di Pisapia). Inoltre sottolineiamo il comportamento degli elettori di Grillo: 20 punti meno nel flusso verso Pisapia fra proporzionale e maggioritario per entrambe le analisi. Ciò significa che chi ha votato Calise si è dimostrato meno propenso a votare Pisapia di chi ha votato la lista Cinque Stelle: ciò è coerente con il dato dell'alto voto disgiunto pro Pisapia, dovuto al fatto che molti di coloro che hanno votato per il Movimento Cinque Stelle già al primo turno avevano scelto il candidato del centrosinistra.

Il risultato di queste elezioni sembra dunque avere le caratteristiche di un voto politico: non ha vinto soltanto Pisapia ma, per la prima volta nella Seconda Repubblica, hanno vinto anche le liste del centrosinistra milanese; inoltre non si è osservato alcun calo dell'affluenza rispetto alle comunali 2006, risultato questo molto significativo se consideriamo che, per via del ricambio generazionale del corpo elettorale, sia stimato che un calo di due punti nell'arco di una legislatura sia fisiologico.

Per comprendere come sia stata possibile la vittoria del centrosinistra a Milano, in un'elezione caratterizzata da alta affluenza e scarsa decisività del ruolo dei candidati, guardiamo all'evoluzione dei comportamenti elettorali nel comune negli ultimi cinque anni, a partire dalla precedente consultazione amministrativa. La matrice dei flussi dalle comunali 2006 (v. APPENDICE, Tab. 4) è quella fondamentale per queste considerazioni, dal momento che effettua stime fra due elezioni omologhe che tra l'altro sono caratterizzate dallo stesso tasso di affluenza. Particolarmente interessante risulta questo confronto visto che il dato di partenza si colloca in una fase eccezionalmente favorevole al centrosinistra, che aveva da poco vinto le elezioni politiche; nonostante ciò il più basso fra i tassi di riconferma delle liste del centrosinistra è superiore al maggiore fra quelli delle liste che sostenevano la Moratti nella sua prima corsa a Palazzo Marino, secondo Goodman splittato, e questo è vero per tutti i modelli sia per il 2008 (v. APPENDICE, Tab. 5) che per il 2010 (v. APPENDICE, Tab. 6) con riferimento a PD, SEL, IdV, FdS, Sinistra Arcobaleno e PdL, Lega Nord, La Destra. Tornando al 2006, Goodman non splittato e HMD stimano la Lega sopra il 90%: bisogna però sottolineare come nelle comunali 2006 tale lista avesse raccolto meno del 4% dei voti validi, per cui un'alta fedeltà di questi leghisti di ferro non è sorprendente. Da tutte le analisi appare evidente, comunque, come il centrodestra si

sia indebolito molto più del centrosinistra. Inoltre la coalizione di governo sembra avere pagato anche il cambiamento delle alleanze, la fuoriuscita dell'UdC e la scissione di FII: i tassi da AN e UdC verso Moratti non sono mai superiori al 62% e talvolta inferiori al 50. A conferma dell'interpretabilità nell'ottica di una spazialità lungo l'asse destra-sinistra di questa consultazione possiamo leggere l'evoluzione del comportamento degli elettori dell'UdC. I 14.000 elettori che avevano votato tale lista nel 2006 nel 2011 hanno votato al ballottaggio la Moratti dal 50% in su; degli 11.000 del 2011, invece, lo ha fatto poco più di uno su quattro. Molto interessante rilevare come per tutti i modelli le fuoriuscite dal centrodestra del 2006 si concentrino in misura assai maggiore su Pisapia, piuttosto che non sull'astensione: si tratta dunque di veri e propri passaggi diretti. Questa è una ulteriore conferma che il risultato appare comprensibile alla luce delle vicende nazionali, e non di una bocciatura del sindaco uscente: il mutamento dell'offerta sicuramente, ma anche un clima di opinione particolarmente sfavorevole al governo. Infatti gli elettori della Moratti del 2006 oggi delusi non si sono astenuti, non hanno neanche votato una lista di centrodestra per poi disgiungere il proprio voto al maggioritario: addirittura al ballottaggio hanno preferito votare Pisapia piuttosto che astenersi.

Confrontando le stime generate dai diversi modelli, Goodman appare più parsimonioso: per tutte le analisi HMD stima sensibilmente inferiore il coefficiente della cella non voto su non voto, tra il 79 e l'83% con riferimento alle elezioni con stessa affluenza (2006 e le due 2011), contro il *range* 85-96 dei Goodman; questo implica una fortissima mobilità elettorale, visti anche i valori dei tradimenti stimati più alti dal modello di Rosen, Jiang, King e Taner (2001). Le analisi effettuate con Goodman registrano sempre alcuni passaggi diretti ed anche un certo ricambio fra gli astenuti, ma inferiori e più compatibili con le usuali osservazioni. Per questo sosteniamo che tale modello ha funzionato meglio nel caso milanese.

3. L'analisi dei flussi elettorali nelle elezioni di Torino

Torino è stata l'altra grande città del Nord chiamata nel 2011 a scegliere il proprio sindaco ed a rinnovare il consiglio comunale. L'esito dell'elezione non ha, rispetto alle attese, riservato grosse sorprese. Il centrosinistra con Fassino si è saldamente confermato alla guida della città dopo 10 anni di amministrazione Chiamparino. Con il 56,7% dei voti validi, l'ultimo segretario dei DS si è imposto al primo turno sul candidato del centrodestra, Coppola.

Come per Milano, anche nel caso del capoluogo piemontese sono state ricostruiti i movimenti di voto intervenuti tra le consultazioni del 2011 e quelle che si sono susseguite (con eccezione delle europee 2009) a partire dalle comunali del 2006. In altre parole abbiamo sempre posto, nella stima dei coefficienti di transizione per entrambi i modelli, i risultati delle elezioni 2011 (voto ai candidati) come variabili dipendenti ed i risultati delle elezioni precedenti di volta in volta considerate come variabili indipendenti/esplicative. Anche queste matrici di flusso sono tutte quante riportate in appendice.

La versione “splittata” della matrice di flusso ricavata con il modello di Goodman è stata ottenuta calcolando separatamente otto diverse matrici, una per ognuno dei vecchi collegi uninominali previsti dalla legge Mattarella, e successivamente riaggregate (previa ponderazione) in un’unica matrice comunale. Si è preferito questa soluzione a quella alternativa di utilizzare le circoscrizioni municipali perché, essendo i collegi in numero minore (8 anziché 10), si ottengono matrici a partire da un numero sufficientemente alto di sezioni e al tempo stesso il più possibile omogeneo. Difatti, splittando per i collegi uninominali si hanno in media circa 100 sezioni per ciascuna analisi in luogo delle 80 che si avrebbero optando per il disegno delle circoscrizioni municipali: un numero di sezioni più ampio per ogni analisi permette di stimare un numero maggiore di coefficienti e dunque matrici più grandi con più partiti.

La prima matrice di flusso presa in considerazione è quella sincronica che per uno stesso anno intende stimare i comportamenti di voto che gli elettori tengono nelle due diverse arene di competizione, quella che coinvolge i candidati sindaco e quella che interessa le liste di partito (v. APPENDICE, Tab. 7).

In generale, come si osserva da un primo sguardo alle matrici, il modello HMD (come vedremo questo aspetto rappresenta una costante per tutte le analisi condotte sul capoluogo piemontese) rileva una maggiore consistenza del voto disgiunto rispetto al modello di Goodman, in particolare rispetto alla versione non splittata.

Per entrambi i metodi di stima le scelte di voto degli elettori delle varie liste corrispondono in larga misura alle indicazioni dei rispettivi partiti. C’è, in altre parole, con le eccezioni che vedremo a breve, un fedeltà molto alta dell’elettorato partitico nei confronti dei candidati sindaco collegati alle liste votate in quota proporzionale.

Le differenze più importanti tra i due modelli riguardano la stima dei coefficienti di flusso che interessano il PD e il Movimento Cinque Stelle. In particolare, per HMD Fassino avrebbe subito una defezione importante tra gli elettori democratici che avrebbero orientato la propria scelta verso il candidato del centrodestra Coppola (5,7%) e secondariamente in direzione del candidato grillino (2%). All’opposto, per il modello di Goodman la fedeltà degli elettori democratici verso il candidato ex segretario dei DS è la più alta in assoluto: praticamente il 98% di essi ha indicato Fassino come proprio candidato sindaco. È una stima, quella fornita dal modello di Goodman, che in questo caso ci pare più affidabile perché maggiormente coerente con quelle fornite dalle altre matrici di flusso: infatti, per tutte le elezioni a partire dalle comunali precedenti e per tutt’e due le tecniche di stima, la fedeltà dell’elettorato del PD nei confronti di Fassino è stata la più alta fatta rilevare.

L’altra significativa differenza, dicevamo, concerne il Movimento Cinque Stelle, gli elettori del quale, seguendo Goodman, hanno abbandonato Bertola scegliendo Fassino in misura assai minore (il 15% circa) rispetto a quanto indica invece il modello elaborato da Rosen *et al.* (quasi un terzo).

Vogliamo adesso prestare attenzione ai movimenti che invece sono comuni alle matrici ottenute attraverso le varie tecniche. Per gli elettori del Carroccio, seppure in misura diversa, il modello HMD e la versione splittata di quello di Goodman – che in

generale riteniamo sempre più affidabile rispetto a quella “unitaria” perché viene maggiormente incontro agli assunti del modello – concordano nell’indicare un flusso di voto consistente da chi nel proporzionale ha scelto la Lega Nord al candidato del centrosinistra (7,2% per Goodman e 10,9% per HMD). Anche il candidato del Terzo Polo, Musy, ha patito in maniera consistente il voto disgiunto. Meno dell’80% degli elettori delle liste che compongono lo schieramento di centro vota Musy, verosimilmente preferendo esprimere un voto utile per uno dei due principali competitori; chi lo ha abbandonato ha preferito Fassino a Coppola (12 a 8 Goodman e 9 a 5 HMD).

Infine, nei voti espressi al solo candidato sindaco è stato ancora una volta l’ex segretario della Quercia a prevalere nettamente sul rivale. Oltre la metà di chi ha espresso solo un voto maggioritario ha scelto Fassino, un terzo circa quelli che hanno votato Coppola.

Partendo da più lontano, la seconda matrice che viene presentata è quella che stima i movimenti di voto rispetto alla elezione omologa (v. APPENDICE, Tab. 8). A cinque anni di distanza dalla netta affermazione di Chiamparino l’affluenza è cresciuta lievemente in termini relativi (+2 punti percentuali circa), complice il contemporaneo calo degli iscritti, mentre in cifra assoluta ha fatto segnare un andamento altrettanto lieve ma in direzione contraria (- 6.000 voti circa). Fassino, secondo le stime ottenute con il modello di Goodman è stato più bravo del rivale a rimobilizzare una parte più consistente di elettori astenutisi nel 2006 (3,4 contro 1,7).

Anche stavolta è il modello HMD a fornire una stima più alta dei movimenti complessivi di voto. Siamo di fronte in questo caso a stime dei coefficienti di transizione anche distanti tra i due principali modelli, tuttavia, vorremmo far notare che entrambi tracciano linee di tendenza condivise. Anzitutto quelle messe in evidenza dagli elettori della Lega del 2006, una buona fetta dei quali sembra aver preferito Fassino al candidato del PdL e fondatore di Forza Italia Giovani. Addirittura in modo significativamente maggiore di chi, fra questi, decide di astenersi. Occorre però precisare che, dato il livello molto basso di voti che il partito di Bossi raccoglieva in quell’anno (2,5%) le stime per entrambi i modelli potrebbero produrre coefficienti non affidabili o essere affette da un significativo errore.

Più in generale si può dire che le stime relative ai candidati o ai partiti con più voti sono in linea di massima più affidabili rispetto a quelle su candidati o partiti minori.

In secondo luogo, sia per Goodman che per il modello gerarchico-multinomiale poco più di un terzo degli elettori Alleanza Nazionale, coerentemente con la fuoriuscita di Fini dal PdL e la nascita di Futuro e Libertà, ha indirizzato la propria scelta verso il candidato del Terzo Polo o addirittura in direzione di Fassino (per Goodman i votanti di AN che sono tornati a votare si sono divisi equamente tra Fassino e gli altri candidati, per HMD la maggior parte di essi ha votato Fassino).

Sull’altro versante dello schieramento politico, ben oltre la metà di coloro che avevano votato per uno dei partiti che oggi costituiscono la Federazione della sinistra (Rifondazione comunista e Comunisti Italiani) ha scelto Fassino anziché Bossuto, mentre un’altra buona fetta (tra il 12% ed il 14% a seconda delle matrici) non è tornata alle urne.

I movimenti di voto che gli elettori dei partiti di centrodestra hanno compiuto in

direzione del candidato del centrosinistra sono stati più consistenti di quelli che si sono mossi in direzione contraria. È un dato importante perché ci dice che il centrosinistra è riuscito a far meglio del 2006, un anno in cui la congiuntura politica si rivelò per questo schieramento particolarmente favorevole.

Infine si noti che chi votava il partito di Casini nel 2006 nel 2011 è stato fortemente attratto dal candidato del centrodestra se si osserva la matrice prodotta con il metodo Goodman: sono addirittura più del doppio gli elettori che avrebbero scelto Coppola anziché Musy.

Le ultime due matrici di flusso mostrano i comportamenti di voto degli elettori delle politiche del 2008 (v. APPENDICE, Tab. 9) e delle regionali del 2010 (v. APPENDICE, Tab. 10) in occasione delle ultime elezioni comunali. Per quanto riguarda il 2008 tutti e due i modelli indicano gli elettori del partito di Bersani come i più fedeli alla propria coalizione: 81% o 87% a seconda di quale modello si vuole seguire. Un dato molto interessante è quello del PdL. Meno della metà dei suoi voti del 2008 sono confluiti su Coppola, circa un terzo si sono persi nell'astensione e un altro quinto si è diviso in misura quasi uguale tra Fassino e gli altri candidati minori. Un dato rafforzato dal fatto che le tecniche di stima forniscono flussi sostanzialmente identici.

Per la Lega Nord la dinamica è grosso modo la stessa, almeno secondo il modello di Goodman, per il quale non più del 60% degli elettori leghisti del 2008 ha votato per Coppola e, dato politicamente rilevante, il 15% ha preferito Fassino.

Tra il 2010 e le amministrative di quest'anno Coppola ha perso circa 50.000 voti rispetto a quelli ottenuti da Cota, nonostante sia cresciuto il numero di votanti (+15.000). In questo caso i due modelli forniscono per i principali partiti del centrodestra stime piuttosto dissonanti. Per il modello di Goodman, fra 2010 e 2011 non si è arrestata l'emorragia di voti del PdL, sia verso l'astensione che verso i candidati minori, ma c'è anche una quota notevole, attorno al 5%, che nel 2011 ha votato Fassino. Per la Lega Nord, sempre seguendo Goodman, la dinamica è piuttosto simile: tra chi aveva votato Lega nel 2010, un elettore su quattro avrebbe deciso di non votare Coppola, addirittura uno ogni 10 avrebbe votato direttamente per Fassino. Infine anche per i flussi dalle regionali del 2010 l'elettorato del PD si è confermato il più fedele al proprio candidato sindaco per entrambi i modelli.

Relativamente all'UDC i due modelli concordano nell'indicare come a partire dal 2006, al proprio elettorato originale politicamente connotato a centro-destra, in coincidenza con il mutamento delle strategie di alleanza messe in atto dalla leadership, pare progressivamente essersene sostituito uno politicamente meno caratterizzato da questa connotazione ma più trasversale se non proprio rivolto allo schieramento opposto. Nel 2006 l'UdC (alleata con il centrodestra) è stata scelta da circa 19.000 elettori i quali si sono mostrati più propensi a votare per Coppola (55,5%) che per Fassino (7,8%). Nel 2008 quando si era già consumata la rottura con Berlusconi e l'UdC correva da sola, di voti ne ha ottenuti 23.000 all'interno dei quali è sceso il vantaggio del candidato di centrodestra (il 32% avrebbe scelto Coppola per il modello di Goodman contro il 27% che avrebbe optato per Fassino; per HMD i due candidati non erano così vicini, 29% su Coppola, 13% su Fassino).

Nel 2010 l'UdC, alleata questa volta con il centrosinistra, ha conquistato 11.000 voti e fra questi sono stati gli elettori che hanno scelto Fassino a prevalere nettamente. Infine alle amministrative del 2011 il partito di Casini è tornato a costituire un'alternativa ai due principali schieramenti, ma tra chi ha abbandonato il candidato del Terzo Polo Musy, sono stati gli elettori filo-Fassino a prevalere.

4. *L'analisi dei flussi elettorali nelle elezioni di Napoli*

La vittoria di De Magistris al ballottaggio a Napoli con oltre il 65% dei voti è stato certamente il dato che sarà ricordato più a lungo e sul quale si è concentrata l'enfasi nelle settimane successive alle elezioni. Per vedere come si è giunti ad una conclusione così negativa per il centrodestra occorre ripartire dal primo turno. Lettieri, sostenuto da PdL e da altre 10 liste, aveva raccolto quasi 180.000 voti, pari al 38,5% del totale maggioritario. Certo, era stato penalizzato da un cattivo rendimento coalizionale, dal momento che le sue liste al proporzionale si erano attestate oltre il 43%. Bisogna però sottolineare come nelle regioni meridionali questo fenomeno abbia colpito sistematicamente i candidati sindaco espressione del centrodestra, con una perdita media di quasi 5 punti percentuali fra le due arene. In questo contesto la performance di Lettieri non è risultata affatto fra le peggiori, considerato che ha mantenuto i propri voti proporzionali mentre, ad esempio, i candidati pidellini di Latina, Salerno e Reggio Calabria hanno tutti e tre preso meno voti al maggioritario che al proporzionale in valori assoluti, smarrendo in totale 17.000 fra i voti delle liste che li sostenevano (con un rendimento coalizionale pari al -8% per tutti e tre).

A conferma della buona *performance* al primo turno di Lettieri possiamo leggere le analisi dei flussi fra proporzionale e maggioritario del primo turno (v. APPENDICE, Tab. 11), che consentono di evidenziare il voto disgiunto. Tutte le analisi concordano sul fatto che non vi sia alcun flusso significativo in uscita né dal PdL, né dalle liste minori del centrodestra. I tassi di riconferma sono stati infatti piuttosto alti, superiori al 90%, per il PdL (92, 93 e 96 rispettivamente, se consideriamo HMD, Goodman split e Goodman non splittato) e solo leggermente inferiori per il gruppo delle altre (87, 89, 95). Secondo il modello gerarchico multinomiale addirittura Lettieri sarebbe stato premiato più di De Magistris dalle defezioni in uscita da tutti i gruppi, con l'unica eccezione di chi aveva votato SEL.

Certo l'incapacità di andare oltre i voti delle proprie liste, confermata dallo scarso *appeal* fra gli elettori solo maggioritari (tassi inferiori al 10% per HMD e Goodman non splittato, al 20% per Goodman split), da cui provengono quote minime dei propri voti (3, 3, 6), poteva suonare per Lettieri come un campanello d'allarme in vista del voto del secondo turno, in cui i giochi per il Consiglio comunale sono in larga misura fatti, ma nessuno poteva prevedere il crollo che si è in effetti verificato: dai quasi 180.000 voti del primo turno è sceso a 140.000.

La matrice da proporzionale a ballottaggio (v. APPENDICE, Tab. 12) mette in evidenza tassi di riconferma davvero bassi, specialmente per le liste minori del centrodestra,

raggruppate nell'analisi come "altre Lettieri" (38; 42; 47); mentre per quanto attiene al partito di maggioranza relativa della coalizione, le stime sono poco superiori al 60% per i due Goodman, al 78,6 per HMD. Il modello di Rosen, Jiang, King e Taner stima inoltre che ci sia stata una rimobilitazione verso Lettieri fra coloro che non avevano votato al primo turno poco superiore al 3% ed un passaggio dal Terzo Polo al candidato PdL leggermente maggiore rispetto ai due Goodman (39 contro 33-34), ma rispetto a questi ultimi HMD stima sensibilmente inferiori i tassi da "solo sindaco" (2 contro 17 e 22) e soprattutto quelli da PD, SEL e liste di De Magistris (2; 1,5; 0,2 contro 7,7 e 5 dello split)

Guardando la matrice fra maggioritario del primo e del secondo turno (v. APPENDICE, Tab. 13), si riscontra come quasi la metà di quanti avevano votato Lettieri al primo turno non ha riconfermato tale preferenza al secondo turno: infatti i tassi stimati sono 58, 55, 56. Tutte le analisi concordemente stimano il tasso di astenuti al secondo turno di chi al primo turno aveva votato Lettieri superiore al massimo registrato fra tutti gli altri elettorati del primo turno, che tra l'altro non avevano il proprio candidato al ballottaggio. Secondo HMD addirittura tale flusso è pari al 36%, il doppio del massimo degli altri. Questo conferma come molti elettori napoletani del centrodestra siano stati più interessati al consiglio che non al sindaco.

Passiamo ora a De Magistris, cominciando dal capire come abbia conquistato il ballottaggio nonostante la sua coalizione al proporzionale sia giunta terza (ricordiamo che al maggioritario ha ricevuto 128.000 preferenze contro i 68.000 voti proporzionali delle liste che lo sostenevano). Innanzitutto osserviamo (v. APPENDICE, Tab. 11) come l'ex PM ha ottenuto, secondo le diverse analisi, tassi di fedeltà dalle proprie liste straordinariamente vicini al 100% (99, 97, 100): questo certifica come non abbia subito alcun voto disgiunto. I due modelli non concordano, invece, riguardo la provenienza dei numerosi voti che il futuro sindaco ha raccolto oltre quelli delle proprie liste: infatti HMD stima che un terzo dei voti all'ex pm provenga da chi ha scelto solo il candidato sindaco, con un tasso verso De Magistris di oltre venti punti superiore a quello del Goodman splittato (l'83,5% contro il 62,7%). Quest'ultima analisi stima più numerose le fuoriuscite dagli elettorati proporzionali di PD (13%, pari quasi all'8% dei voti maggioritari di De Magistris, contro il 6% di HMD), SEL (33,5%, pari al 4,3% dei voti per il candidato dell'IdV, contro il 20% di HMD) ed anche liste del Terzo Polo (9,2% che vale il 3,4, a fronte del 4% stimato da HMD).

La performance come candidato di De Magistris al ballottaggio è stata davvero straordinaria. Con oltre 264.000 voti ha più che raddoppiato i consensi del primo turno: inevitabilmente, dunque, oltre la metà dei suoi voti al ballottaggio non è venuta dai suoi voti del primo turno; addirittura meno di un quarto dai voti delle liste a lui collegate. Vediamo quindi da dove proviene questa valanga di voti (v. APPENDICE, Tab.12): bisogna evidenziare come De Magistris sia stato capace di attrarre consensi da tutti, compreso Lettieri (6% per HMD, tra il 22% e il 25% per i due Goodman, per cui ne avrebbe ricavato oltre il 15% dei propri consensi). HMD stima invece che un'ulteriore componente del successo personale di De Magistris sia risieduta nella sua capacità di portare alle urne una quota significativa di astenuti del primo turno: il 5% che hanno contribuito per

oltre il 7% sul totale dei suoi voti del ballottaggio. Fra i voti di Morcone, più di 4 su 5 si sono riversati su di lui (81; 80,5; 82); contribuendo per oltre un quarto al totale dei voti maggioritari del sindaco eletto. Le stime concordano anche per quanto attiene l'elettorato di Pasquino: poco più dei due quinti ha scelto De Magistris al ballottaggio (41, 45, 42), portando poco più del 7% dei voti totali. Anche riguardo agli elettori dei candidati minori le analisi concordano, stimando che i tre quarti hanno scelto il vincitore al ballottaggio. Questi è riuscito a riportare alle urne tutti i votanti al solo sindaco, che lo hanno preferito con tassi ancora superiori al primo turno (97 e 83): da qui proviene fra il 16% ed il 20% dei suoi voti del ballottaggio. Interessante come secondo tutte le analisi tale gruppo si sia astenuto fra lo 0 e l'1%, risultando sempre il valore minimo.

Per quanto riguarda il Terzo Polo, interessante rilevare come (v. APPENDICE, Tab. 13) HMD stimi che l'elettorato maggioritario di Pasquino al secondo turno si sia diviso 51 a 41 a favore di Lettieri, mentre invece Goodman splittato vede lo stesso distacco ma a vantaggio di De Magistris (45 a 36, con una maggiore astensione, 19 a 8). Se invece osserviamo le stime dal proporzionale (v. APPENDICE, Tab. 12), notiamo come, mentre Goodman varia poco (47 a 33), il modello HMD capovolga la situazione, con il flusso verso De Magistris al 52, contro il 39 del rivale. Ci aspetteremmo quindi un maggiore voto disgiunto verso il primo rispetto al secondo, osservando le stime sul primo turno, quale conferma della maggiore propensione media dell'elettorato proporzionale del Terzo Polo a scegliere De Magistris su Lettieri, rispetto a quello maggioritario di Pasquino: ma così non è. Infatti i flussi stimati sono 10,2% per Lettieri contro il 4,3% di De Magistris (v. APPENDICE, Tab. 11). Inoltre sono stati meno del 4% i voti "solo sindaco" per Pasquino sul totale di quest'ultimo, per cui non può bastare a spiegare questo ribaltamento. Per comprendere questo dato occorre ipotizzare che il 3,5% degli elettori PdL che avevano votato disgiunto verso Pasquino abbiano in massa scelto De Magistis al ballottaggio: ma anche il flusso da PdL è stimato inferiore da HMD. Questo dato è l'unica incongruenza fra tutte le analisi con il modello gerarchico multinomiale nel caso napoletano.

L'analisi effettuata con il modello di Goodman separando per municipalità stima che il massimo dei tassi di fedeltà fra proporzionale 2006 e ballottaggio 2011 del centrodestra (FI con 48%) sia inferiore al minimo fra DS, Margherita, IdV e FdS (v. APPENDICE, Tab. 12). L'analisi unica abbassa il coefficiente della Margherita, ma comunque il maggiore restringimento della coalizione di centrodestra è evidente. Tutte le analisi registrano un forte flusso da AN (che nel 2006 valeva l'8,8% a Napoli) a De Magistris, stimato fra il 23% e il 34%.

Bisogna comunque sottolineare come anche da quest'analisi emergano elementi significativi a sostegno dell'ipotesi di un voto caratterizzato da aspetti e dinamiche locali, piuttosto che politiche e nazionali. Tutte le analisi hanno evidenziato defezioni significative anche nel campo del centrosinistra, coerentemente col fatto che esprimeva l'amministrazione uscente, non certo popolare alla fine del mandato. I più alti sono quelli della Margherita, che cede oltre il 30% all'astensione e fra il 14 e il 18% direttamente a Lettieri. Ma anche gli elettori dei DS hanno disertato in maniera significativa (attorno al 15%), senza dimenticare un 6-7% di conversioni su Lettieri.

Molto interessante è l'evoluzione dell'UdC, che è la stessa nelle tre analisi, seppure con valori diversi. L'elettorato del partito di Casini del 2006 si è dimostrato più vicino a Lettieri, quello delle politiche 2008 è risultato più centrale sull'asse destra-sinistra (v. APPENDICE, Tabb. 14 e 15), mentre i voti del 2011 sono confluiti maggiormente su De Magistris, con un margine sempre superiore ai 10 punti percentuali sul rivale.

Riassumendo, il voto napoletano è stato caratterizzato da alcuni elementi che non ne consentono l'interpretazione quale voto politico. Innanzitutto l'andamento della partecipazione, scesa di oltre 6 punti rispetto alle precedenti consultazioni locali e poi di altri 10 fra primo e secondo turno, superando di poco il 50% degli aventi diritto. E poi il fortissimo ruolo dei candidati, non solo alla carica di primo cittadino, ma anche a quella di consigliere: l'altissimo ricorso al voto per il solo candidato alla carica di sindaco (oltre il 12% dei votanti, il massimo nei nostri tre casi, in controtendenza con le osservazioni consuete di tale indice fra Nord e Sud); il forte *appeal* personale di De Magistris; tassi di fedeltà straordinariamente bassi per gli elettori dei partiti minori del centrodestra, evidentemente interessati quasi esclusivamente all'elezione di un consigliere.

In conclusione vogliamo sottolineare come le analisi svolte con il modello HMD appaiano più robuste, soprattutto perché più parsimoniose: infatti i coefficienti stimati fuori dalla diagonale di fedeltà sono inferiori. Secondo Goodman non solo il 22% degli elettori maggioritari di Lettieri avrebbe scelto il rivale al secondo turno, ma anche il 9% di quelli di De Magistris del primo turno sarebbe passato direttamente al candidato di centrodestra (v. APPENDICE, Tab. 13); valori simili si registrano anche per gli elettori proporzionali dell'ex pm (7%, v. APPENDICE, Tab. 12). Sapendo delle difficoltà del modello in casi di affluenza bassa, appaiono ancor più preferibili le stime di HMD, secondo le quali sono nulli i passaggi diretti dai bacini proporzionale e maggioritario di De Magistris e radicalmente inferiori quelli da Lettieri.

5. *Ipotesi esplicative*

In questo lavoro abbiamo ripercorso i comportamenti elettorali negli ultimi cinque anni per i tre comuni più grandi al voto alle amministrative del 2011. L'obiettivo era quello di capire se la tornata elettorale 2011 è stato un test politico nazionale per i partiti di governo ed opposizione o se invece il voto è stato caratterizzato da aspetti locali e dal ruolo dei candidati.

Dobbiamo pervenire ad una conclusione diversa per i capoluoghi settentrionali rispetto a quello campano. A Torino e Milano possiamo parlare di una natura politica del voto. Vediamo i tratti comuni ai due casi che ci portano a sostenere questa ipotesi. Innanzitutto l'alta partecipazione, come ci aspettiamo in un voto "politico": il tasso di affluenza in entrambi i casi cresce, seppur debolmente, rispetto alle comunali 2006; in controtendenza con la costante diminuzione osservata a partire dai primi anni Ottanta.

Una particolare attenzione merita il ruolo svolto dai candidati, che nei capoluoghi settentrionali appare piuttosto modesto; a dimostrazione che sarebbe troppo sbrigati-

vo ritenere le sconfitte del centrodestra attribuibili ad una debolezza dei candidati, ipotesi che nel caso milanese è stata avanzata per giustificare l'inatteso insuccesso. A conferma di questo si veda lo scarso ricorso al voto disgiunto, con valori particolarmente bassi a danno dai candidati principali e la contenuta preferibilità dei candidati del centrosinistra presso gli elettori solo maggioritari. Per quanto riguarda il ballottaggio di Milano, infine, possiamo rilevare gli alti tassi di riconferma del candidato.

A ben vedere è facile leggere alla luce delle vicende politiche nazionali i bassi tassi di fedeltà da UdC e AN e più generale interpretare secondo una logica destra-sinistra i movimenti di voto osservati. In effetti il centrodestra sembra avere pagato un clima di opinione negativo: infatti in tutti e tre i casi analizzati, guardando le analisi dal 2006 ad oggi, entrambi i poli si dimostrano in calo, ma il dimagrimento relativo per la coalizione di governo è sempre superiore rispetto a quella rivale. Questo significa che il centrodestra si trova oggi in una fase ancora peggiore rispetto alla luna di miele del Prodi II. Inoltre bisogna sottolineare come fra le defezioni degli elettori di centrodestra siano maggiori quelle dirette verso il candidato rivale rispetto a quelle verso l'astensione.

A Napoli però l'evoluzione dell'offerta elettorale ed il clima di opinione non bastano a dare conto della mobilità osservata. Troppe analisi concordemente ci indicano la necessità di ipotizzare che nel determinare le scelte di voto degli elettori un forte ruolo sia stato giocato dai candidati, secondo quella che possiamo definire una doppia personalizzazione: da un lato in riferimento ai candidati sindaco, soprattutto De Magistris, dall'altro quella relativa ai candidati alla carica di consigliere. Ciò appare evidente considerando il comportamento di quanti hanno scelto solo il sindaco: il vantaggio di De Magistris fra questi elettori è già molto pesante al primo turno, diventa addirittura schiacciante al secondo. Bisogna inoltre sottolineare come il gruppo degli elettori solo maggioritari sia più grande rispetto a Torino e Milano, mentre sappiamo che generalmente al Sud si ricorre meno a tale scelta di voto.

Il forte ricorso al voto disgiunto al primo turno da parte degli elettori, soprattutto a favore di De Magistris ma anche verso Lettieri, è una ulteriore conferma dell'importanza rivestita in questa elezione dei candidati alla carica di primo cittadino.

Veniamo ora al ruolo dei candidati di lista: ci appare evidente che questi siano stati molto importanti nel mobilitare una fetta consistente dell'elettorato di Lettieri al primo turno, per poi non spendersi al ballottaggio. Ipotizzare ciò è l'unico modo per potere comprendere come fra tutti gli elettorati maggioritari del primo turno il più alto tasso verso l'astensione al ballottaggio sia inequivocabilmente quello di chi aveva votato Lettieri, nonostante tale gruppo potesse votare per il proprio candidato.

Infine, a riprova della natura locale e non politica della consultazione partenopea, possiamo citare il tasso di partecipazione, che per il primo turno risulta in forte calo rispetto al 2006 ed al ballottaggio crolla, superando di poco la metà degli aventi diritto.

Desideriamo concludere questo studio con alcune considerazioni circa il rendimento dei modelli utilizzati, che curiosamente accomunano Milano e Torino, differenziando Napoli, parallelamente a quanto avviene con le nostre conclusioni circa la natura del voto comunale. Nei capoluoghi del Nord il modello di Goodman stima

sistematicamente inferiore la mobilità, con valori superiori sulla diagonale di fedeltà elettorale, pur consentendo di osservare gli stessi movimenti rilevanti, seppure di intensità ridotta rispetto al modello HMD: per questo ci pare prudente preferire tali analisi. Al contrario, invece, a Napoli il modello gerarchico multinomiale appare generalmente avere funzionato meglio. Infatti le stime di Goodman sono non solo meno parsimoniose di quelle del modello di Rosen, ma talvolta contro intuitive e davvero poco comprensibili: d'altronde ciò è coerente con le difficoltà cui tale modello va incontro nei casi di non voto troppo alto.

Riferimenti bibliografici

- Biorcio, R. e Natale, P. (1987), «Mobilità e fedeltà elettorale negli anni Ottanta. Un'analisi comparata su dati aggregati e di *survey*», in *Quaderni dell'Osservatorio elettorale*, 18, pp. 43-88.
- Corbetta, P.G. e Parisi, A. (1993), *Sull'applicabilità dei metodi di stima dei flussi elettorali a livello nazionale*, in R. Mannheim (a cura di), *Quale mobilità elettorale? Tendenze e modelli. La discussione metodologica sui flussi elettorali*, Milano, Franco Angeli, pp. 59-77.
- Corbetta, P.G., Parisi, A. e Schadee, H.M.A. (1988), *Elezioni in Italia: struttura e tipologia delle consultazioni politiche*, Bologna, Il Mulino.
- Corbetta, P.G. e Schadee, H.M.A. (1984), *Metodi e modelli di analisi dei dati elettorali*, Bologna, Il Mulino.
- D'Alimonte, R. e De Sio, L. (2010), *Il voto. Perché ha rivinto il centrodestra*, in R. D'Alimonte e A. Chiaramonte (a cura di), *Proporzionale se vi pare*, Bologna, Il Mulino, pp.75-105.
- De Sio, L. (2008), *Elettori in movimento. Nuove tecniche di inferenze ecologica per lo studio dei flussi elettorali*, Firenze, Edizioni Polistampa.
- (2009), «Oltre il modello di Goodman. La stima dei flussi elettorali in base a dati aggregati», in *Polena*, 1, pp. 9-35.
- Draghi, S. (1987), «L'analisi dei flussi elettorali tra metodo scientifico e dibattito politico», in *Rivista Italiana di Scienza Politica*, 17, pp. 433-455.
- Goodman, L. A. (1953), «Ecological regression and behavior of individual», in *American Sociological Review*, 18, pp. 663-664.
- King, G. (1997), *A solution to the ecological inference problem: reconstructing individual behaviour from aggregate data*, Princeton, NJ, Princeton University Press.
- King, G., Rosen, O. e Taner, M. (1999), «Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference», in *Sociological Methods Research*, 1, pp. 61-91.
- Mannheimer, R. (a cura di) (1993), *Quale mobilità elettorale? Tendenze e modelli. La discussione metodologica sui flussi elettorali*, Milano, Franco Angeli.
- Micheli, G. (1976), «Il comportamento individuale nell'analisi sociologica del dato aggregato», in *Il giornale degli economisti ed annali di economia*, XXV, pp. 429-448.
- Rosen, O., Jiang, W., King, G. e Taner, M. (2001), «Bayesian and Frequentist Inference for Ecological Inference: the RxC case», in *Statistica Neerlandica*, 2, pp. 134-156.

APPENDICE

Tab. 1 - Milano: matrici di flusso per il primo turno 2011, da proporzionale a maggioritario, destinazioni e provenienze.

hmd																	
(mean	pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano	milly	pdl	lega	milano al	minori	nuovo polo	liste	solo		
sd=0,068)	87,7	67,3	97,8	68,8	89,8	89,0	59,7	86,0	14,3	3,3	1,1	3,8	27,1	14,7	43,1	32,7	50,4
pisapia	8,1	19,1	0,5	17,1	4,3	3,9	31,3	4,7	79,1	92,8	94,9	88,4	16,4	22,1	10,1	28,0	36,2
moratti	4,2	13,7	1,7	14,1	5,9	7,1	9,0	9,3	6,5	3,9	4,0	7,8	56,4	63,1	46,8	39,2	13,3
altri	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split																	
(vr=2,7)	pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano	milly	pdl	lega	milano al	minori	nuovo polo	liste	solo		
pisapia	97,8	91,7	98,6	89,1	98,5	92,0	94,1	83,2	1,4	1,3	1,6	6,6	9,2	23,3	16,0	52,4	
moratti	1,4	2,7	0,5	7,0	0,7	1,5	2,6	6,1	96,6	93,8	90,4	88,3	7,9	5,6	5,4	11,6	31,2
altri	0,8	5,6	0,9	3,9	0,8	6,6	3,3	10,7	2,1	4,9	8,0	5,1	82,9	89,7	71,3	72,4	16,4
100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman																	
(vr=1,11)	pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano	milly	pdl	lega	milano al	minori	nuovo polo	liste	solo		
pisapia	99,7	98,8	100,0	98,5	100,0	96,7	98,2	95,8	0,0	0,0	0,0	0,3	3,3	0,0	20,4	13,6	49,7
moratti	0,0	0,0	0,0	0,6	0,0	0,0	0,0	3,0	98,0	96,1	94,8	97,1	6,4	0,9	1,6	5,7	33,4
altri	0,3	1,2	0,0	0,9	0,0	3,3	1,8	3,2	2,0	3,9	5,2	2,6	90,2	99,1	78,0	80,6	17,0
100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
hmd																	
(mean	pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano	milly	pdl	lega	milano al	minori	nuovo polo	liste	solo		
sd=0,068)	47,6	3,2	8,7	2,2	5,3	2,3	4,4	2,2	7,8	0,6	0,1	0,2	1,4	0,9	9,9	100	
pisapia	5,0	1,1	0,0	0,6	0,3	0,1	2,6	0,1	49,3	19,4	5,0	4,7	1,0	0,9	0,7	0,9	8,2
moratti	10,5	3,0	0,7	2,1	1,6	0,9	3,0	1,1	16,4	3,3	0,9	1,7	13,3	10,5	14,1	4,9	12,1
altri	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split																	
(vr=2,7)	pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano	milly	pdl	lega	milano al	minori	nuovo polo	liste	solo		
pisapia	52,9	4,4	8,8	2,9	5,8	2,4	6,9	2,1	0,7	0,2	0,1	0,3	0,3	0,2	1,5	0,4	10,1
moratti	0,9	0,1	0,0	0,3	0,0	0,0	0,2	0,2	60,6	19,7	4,8	4,7	0,3	0,3	0,4	0,4	6,9
altri	2,0	1,2	0,4	0,6	0,2	0,8	1,1	1,3	5,3	4,1	1,7	1,1	13,8	21,2	21,5	9,1	14,6
100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman																	
(vr=1,11)	pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano	milly	pdl	lega	milano al	minori	nuovo polo	liste	solo		
pisapia	54,0	4,7	8,9	3,2	5,9	2,5	7,2	2,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	1,3	0,4	9,5
moratti	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	61,4	20,2	5,0	5,2	0,3	0,1	0,1	0,2	7,4
altri	0,8	0,3	0,0	0,1	0,0	0,4	0,6	0,4	5,2	3,3	1,1	0,6	15,1	23,4	23,5	10,2	15,1
100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Tab. 2 - Milano: matrici di flusso da proporzionale 2011 a ballottaggio, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,054)		pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano civica	milly moratti	pd	lega nord	milano al centro	minori moratti	udc	5 stelle	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia		93,0	85,7	96,2	83,6	90,8	81,5	93,1	66,5	9,8	5,8	6,6	5,1	29,1	89,9	41,1	35,6	9,9
moratti		3,1	2,6	0,9	6,1	1,6	6,6	1,8	17,5	83,0	88,9	83,2	79,4	28,5	3,3	20,1	54,7	6,7
non voto		3,9	11,7	2,9	10,3	7,6	11,9	5,0	16,0	7,1	5,3	10,1	15,5	42,4	6,8	38,8	9,7	83,4
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split (vr=7,48)		pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano civica	milly moratti	pd	lega nord	milano al centro	minori moratti	udc	5 stelle	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia		96,9	84,6	96,0	74,5	96,0	64,7	88,0	46,2	4,3	9,6	39,1	32,3	66,7	81,5	44,7	58,3	2,6
moratti		3,0	11,6	2,2	23,5	3,8	18,9	11,9	26,0	95,1	89,0	60,9	66,7	28,9	15,1	46,8	41,2	0,5
non voto		0,1	3,8	1,8	1,9	0,2	16,4	0,1	27,8	0,6	1,4	0,0	1,0	4,4	2,9	8,5	0,5	97,0
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman (vr=22,5)		pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano civica	milly moratti	pd	lega nord	milano al centro	minori moratti	udc	5 stelle	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia		82,9	88,0	68,7	0,0	86,1	38,4	100,0	0,0	0,0	0,0	60,4	60,9	0,0	94,8	0,0	67,1	18,0
moratti		8,3	0,0	24,9	0,0	13,9	21,2	0,0	0,0	99,9	89,5	39,6	39,1	0,0	3,6	0,0	100,0	1,0
non voto		8,8	12,0	6,4	100,0	0,0	40,4	0,0	100,0	0,1	10,5	0,0	0,0	100,0	0,0	5,2	0,0	81,0
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
hmd		pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano civica	milly moratti	pd	lega nord	milano al centro	minori moratti	udc	5 stelle	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia		43,5	3,6	7,4	2,3	4,6	1,8	5,9	1,4	4,6	0,9	0,3	0,2	1,3	1,0	1,0	6,0	9,2
moratti		1,8	0,1	0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,5	48,1	17,3	4,1	3,9	1,5	2,0	0,2	0,6	11,4
non voto		2,0	0,5	0,2	0,3	0,4	0,3	0,3	0,4	3,6	0,9	0,5	0,7	2,0	0,6	1,0	1,8	84,1
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split		pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano civica	milly moratti	pd	lega nord	milano al centro	minori moratti	udc	5 stelle	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia		45,7	3,5	7,4	2,1	4,9	1,5	5,6	1,0	2,0	1,5	1,6	1,3	2,1	1,9	4,6	1,1	9,8
moratti		1,7	0,6	0,2	0,8	0,2	0,5	0,9	0,7	55,2	17,3	3,0	3,3	1,1	2,9	1,1	1,4	8,5
non voto		0,0	0,2	0,2	0,1	0,0	0,4	0,0	0,7	0,3	0,2	0,0	0,0	0,1	0,1	0,2	0,2	97,1
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman		pd	idv	sel	bonino	fds	verdi	milano civica	milly moratti	pd	lega nord	milano al centro	minori moratti	udc	5 stelle	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia		38,7	3,6	5,3	0,0	4,4	0,9	6,3	0,0	0,0	0,0	2,4	2,4	0,0	2,8	5,3	0,0	11,1
moratti		4,8	0,0	2,3	0,0	0,9	0,6	0,0	0,0	57,6	17,3	1,9	1,9	0,0	1,9	0,0	2,9	6,7
non voto		4,5	0,5	0,5	3,1	0,0	1,0	0,0	2,4	0,0	1,8	0,0	0,0	3,4	0,0	0,3	0,0	82,4
		100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Tab. 3 - Milano: matrici di flusso per il maggioritario 2011, dal primo turno al ballottaggio, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,078)							
pisapia	85,2	pisapia	11,3	palmeri	71,9	altri	10,6
moratti	7,9	moratti	81,6	54,5	14,3	22,0	6,9
non voto	6,8	non voto	7,1	24,1	13,8	28,2	82,5
	100		100	100	100	100	100
goodman split (vr=8)							
pisapia	96,0	pisapia	7,0	34,2	60,0	39,9	3,3
moratti	3,7	moratti	93,0	55,4	13,4	48,6	0,5
non voto	0,3	non voto	0,0	10,5	26,6	11,5	96,2
	100		100	100	100	100	100
goodman (vr=25)							
pisapia	80,0	pisapia	26,3	52,2	100,0	6,1	0,0
moratti	9,3	moratti	73,7	47,8	0,0	93,9	11,7
non voto	10,7	non voto	0,0	0,0	0,0	0,0	88,3
	100		100	100	100	100	100
hmd							
pisapia	73,9	pisapia	8,5	2,1	4,2	1,4	9,9
moratti	8,4	moratti	75,2	6,7	1,0	0,8	7,8
non voto	6,4	non voto	5,8	2,6	0,9	0,9	83,4
							100
goodman split							
pisapia	83,6	pisapia	5,3	3,4	3,5	1,1	3,1
moratti	4,0	moratti	86,0	6,8	1,0	1,7	0,5
non voto	0,3	non voto	0,0	1,1	1,7	0,4	96,6
							100
goodman							
pisapia	69,1	pisapia	19,7	5,2	5,8	0,2	0,0
moratti	9,9	moratti	67,7	5,9	0,0	3,3	13,3
non voto	10,1	non voto	0,0	0,0	0,0	0,0	89,9
							100

Tab. 4 - Milano: matrici di flusso da proporzionale 2006 a ballottaggio 2011, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,05)	ulivo	rif com	verdi	lista ferrante	altre ferrante	forza italia	an	lega nord	udc	lista moratti	altre moratti	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia	83,0	95,6	92,4	71,4	82,3	19,9	18,2	2,3	25,8	7,5	13,5	62,4	61,9	13,1
moratti	8,3	1,0	1,7	16,2	5,0	71,1	61,8	91,8	58,4	84,3	47,1	12,4	31,6	8,0
non voto	8,8	3,4	5,9	12,3	12,7	9,0	20,0	5,9	15,7	8,1	39,4	25,1	6,4	78,9
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split (vr=5,7)	ulivo	rif com	verdi	lista ferrante	altre ferrante	forza italia	an	lega nord	udc	lista moratti	altre moratti	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia	91,3	93,1	94,8	87,9	77,6	9,6	31,4	23,6	35,8	24,3	14,1	40,8	63,4	9,7
moratti	5,0	1,6	4,0	8,2	2,1	84,9	60,3	62,5	49,5	68,9	33,7	28,8	29,0	5,5
non voto	3,7	5,3	1,2	3,9	20,3	5,6	8,4	13,8	14,7	6,7	52,2	30,4	7,6	84,8
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman (vr=2,23)	ulivo	rif com	verdi	lista ferrante	altre ferrante	forza italia	an	lega nord	udc	lista moratti	altre moratti	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia	90,7	100,0	100,0	100,0	72,8	8,9	48,4	3,0	31,1	26,7	0,0	54,0	66,1	6,9
moratti	6,1	0,0	0,0	0,0	0,0	89,2	37,8	97,0	62,0	73,3	19,8	35,6	33,9	3,8
non voto	3,1	0,0	0,0	0,0	27,2	2,0	13,8	0,0	6,9	0,0	80,2	10,4	0,0	89,4
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
hmd	ulivo	rif com	verdi	lista ferrante	altre ferrante	forza italia	an	lega nord	udc	lista moratti	altre moratti	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia	29,4	6,4	5,0	8,6	10,0	10,3	2,5	0,1	1,0	0,6	0,5	1,1	12,3	12,1
moratti	3,6	0,1	0,1	2,4	0,8	45,2	10,5	6,8	2,8	8,5	2,1	0,3	7,7	9,1
non voto	3,4	0,2	0,3	1,6	1,7	5,1	3,0	0,4	0,7	0,7	1,6	0,5	1,4	79,5
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split	ulivo	rif com	verdi	lista ferrante	altre ferrante	forza italia	an	lega nord	udc	lista moratti	altre moratti	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia	33,5	6,5	5,3	11,0	6,9	5,1	4,5	1,5	1,4	2,1	0,5	0,5	12,3	8,9
moratti	2,3	0,1	0,3	1,3	0,2	56,0	10,5	4,8	2,4	7,1	1,5	0,4	6,9	6,1
non voto	1,5	0,4	0,1	0,5	2,0	3,3	1,3	1,0	0,6	0,6	2,0	0,4	1,6	84,7
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman	ulivo	rif com	verdi	lista ferrante	altre ferrante	forza italia	an	lega nord	udc	lista moratti	altre moratti	liste altri	solo sindaco	non voto
pisapia	33,3	7,0	5,6	12,5	6,5	4,8	6,9	0,2	1,3	2,3	0,0	0,7	12,8	6,2
moratti	2,8	0,0	0,0	0,0	0,0	58,8	6,6	7,5	3,1	7,6	0,9	0,5	8,1	4,2
non voto	1,3	0,0	0,0	0,0	2,7	1,2	2,2	0,0	0,3	0,0	3,1	0,1	0,0	89,2
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Tab. 5 - Milano: matrici di flusso da proporzionale 2008 a ballottaggio 2011, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,066)	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	no euro	pbc	sin. critica	pcl	no aborto	un. cons.	non voto
pisapia	84,1	73,0	81,6	37,7	6,1	27,8	12,0	24,8	28,1	30,1	21,7	18,6	10,8	31,9	14,2
moratti	6,1	23,7	4,1	17,4	62,9	64,1	3,9	67,7	12,3	17,8	5,6	5,6	84,2	25,2	0,9
non voto	9,8	3,4	14,2	44,9	30,9	8,0	84,1	7,5	59,6	52,1	72,7	75,8	4,9	42,9	85,0
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split(vr=8,06)	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	no euro	pbc <td>sin. critica</td> <td>pcl</td> <td>no aborto</td> <td>un. cons.</td> <td>non voto</td>	sin. critica	pcl	no aborto	un. cons.	non voto
pisapia	90,5	76,9	82,3	50,0	1,7	17,4	24,1	38,2	43,6	45,2	51,9	27,1	34,9	46,8	12,1
moratti	5,6	12,1	0,1	22,2	65,1	68,6	12,1	37,3	7,1	16,5	12,8	3,2	53,1	14,0	2,6
non voto	3,9	11,0	17,7	27,9	33,2	14,0	63,8	24,4	49,3	38,3	35,3	69,7	12,0	39,2	85,3
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman (vr=7,6)	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	no euro	pbc <td>sin. critica</td> <td>pcl</td> <td>no aborto</td> <td>un. cons.</td> <td>non voto</td>	sin. critica	pcl	no aborto	un. cons.	non voto
pisapia	87,9	69,8	83,9	70,5	0,0	24,7	6,4	37,5	9,1	43,8	50,8	0,0	31,2	0,0	17,8
moratti	7,1	30,2	0,0	1,8	53,6	75,3	0,0	17,5	0,0	0,0	0,0	0,0	68,8	0,0	14,7
non voto	4,9	0,0	16,1	27,7	46,4	0,0	93,6	45,0	90,9	56,2	49,2	100,0	0,0	100,0	67,4
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
hmd	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	no euro	pbc <td>sin. critica</td> <td>pcl</td> <td>no aborto</td> <td>un. cons.</td> <td>non voto</td>	sin. critica	pcl	no aborto	un. cons.	non voto
pisapia	61,3	7,6	6,8	0,5	4,9	7,4	0,6	1,7	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	8,1
moratti	5,4	3,0	0,4	0,3	61,5	20,9	0,2	5,6	0,1	0,1	0,1	0,1	1,4	0,1	0,6
non voto	7,8	0,4	1,3	0,7	26,9	2,3	4,6	0,6	0,5	0,3	0,8	0,7	0,1	0,2	52,8
goodman split	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	no euro	pbc <td>sin. critica</td> <td>pcl</td> <td>no aborto</td> <td>un. cons.</td> <td>non voto</td>	sin. critica	pcl	no aborto	un. cons.	non voto
pisapia	65,7	8,0	6,8	0,7	1,4	4,6	1,2	2,6	0,3	0,3	0,5	0,2	0,5	0,2	6,9
moratti	5,0	1,6	0,0	0,4	63,7	22,3	0,8	3,1	0,1	0,1	0,2	0,0	0,9	0,1	1,8
non voto	3,1	1,3	1,6	0,4	29,0	4,1	3,5	1,8	0,4	0,2	0,4	0,6	0,2	0,2	53,1
goodman	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	no euro	pbc <td>sin. critica</td> <td>pcl</td> <td>no aborto</td> <td>un. cons.</td> <td>non voto</td>	sin. critica	pcl	no aborto	un. cons.	non voto
pisapia	63,9	7,3	7,0	1,0	0,0	6,5	0,3	2,5	0,1	0,3	0,5	0,0	0,4	0,0	10,1
moratti	6,4	3,9	0,0	0,0	52,4	24,5	0,0	1,5	0,0	0,0	0,0	0,0	1,2	0,0	10,3
non voto	3,9	0,0	1,5	0,4	40,6	0,0	5,2	3,4	0,8	0,4	0,5	0,9	0,0	0,5	42,0

Tab. 6 - Milano: matrici di flusso da proporzionale 2010 a ballottaggio 2011, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,058)	pd	idv	sel	fds	verdi	psi	pensionati	pdl	lega nord	destra	udc	5 stelle	forza nuova	solo pres.	non voto
pisapia	97,1	91,5	94,5	93,2	83,7	46,3	17,6	7,7	5,2	23,2	21,5	84,7	38,3	63,7	19,2
moratti	1,0	2,5	1,5	1,5	6,8	27,8	9,6	80,8	89,6	42,5	64,4	6,4	30,3	30,8	9,6
non voto	1,9	6,0	4,0	5,3	9,5	25,9	72,7	11,5	5,2	34,3	14,1	8,9	31,4	5,6	71,2
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split (vr=7,53)	pd	idv	sel	fds	verdi	psi	pensionati	pdl	lega nord	destra	udc	5 stelle	forza nuova	solo pres.	non voto
pisapia	95,9	93,4	89,2	88,8	82,5	41,6	27,6	7,6	6,6	35,1	43,0	89,0	26,9	69,4	16,8
moratti	3,4	3,0	9,2	0,7	7,4	32,1	14,8	90,6	86,1	33,8	35,3	10,0	31,1	29,6	5,4
non voto	0,7	3,6	1,6	10,4	10,1	26,3	57,6	1,8	7,3	31,2	21,7	1,0	42,0	1,1	77,7
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman (vr=6,26)	pd	idv	sel	fds	verdi	psi	pensionati	pdl	lega nord	destra	udc	5 stelle	forza nuova	solo pres.	non voto
pisapia	100,0	100,0	100,0	98,5	87,4	74,7	0,0	7,4	0,0	0,0	42,4	100,0	4,8	68,5	15,6
moratti	0,0	0,0	0,0	0,0	8,3	0,0	0,0	92,6	95,2	52,4	35,8	0,0	50,5	31,5	4,8
non voto	0,0	0,0	0,0	1,5	4,3	25,3	100,0	0,0	4,8	47,6	21,8	0,0	44,7	0,0	79,6
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
hmd	pd	idv	sel	fds	verdi	psi	pensionati	pdl	lega nord	destra	udc	5 stelle	forza nuova	solo pres.	non voto
pisapia	36,1	9,8	3,9	3,6	1,6	0,2	0,3	3,9	1,1	0,2	0,9	3,9	0,2	13,0	21,3
moratti	0,4	0,3	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	50,7	22,7	0,4	3,2	0,4	0,2	7,8	13,3
non voto	0,8	0,7	0,2	0,2	0,2	0,1	1,4	6,4	1,2	0,3	0,6	0,4	0,2	1,2	86,2
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split	pd	idv	sel	fds	verdi	psi	pensionati	pdl	lega nord	destra	udc	5 stelle	forza nuova	solo pres.	non voto
pisapia	36,1	10,1	3,7	3,5	1,6	0,2	0,5	3,9	1,4	0,3	1,8	4,1	0,1	14,4	18,3
moratti	1,6	0,4	0,5	0,0	0,2	0,2	0,3	57,3	21,9	0,3	1,8	0,6	0,2	7,5	7,2
non voto	0,3	0,4	0,1	0,5	0,2	0,2	1,1	1,0	1,7	0,2	1,0	0,0	0,2	0,2	92,9
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman	pd	idv	sel	fds	verdi	psi	pensionati	pdl	lega nord	destra	udc	5 stelle	forza nuova	solo pres.	non voto
pisapia	37,6	10,9	4,1	3,9	1,7	0,4	0,0	3,8	0,0	0,0	1,7	4,6	0,0	14,2	17,0
moratti	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,0	0,0	58,6	24,3	0,5	1,8	0,0	0,3	8,0	6,4
non voto	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	1,9	0,0	1,1	0,4	1,0	0,0	0,2	0,0	95,1
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Tab. 7 - Torino: matrici di flusso per il primo turno 2011, da proporzionale a maggioritario, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,035)												
	pd	idv	sel	altre fassino	pdl	lega nord	altre coppola	5 stelle	terzo polo	liste altri	solo sindaco	
fassino	86,7	92,5	92,9	90,8	0,6	10,9	15,0	32,1	9,1	42,9	58,3	
coppola	5,7	1,8	1,0	2,1	96,3	80,4	58,7	3,9	5,2	5,3	28,0	
bertola	2,0	1,5	1,7	2,0	0,5	1,8	5,9	53,1	1,4	16,5	3,2	
musy	0,7	1,0	1,7	0,9	0,9	1,8	6,2	2,1	79,4	2,7	3,3	
altri	4,9	3,2	2,8	4,2	1,7	5,2	14,1	8,9	4,9	32,6	7,2	
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
goodman split (vr=3,65)												
	pd	idv	sel	altre fassino	pdl	lega nord	altre coppola	5 stelle	terzo polo	liste altri	solo sindaco	
fassino	97,8	92,5	96,2	97,8	0,6	7,2	3,2	15,2	12,5	3,9	51,9	
coppola	0,3	2,4	0,7	0,3	96,6	91,6	87,7	4,8	8,0	3,3	33,0	
bertola	0,7	2,0	1,0	1,0	0,4	0,4	3,5	74,8	0,0	3,5	6,8	
musy	0,5	1,7	1,1	0,1	2,6	0,6	3,5	1,3	76,9	0,3	4,0	
altri	0,7	1,3	1,1	0,7	0,2	0,2	2,1	4,0	2,5	88,9	4,3	
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
goodman (vr=2,53)												
	pd	idv	sel	altre fassino	pdl	lega nord	altre coppola	5 stelle	terzo polo	liste altri	solo sindaco	
fassino	98,3	96,0	97,4	98,4	0,0	1,2	0,0	17,7	11,6	2,1	53,1	
coppola	0,0	0,0	0,0	0,0	96,4	98,8	95,5	2,1	5,0	1,5	33,8	
bertola	1,0	3,0	0,0	0,5	0,0	0,0	0,0	79,1	0,0	2,9	5,4	
musy	0,0	0,0	2,6	0,1	3,6	0,0	0,5	0,0	80,8	0,0	3,6	
altri	0,7	1,1	0,0	1,0	0,0	0,0	2,8	1,1	2,6	93,6	4,1	
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
hmd												
	pd	idv	sel	altre fassino	pdl	lega nord	altre coppola	5 stelle	terzo polo	liste altri	solo sindaco	
fassino	47,2	7,0	8,3	16,6	0,2	1,2	0,4	2,7	0,7	4,2	11,5	
coppola	6,4	0,3	0,2	0,8	57,2	17,9	3,2	0,7	0,9	1,1	11,4	
bertola	11,9	1,3	1,7	4,0	1,7	2,1	1,8	49,1	1,2	18,1	7,0	
musy	4,3	0,8	1,7	1,9	2,8	2,1	1,9	2,0	72,2	3,0	7,4	
altri	24,1	2,1	2,2	6,9	4,3	5,0	3,4	6,6	3,6	28,9	12,8	
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
goodman split												
	pd	idv	sel	altre fassino	pdl	lega nord	altre coppola	5 stelle	terzo polo	liste altri	solo sindaco	
fassino	52,9	6,9	8,5	17,8	0,2	0,8	0,1	1,3	1,0	0,4	10,2	
coppola	0,3	0,4	0,1	0,1	57,5	20,4	4,8	0,8	1,3	0,7	13,5	
bertola	4,3	1,7	1,0	2,0	0,0	0,5	1,1	70,4	0,0	3,9	15,2	
musy	3,3	1,5	1,2	0,3	8,7	0,7	1,1	1,2	72,5	0,3	9,1	
altri	3,7	0,9	0,9	1,2	0,6	0,2	0,5	3,1	1,9	79,4	7,7	
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
goodman												
	pd	idv	sel	altre fassino	pdl	lega nord	altre coppola	5 stelle	terzo polo	liste altri	solo sindaco	
fassino	53,2	7,2	8,6	17,9	0,0	0,1	0,0	1,5	0,9	0,2	10,4	
coppola	0,0	0,0	0,0	0,0	57,4	22,1	5,3	0,4	0,8	0,3	13,8	
bertola	6,3	2,5	0,0	1,1	0,0	0,0	0,4	74,4	0,0	3,2	12,1	
musy	0,1	0,0	2,7	0,3	12,2	0,0	0,1	0,0	76,3	0,0	8,3	
altri	3,4	0,7	0,0	1,6	0,0	0,0	0,7	0,8	1,9	83,5	7,3	

Tab. 9 - Torino: matrici di flusso da proporzionale 2008 a maggioritario 2011, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,064)	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	altre liste	non voto
fassino	80,8	72,7	65,7	27,6	11,2	3,4	47,5	13,0	23,9	3,9
coppola	2,7	3,7	2,4	28,6	43,0	85,1	12,6	29,0	5,3	1,0
altri	7,2	11,3	19,6	21,7	10,2	5,3	15,2	30,6	46,0	6,3
non voto	9,4	12,4	12,3	22,1	35,6	6,2	24,7	27,4	24,8	88,8
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split (vt=7,19)	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	altre liste	non voto
fassino	87,2	63,1	49,1	34,3	7,8	15,0	27,5	27,2	18,6	2,2
coppola	1,8	7,1	0,1	19,5	49,4	60,2	14,7	32,1	5,6	0,0
altri	6,0	21,8	27,6	21,1	10,1	15,5	15,8	32,8	35,9	3,9
non voto	5,1	8,1	23,2	25,1	32,7	9,2	41,9	7,9	39,9	93,9
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman (vt=4)	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	altre liste	non voto
fassino	89,6	82,3	56,3	55,0	2,3	12,3	24,1	28,7	15,1	0,0
coppola	0,2	0,7	0,0	28,3	51,4	68,9	7,6	37,7	0,0	0,0
altri	5,4	17,0	29,4	16,7	11,5	18,8	20,9	31,1	38,2	2,7
non voto	4,8	0,0	14,4	0,0	34,9	0,0	47,4	2,5	46,7	97,3
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
hmd	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	altre liste	non voto
fassino	66,8	10,3	5,8	0,4	7,4	0,5	3,6	1,2	1,4	2,6
coppola	4,6	1,1	0,4	0,8	59,2	24,2	2,0	5,6	0,7	1,4
altri	21,2	5,7	6,2	1,0	24,3	2,6	4,1	10,2	9,9	14,8
non voto	7,8	1,8	1,1	0,3	23,7	0,9	1,9	2,6	1,5	58,6
goodman split	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	altre liste	non voto
fassino	72,0	9,0	4,3	0,5	5,2	2,1	2,1	2,5	1,1	1,3
coppola	3,1	2,1	0,0	0,5	67,9	17,1	2,3	6,2	0,7	0,0
altri	17,4	10,9	8,6	1,0	23,6	7,5	4,2	10,8	7,7	8,3
non voto	4,5	1,2	2,2	0,4	23,4	1,4	3,4	0,8	2,6	60,1
goodman	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	lega nord	destra	udc	altre liste	non voto
fassino	74,0	11,7	5,0	0,7	1,5	1,7	1,8	2,7	0,9	0,0
coppola	0,3	0,2	0,0	0,8	70,6	19,6	1,2	7,3	0,0	0,0
altri	15,8	8,5	9,1	0,8	26,8	9,1	5,6	10,3	8,2	5,8
non voto	4,3	0,0	1,4	0,0	24,9	0,0	3,9	0,3	3,0	62,3

Tab. 11 - Napoli: matrici di flusso per il primo turno 2011, da proporzionale a maggioritario, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,4945)											
de magistris	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco			
	99,3	0,4	0,6	5,6	20,1	4,3	13,7	83,5			
lettieri		91,7	87,4	6,1	1,2	10,2	21,7	8,3			
morcone	0,1	2,3	7,6	83,9	72,7	10,8	10,8	2,4			
pasquino	0,1	3,8	1,4	0,9	1,5	80,2	6,2	1,6			
altri	0,3	1,9	3,0	3,6	4,5	4,4	47,6	4,2			
	100	100	100	100	100	100	100	100			
goodman split (vr=6,7)											
de magistris	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco			
	97,4	0,4	3,2	12,9	33,5	9,2	14,7	62,7			
lettieri	0,6	93,1	89,5	1,6	3,4	5,7	7,7	19,1			
morcone	0,7	1,3	2,9	84,7	60,2	3,3	9,1	11,6			
pasquino	0,3	3,5	1,8	0,2	0,6	79,1	4,4	3,1			
altri	1,0	1,7	2,6	0,6	2,3	2,6	64,2	3,6			
	100	100	100	100	100	100	100	100			
goodman (vr=5,2)											
de magistris	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco			
	100,0	0,0	0,0	10,4	34,3	10,4	7,0	84,2			
lettieri	0,0	95,9	95,1	3,4	0,0	2,8	3,8	9,7			
morcone	0,0	0,0	2,7	95,7	63,3	0,0	5,7	3,4			
pasquino	0,0	3,4	0,0	0,0	0,4	84,7	3,2	2,3			
altri	0,0	0,7	2,2	1,0	2,0	2,1	80,3	0,5			
	100	100	100	100	100	100	100	100			
hmd											
de magistris	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco			
	52,9	0,3	0,4	3,3	2,5	1,6	2,6	36,5			
lettieri	0,0	50,2	38,8	2,6	0,1	2,7	3,0	2,6			
morcone	0,1	2,6	6,8	72,3	13,3	0,5	3,0	1,5			
pasquino	0,2	8,0	2,4	1,5	0,5	82,1	3,3	2,0			
altri	1,0	7,6	9,8	11,6	3,0	8,7	48,4	9,9			
	100	100	100	100	100	100	100	100			
goodman split											
de magistris	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco			
	52,1	0,3	2,0	7,8	4,3	3,4	2,7	27,6			
lettieri	0,2	50,8	39,5	0,7	0,3	1,5	1,0	6,0			
morcone	0,5	1,0	2,6	72,9	11,0	1,8	2,4	7,3			
pasquino	0,5	7,6	3,1	0,4	0,2	82,1	2,2	3,8			
altri	3,0	7,0	8,9	1,9	1,6	5,3	63,8	8,5			
	100	100	100	100	100	100	100	100			
goodman											
de magistris	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco			
	53,5	0,0	0,0	0,0	4,4	3,8	1,3	37,0			
lettieri	0,0	52,3	42,0	1,4	0,0	0,7	0,5	3,0			
morcone	0,0	0,0	2,4	82,4	11,6	0,0	1,5	2,2			
pasquino	0,0	7,4	0,0	0,0	0,2	87,9	1,7	2,8			
altri	0,0	2,8	7,4	3,1	1,4	4,2	79,9	1,1			

TAB. 12 - Napoli: matrici di flusso da proporzionale 2011 a ballottaggio, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,023)	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	99,1	2,9	5,9	81,1	95,4	52,0	79,5	96,9	4,0
lettieri	0,2	78,6	38,4	1,9	1,5	38,6	8,4	2,0	3,1
non voto	0,6	18,5	55,7	17,0	3,1	9,5	12,1	1,1	92,9
	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split (vr=4,64)	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	92,6	19,6	29,6	80,7	93,2	47,0	65,9	83,0	0,0
lettieri	7,4	62,1	42,5	7,1	5,5	33,0	17,3	16,8	0,6
non voto	0,0	18,3	27,9	12,2	1,3	20,0	16,8	0,2	99,4
	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman (vr=4,3)	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	93,8	24,0	25,5	81,9	100,0	45,2	66,0	77,6	0,0
lettieri	6,2	64,9	47,2	0,0	0,0	34,2	13,5	22,4	0,0
non voto	0,0	11,1	27,3	18,1	0,0	20,6	20,6	0,0	100,0
	100	100	100	100	100	100	100	100	100
hmd	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	25,6	1,1	1,8	23,4	5,9	9,2	7,3	20,5	5,2
lettieri	0,1	54,4	21,5	1,0	0,2	12,9	1,5	0,8	7,6
non voto	0,1	4,5	10,9	3,2	0,1	1,1	0,7	0,1	79,2
goodman split	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	23,7	7,2	8,8	23,1	5,7	8,3	5,8	17,5	0,0
lettieri	3,7	44,3	24,6	4,0	0,7	11,4	3,0	6,9	1,5
non voto	0,0	4,4	5,4	2,3	0,1	2,3	1,0	0,0	84,5
goodman	liste de magistris	pdl	altre lettieri	pd	sel	terzo polo	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	24,0	8,8	7,6	23,5	6,1	8,0	5,8	16,3	0,0
lettieri	3,1	46,4	27,3	0,0	0,0	11,8	2,3	9,2	0,0
non voto	0,0	2,7	5,3	3,4	0,0	2,4	1,2	0,0	85,0

TAB. 14 - Napoli: matrici di flusso da proporzionale 2006 a ballottaggio 2011, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,041)	ds	margherita	idv	fds	altre iervolino	forza italia	an	Udc	altre malvano	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	67,4	23,0	94,5	75,2	48,4	6,8	34,5	25,6	94,6	97,8	98,4	0,1
lettieri	7,6	16,2	4,4	10,0	22,4	69,8	60,1	54,7	4,5	1,8	1,3	0,5
non voto	25,0	60,8	1,0	14,8	29,2	23,4	5,4	19,7	0,9	0,4	0,3	99,4
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman split (vr=7,47)	ds	margherita	idv	fds	altre iervolino	forza italia	an	udc	altre malvano	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	79,1	50,3	66,5	82,9	41,2	16,9	23,2	29,4	28,7	71,3	77,2	0,0
lettieri	6,4	18,8	22,9	7,7	27,6	47,8	39,7	37,4	41,4	18,1	19,6	0,9
non voto	14,6	30,9	10,6	9,4	31,2	35,3	37,0	33,2	29,9	10,6	3,1	99,1
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
goodman (vr=3,68)	ds	margherita	idv	fds	altre iervolino	forza italia	an	udc	altre malvano	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	68,4	42,7	76,5	92,9	47,9	6,3	32,2	10,0	62,1	76,4	79,8	0,0
lettieri	1,7	14,3	23,5	0,0	21,3	56,1	55,6	57,8	37,9	23,6	20,2	0,0
non voto	29,9	43,0	0,0	7,1	30,8	37,6	12,2	32,2	0,0	0,0	0,0	100,0
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
hmd (mean sd=0,041)	ds	margherita	idv	fds	altre iervolino	forza italia	an	udc	altre malvano	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	22,8	5,4	6,9	12,8	14,0	2,1	5,5	1,7	9,7	6,4	12,6	0,1
lettieri	5,1	7,5	0,6	3,3	12,7	42,5	18,7	7,3	0,9	0,2	0,3	1,0
non voto	5,7	9,5	0,1	1,7	5,6	4,9	0,6	0,9	0,1	0,0	0,0	71,0
goodman split (vr=7,47)	ds	margherita	idv	fds	altre iervolino	forza italia	an	udc	altre malvano	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	27,4	12,1	4,9	14,4	12,2	5,4	3,8	2,0	3,0	4,7	10,0	0,0
lettieri	4,3	8,8	3,3	2,6	15,9	29,7	12,6	5,1	8,5	2,3	5,0	1,8
non voto	3,4	5,0	0,5	1,1	6,2	7,5	4,0	1,5	2,1	0,5	0,3	68,0
goodman (vr=3,68)	ds	margherita	idv	fds	altre iervolino	forza italia	an	udc	altre malvano	liste altri	solo sindaco	non voto
de magistris	23,7	10,3	5,7	16,2	14,2	2,0	5,2	0,7	6,5	5,1	10,4	0,0
lettieri	1,2	6,7	3,4	0,0	12,3	34,9	17,7	7,8	7,7	3,1	5,1	0,0
non voto	6,9	6,9	0,0	0,8	6,1	8,0	1,3	1,5	0,0	0,0	0,0	68,5

Tab. 15 - Napoli: matrici di flusso da proporzionale 2008 a ballottaggio 2011, destinazioni e provenienze.

hmd (mean sd=0,031)										
	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	destra	Udc	altre liste	non voto	
de magistris	95,3	97,6	86,0	5,2	10,4	90,1	65,2	3,8	0,1	
Letteri	4,1	2,0	9,5	12,2	47,9	7,9	30,5	13,2	0,5	
non voto	0,6	0,4	4,5	82,5	41,6	2,1	4,3	83,0	99,4	
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
goodman split (vr=5,92)										
	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	destra	udc	altre liste	non voto	
de magistris	88,6	72,8	83,2	39,8	17,2	41,2	41,3	16,1	0,9	
letteri	6,8	19,0	9,1	28,6	39,9	45,5	34,3	19,8	0,6	
non voto	4,6	8,1	7,7	31,6	42,9	13,3	24,4	64,0	98,5	
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
goodman (vr=3,73)										
	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	destra	udc	altre liste	non voto	
de magistris	90,2	69,5	94,8	24,3	16,9	52,3	49,7	0,0	0,0	
letteri	0,9	30,5	0,0	23,8	41,7	47,7	50,2	33,3	0,0	
non voto	8,9	0,0	5,2	52,0	41,4	0,0	0,1	66,7	100,0	
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
hmd										
	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	destra	udc	altre liste	non voto	
de magistris	65,5	10,5	5,9	0,1	9,3	2,3	6,0	0,3	0,1	100
letteri	5,5	0,4	1,3	0,4	83,6	0,4	5,5	1,9	1,0	100
non voto	0,3	0,0	0,2	0,9	25,1	0,0	0,3	4,2	69,0	100
goodman split										
	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	destra	udc	altre liste	non voto	
de magistris	62,6	8,0	5,8	0,6	15,8	1,1	3,9	1,2	0,9	100
letteri	9,4	4,1	1,2	0,9	71,5	2,4	6,3	3,0	1,2	100
non voto	2,2	0,6	0,4	0,3	26,2	0,2	1,5	3,3	65,3	100
goodman										
	pd	idv	arcobaleno	ps	pdl	destra	udc	altre liste	non voto	
de magistris	63,7	7,7	6,7	0,4	15,5	1,4	4,7	0,0	0,0	100
letteri	1,2	6,6	0,0	0,8	74,7	2,5	9,3	5,0	0,0	100
non voto	4,2	0,0	0,2	0,6	25,3	0,0	0,0	3,4	66,2	100