

MODELLI ECONOMETRICI INNOVATIVI PER LA SCIENZA POLITICA

di Fabio Franchino (*)

Tre innovazioni

I metodi quantitativi sono ormai di casa nella scienza politica ed il modello di regressione classico, con le sue varianti, è una parte importante del curriculum formativo dei nostri ricercatori. Sebbene parsimonioso e molto popolare⁽¹⁾, il modello è stato frequentemente oggetto di critiche perché la parsimonia e gli assunti sui quali si basa si scontrano con realtà complesse e difficilmente riconducibili dentro i parametri restrittivi che sono imposti dal modello. Negli ultimi anni, l'econometria sta progressivamente venendo incontro alle esigenze di quei ricercatori che non vogliono sacrificare i loro studi sull'altare di modelli che sono davvero troppo lontani dalla realtà. In questo breve saggio, illustreremo tre innovazioni della statistica inferenziale che vengono incontro a queste esigenze e sono quindi particolarmente utili per la nostra disciplina.

Nell'analisi della politica, specialmente quella comparata, ma anche nelle relazioni internazionali e nelle ricerche che utilizzano sondaggi, il contesto istituzionale gioca un ruolo importante. Le relazioni fra fattori politici, sociali ed economici che studiamo sono frequentemente sottoposte a condizioni, siano esse istituzionali o contestuali. In altre parole, relazioni causali sono sottoposte all'avverarsi di una particolare circostanza. Nel primo paragrafo, esamineremo i modelli con interazioni che sono concepiti per testare queste ipotesi.

(*) Ringrazio Marco Giuliani per gli utili suggerimenti avuti sulle prime bozze di questo articolo.

(1) Più del trenta per cento degli articoli pubblicati fra il 1990 ed il 2005 su l'*American Political Science Review*, l'*American Journal of Political Science* e il *Journal of Politics* utilizza il metodo dei minimi quadrati basato sugli assunti della regressione lineare classica, si veda, anche per le critiche al modello, James S. KRUEGER e Michael S. LEWIS-BECK, *Is OLS Dead?*, in «The Political Methodologist», XV, 2008, pp. 2-4.

La centralità dell'assetto istituzionale porta inoltre i ricercatori a produrre dataset che includono informazioni distribuite su diversi livelli d'analisi, come ad esempio dati sulle caratteristiche di singoli elettori e del contesto istituzionale dove tali elettori risiedono. Il modello di regressione classico è inadeguato per studiare dati strutturati su più livelli. Nel secondo paragrafo, presenteremo modelli multilivello che sono stati concepiti per gestire le problematiche legate a dati strutturati in questo modo.

Infine, molte ricerche si occupano della durata di processi o fenomeni, siano essi i conflitti militari o i governi parlamentari. Anche in questo caso il modello di regressione classico è inadeguato. Nell'ultimo paragrafo del saggio, tratteremo dunque i modelli temporali *event-history* concepiti per studiare la durata dei processi.

Modelli con interazioni

Le istituzioni hanno un ruolo centrale in scienza politica. La relazione fra un fenomeno politico oggetto di studio ed un fattore esplicativo è frequentemente mediata dal contesto istituzionale o da simili variabili. Si considerino queste tre ipotesi:

- *In paesi di piccola o media grandezza, la frammentazione etnica o religiosa facilita l'adozione di sistemi elettorali proporzionali* ⁽²⁾.
- *La presenza di una banca centrale formalmente indipendente ha un effetto maggiormente negativo sul tasso d'inflazione se gli attori con potere di veto preferiscono differenti tassi d'inflazione* ⁽³⁾.
- *Se una corte costituzionale può esercitare un controllo sull'eventualità che i media trattino una sua sentenza, è improbabile che la corte*

⁽²⁾ Carles BOIX, *Setting the Rules of the Game: The Choice of Electoral Systems in Advanced Democracies*, in «American Political Science Review», XCIII, 1999, pp. 609-24.

⁽³⁾ Philip KEEFER e David STASAVAGE, *The Limits of Delegation: Veto Players, Central Bank Independence, and the Credibility of Monetary Policy*, in «American Political Science Review», XCVII, 2003, pp. 407-23.

annulli una misura di politica pubblica importante, inoltre il coinvolgimento dei media non dovrebbe influenzare la sua decisione⁽⁴⁾.

L'effetto della variabile indipendente su quella dipendente avviene in questi esempi a patto che si verifichi una determinata condizione (indicata in corsivo). Più in generale, queste ipotesi hanno il seguente formato:

- Un aumento in X è associato ad un aumento in Y quando la condizione Z è presente, ma non in caso contrario.

Questi tipi d'ipotesi sono molto frequenti nella nostra disciplina. Ben 156 articoli pubblicati fra il 1998 ed il 2002 dall'*American Political Science Review*, l'*American Journal of Political Science* ed il *Journal of Politics* analizzano relazioni *condizionate* fra fenomeni politici, cioè sottoposte a condizioni⁽⁵⁾.

Importanti accorgimenti sono necessari quando un ricercatore analizza tali relazioni⁽⁶⁾. In primo luogo, è essenziale che riconosca la presenza di un'ipotesi condizionata e che includa nella regressione un'interazione fra la variabile indipendente e quella condizionante. Si consideri ad esempio la prima ipotesi elencata all'inizio del paragrafo. Y è un indice di frammentazione etnica e religiosa, Z è una variabile dicotomica che ha il valore uno se un paese ha un'area geografica inferiore a 450.000 chilometri quadrati. Il livello di proporzionalità di un sistema elettorale è misurato dal limite elettorale effettivo⁽⁷⁾. La modellizzazione corretta di quest'ipotesi è la seguente:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Z + \beta_3 XZ + \varepsilon \quad (1)$$

(4) Jeffrey K. STATON, *Constitutional Review and the Selective Promotion of Case Results*, in «*American Journal of Political Science*», L, 2006, pp. 98-112.

(5) Thomas BRAMBOR, William ROBERTS CLARK e Matt GOLDER, *Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses*, in «*Political Analysis*», XIV, 2006, pp. 63-82.

(6) Questa sezione segue piuttosto fedelmente l'eccellente saggio di BRAMBOR, CLARK e GOLDER, *Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses*, cit. Con riferimento alle relazioni internazionali, si veda anche il breve saggio di Bear F. BRAUMOELLER, *Hypothesis Testing and Multiplicative Interaction Terms*, in «*International Organization*», LVIII, 2004, pp. 807-20.

(7) È la percentuale di voti ottenuti in un sistema elettorale che garantisce al 50 per cento la rappresentanza in parlamento ad un partito: si veda Carles BOIX, *Setting the Rules of the Game: The Choice of Electoral Systems in Advanced Democracies*, cit., p. 614.

Per paesi di grossa dimensione (quando Z è uguale a zero), (1) diventa

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \quad (2)$$

e, secondo la nostra ipotesi, β_1 non dovrebbe essere differente da zero.

Per paesi di piccola o media grandezza (quando $Z = 1$), (1) diventa

$$Y = (\beta_0 + \beta_2) + (\beta_1 + \beta_3) X + \varepsilon \quad (3).$$

In questo caso, $(\beta_1 + \beta_3)$ stima l'effetto della frammentazione (X) sul livello di proporzionalità di un sistema elettorale (Y), *solo* per i paesi di piccola o media grandezza ($Z=1$). La nostra ipotesi suggerisce che $(\beta_1 + \beta_3)$ debba essere maggiore di zero.

Un secondo accorgimento molto importante è l'inclusione di tutti i fattori che costituiscono l'interazione. Se modellassimo la nostra ipotesi di riferimento in questo modo (come ha fatto Boix)

$$Y = \beta_0 + \beta_3 XZ + \varepsilon \quad (4)$$

equivarrebbe a presupporre, a priori, che β_1 e β_2 sono uguali a zero.

Due sono gli effetti indesiderati. In primo luogo, poiché $\beta_1 = 0$, la stima dell'effetto della frammentazione sul livello di proporzionalità per i paesi medio-piccoli sarà imprecisa. In secondo luogo, fissando $\beta_2 = 0$ abbiamo dato per scontato che non ci sia nessuna relazione fra la frammentazione e il livello di proporzionalità per paesi di grandi dimensioni. Tale relazione deve essere provata dall'analisi inferenziale e non deve essere determinata a priori dal ricercatore.

Un ultimo accorgimento molto importante che bisogna avere, quando si testano modelli con interazioni, concerne l'interpretazione dei risultati. Riprendendo il modello (1), il coefficiente β_1 del termine costitutivo X non è l'effetto medio o non condizionato di X su Y . β_1 rappresenta l'effetto che la frammentazione ha sul livello di proporzionalità *per i paesi grandi* (i.e. quando $Z = 0$). È necessario dunque interpretare β_1 in questi termini. Talvolta β_1 può non avere alcun significato dal punto di vista sostanziale. Supponiamo che la variabile condizionante Z non sia dicotomica, ma misuri l'area geografica di un paese. In questo caso, β_1 misurerebbe l'effetto della frammentazione sul livello di proporzionalità per i paesi senza territorio, dunque inesistenti.

L'effetto della frammentazione sul livello di proporzionalità per i paesi medio-piccoli è invece costituito dalla somma di β_1 e β_3 . Come appare evidente dall'equazione (3), se ci limitassimo ad interpretare solo il coefficiente β_3 dell'interazione XZ, faremmo una stima imprecisa di tal effetto.

È importante infine calcolare correttamente gli errori standard. Se la variabile condizionante Z è dicotomica, i calcoli sono piuttosto semplici. L'errore standard di β_1 (cioè quando $Z = 0$) è riportato dai programmi statistici, mentre è necessario usare la matrice della varianza e covarianza per calcolare l'errore di $(\beta_1 + \beta_3)$ ⁽⁸⁾.

Se la variabile condizionante Z è continua, la strategia migliore è probabilmente quella di presentare un grafico che illustri l'effetto marginale di X su Y per i valori della variabile condizionante Z che sono importanti per la nostra ricerca. Ad esempio, nel nostro caso si potrebbe produrre un grafico che illustri come un aumento di una deviazione standard del livello di frammentazione aumenti il limite elettorale effettivo (i.e. il livello di proporzionalità), al variare dell'area geografica dei paesi da zero a 450000 chilometri quadrati. Il grafico dovrebbe anche includere gli intervalli di confidenza di questi effetti⁽⁹⁾.

Modelli multilivello

Siccome il contesto istituzionale ha un ruolo centrale in molti studi di scienza politica, le variabili analizzate ed i dati raccolti sono frequentemente distribuiti su più livelli. Si considerino ad esempio i seguenti lavori:

- Uno studio sulla tolleranza nei confronti delle minoranze etniche in funzione delle caratteristiche individuali (e.g. anni di studio, orientamento ideologico) e delle caratteristiche del paese in cui si risiede (e.g. principi di cittadinanza, successo dei partiti d'estrema destra)⁽¹⁰⁾.

⁽⁸⁾ Si veda Leona AIKEN e Stephen WEST, *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*, London, Sage, 1991, ed il sito di Brambor, Clark e Golder: <http://homepages.nyu.edu/~mrg217/interaction.html>.

⁽⁹⁾ Brambor, Clark e Golder hanno sviluppato una semplice procedura per calcolare questi effetti e i loro intervalli di confidenza e per produrre il grafico.

⁽¹⁰⁾ Steven A. WELDON, *The Institutional Context of Tolerance for Ethnic Minorities: A*

- Uno studio sul comportamento di voto in funzione delle caratteristiche personali e della circoscrizione elettorale⁽¹¹⁾.
- Uno studio sulla legittimità politica della Corte Europea di Giustizia in funzione di caratteristiche individuali ed istituzionali⁽¹²⁾.

I dati raccolti per questi lavori sono rilevati su più livelli. Le caratteristiche individuali variano per ogni osservazione, mentre quelle istituzionali sono costanti per sottoinsiemi d'osservazioni, in questi casi i sottoinsiemi d'individui che risiedono nello stesso paese o circoscrizione, mentre variano fra paesi e circoscrizioni. I fattori individuali sono quindi variabili che appartengono ad un primo livello inferiore d'analisi e sono incluse (*nested*) all'interno di un secondo livello superiore (e.g. paese o circoscrizione). Si noti inoltre che in caso d'analisi diacroniche (un dataset potrebbe ad esempio includere sondaggi condotti più volte nel tempo), le variabili legate a fattori temporali (cioè che variano fra sondaggi all'interno dello stesso paese) possono essere concepite come appartenenti ad un terzo livello.

Ignorare una struttura di dati a più livelli porta ad una sottostima degli errori standard e quindi a confutare, erroneamente, l'ipotesi nulla. Se le variabili di un livello inferiore sono influenzate da variabili contestuali di un livello superiore, le osservazioni all'interno di uno stesso contesto non sono indipendenti fra di loro, ma sono raggruppate (*clustered*), e quindi violano un presupposto del modello di regressione classico.

La metodologia che presenteremo brevemente affronta queste problematiche, inoltre permette di: a) includere più livelli d'analisi in un singolo modello, b) analizzare come variabili di livelli inferiori siano condizionate da variabili di livelli superiori, e c) generalizzare effetti causali di determinati contesti o archi temporali ad altri contesti o periodi.

Comparative, Multilevel Analysis of Western Europe, in «American Journal of Political Science», L, 2006, pp. 331-49.

(11) Kelvyn JONES, Ronald J. JOHNSTON e Charles J. PATTIE, *People, Places and Regions: Exploring the Use of Multi-Level Modelling in the Analysis of Electoral Data*, in «British Journal of Political Science», XXII, 1992, pp. 343-80.

(12) Gregory A. CALDEIRA e James L. GIBSON, *The Legitimacy of the Court of Justice in the European Union: Models of Institutional Support*, in «American Political Science Review», LXXXIX, 1995, pp. 356-76.

Si consideri questo semplice modello per il livello 1 (il più basso)⁽¹³⁾

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

dove Y_{ij} è la variabile dipendente per l'unità d'osservazione $i (= 1, \dots, N)$ del livello 1, annidato all'interno del livello 2 $j (= 1, \dots, J)$ superiore. Ad esempio, Y_{ij} misura il comportamento di voto dell'individuo i nella circoscrizione j , oppure il grado di tolleranza nei confronti delle minoranze etniche del soggetto intervistato i nel paese j . X_{ij} è una variabile indipendente misurata a livello 1, ad esempio il numero d'anni di studio dell'elettore o dell'intervistato. La differenza importante dal modello di regressione classico è che sia l'intercetta β_{0j} che il coefficiente β_{1j} della variabile indipendente del primo livello sono fatti variare fra i vari contesti j del secondo livello. Il secondo livello è dunque modellato come segue

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + \delta_{0j}, \quad (6)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}Z_j + \delta_{1j}, \quad (7).$$

Z_j è il parametro misurato al secondo livello. Esso varia dunque solo tra le circoscrizioni o paesi j , ma è costante per gli individui residenti in tali circoscrizioni o paesi. Sostituendo (6) e (7) in (5), si ottiene infine il modello completo

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + \gamma_{10} X_{ij} + \gamma_{11}Z_j X_{ij} + \delta_{0j} + \delta_{1j} X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (8),$$

dove γ_{00} è l'intercetta, γ_{01} è il coefficiente che misura l'effetto della variabile indipendente del secondo livello, γ_{10} l'effetto della variabile indipendente del primo livello, e γ_{11} l'effetto della loro interazione. Gli altri sono termini per gli errori.

Passiamo ora a questioni più pratiche. In primo luogo, è possibile che la struttura multilivello dei nostri dati non abbia alcun'implicazione importante per la nostra analisi. È possibile ad esempio che il livello circoscrizionale non abbia effetti significativi sul comportamento individuale di voto. In tali circostanze, è possibile che un modello di regres-

(13) Per un'analisi più approfondita si veda Marco R. STEENBERGEN e Bradford S. JONES, *Modeling Multilevel Data Structures*, in «American Journal of Political Science», XLVI, 2002, pp. 218-37.

sione tradizionale generi gli stessi risultati di un modello multilivello in quanto le osservazioni all'interno di uno stesso contesto sono indipendenti fra di loro. Per determinare se la nostra variabile dipendente varia significativamente fra i livelli d'analisi, è necessario svolgere un'analisi della varianza⁽¹⁴⁾ del seguente modello:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \delta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (9),$$

che non è nient'altro che il modello (8), con l'esclusione delle variabili indipendenti. Tale analisi produrrà una stima dell'intercetta e del coefficiente del componente della varianza del secondo livello, cioè di quello circoscrizionale. Se tale coefficiente è statisticamente significativo, una porzione importante della varianza nel comportamento di voto è attribuibile a differenze fra circoscrizioni o, in altre parole, il comportamento di voto degli elettori appartenenti alla stessa circoscrizione è correlato significativamente. Per una stima precisa del modello, è necessario dunque tener conto della struttura multilivello dei dati⁽¹⁵⁾.

La teoria ci guiderà poi nello scegliere le variabili da includere nei vari livelli d'analisi. Supponiamo che non proponga alcun'interazione fra variabili. Ad esempio, il comportamento di voto è determinato solo dal numero d'anni di studio dell'elettore (X_{ij}) e dal grado d'urbanizzazione della circoscrizione (Z_j). In tal caso ci limiteremo a stimare il seguente modello

⁽¹⁴⁾ Il comando *gllamm* di STATA ci permette di svolgere sia l'analisi della varianza quanto le regressioni per i modelli multilivello, con intercetta e coefficienti random.

⁽¹⁵⁾ La letteratura propone due alternative al metodo della massima verosimiglianza suggerito in questo saggio: la stima a due fasi ed il metodo Bayesiano. Il primo metodo ha dei vantaggi concettuali e computazionali, ma le sue proprietà statistiche non sono del tutto chiare. Inoltre appurare modifiche al modello può essere particolarmente complesso, si vedano Nathaniel BECK, *Multilevel Analyses of Comparative Data: A Comment*, in «Political Analysis», XIII, 2005, pp. 457-58, e Andrew GELMAN, *Two-Stage Regression and Multilevel Modeling: A Commentary*, in «Political Analysis», XIII, 2005, pp. 459-61. Il metodo Bayesiano richiede di specificare le credenze aprioristiche (*prior beliefs*) e la probabilità. Tale metodo è utile per modelli complessi ma, per modelli più semplici ed in caso di dataset sufficientemente grandi, produce risultati simili a quello della massima verosimiglianza: si vedano Andrew GELMAN, John B. CARLIN, Hal S. STERN e Donald B. RUBIN, *Bayesian Data Analysis*, New York, Chapman & Hall/CRC, 2004, e Andrew GELMAN e Jennifer HILL, *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*, Cambridge, Cambridge University Press, 2007. Metodi alternativi sono discussi da Marco R. STEENBERGER e Bradford S. JONES, *Modeling Multilevel Data Structures*, cit.

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + \gamma_{10}X_{ij} + \delta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (10).$$

In altre parole si fa variare solo l'intercetta β_{0j} in (6) in modo da tener conto dei comportamenti di voto simili degli elettori all'interno della stessa circoscrizione. Questo modello multilivello, con intercetta random, produrrà una stima dei coefficienti degli effetti fissi (i.e. γ_{00} , γ_{01} e γ_{10}) e della varianza dell'intercetta.

Per finire, immaginiamo invece che vi sia un'interazione tra il numero d'anni di studio dell'elettore ed il grado d'urbanizzazione. Possiamo supporre che gli elettori più istruiti abbiano un determinato comportamento di voto solo se risiedono in centri urbani. Il modello da stimare in questo caso è (8) dove si fa variare sia l'intercetta β_{0j} sia il coefficiente β_{1j} . Questo modello, con intercetta e coefficiente random, tiene conto sia dei comportamenti di voto simili degli elettori all'interno della stessa circoscrizione, quanto di come l'urbanizzazione interagisce con il grado d'istruzione in ogni circoscrizione. Il modello produrrà una stima dei coefficienti degli effetti fissi, della varianza dell'intercetta e del coefficiente di X_{ij} e della loro covarianza. La sezione precedente illustra come analizzare questi modelli con interazioni.

In conclusione, questi metodi hanno il pregio di includere in un modello unitario tutte le possibili relazioni fra variabili di diversi livelli, senza dover presupporre che un livello, e quindi un insieme di variabili ad esso associato, abbia maggiore potere esplicativo.

Modelli temporali *event-history*

La dimensione temporale è centrale in molti fenomeni studiati in scienza politica. Si pensi agli studi sulla durata dei conflitti militari⁽¹⁶⁾, delle guerre civili⁽¹⁷⁾, dei regimi politici⁽¹⁸⁾, dei governi parlamenta-

(16) D. Scott BENNETT, *Integrating and Testing Models of Rivalry Duration*, in «American Journal of Political Science», XLII, 1998, pp. 1200-32.

(17) David E. CUNNINGHAM, *Veto Players and Civil War Duration*, in «American Journal of Political Science», L, 2006, pp. 875-92.

(18) Scott GATES, Havard HEGRE, Mark P. JONES e Havard STRAND, *Institutional Inconsistency and Political Instability: Polity Duration, 1800-2000*, in «American Journal of Political Science», L, 2006, pp. 893-908.

ri⁽¹⁹⁾, degli apparati burocratici⁽²⁰⁾, dei processi legislativi⁽²¹⁾ od attuativi⁽²²⁾.

Utilizzare il modello di regressione classico in queste circostanze è problematico⁽²³⁾. In primo luogo, la variabile dipendente ha frequentemente una distribuzione marcatamente asimmetrica, specialmente se la durata d'alcuni eventi è molto lunga. Una trasformazione logaritmica può essere utile ma non risolve altri importanti problemi. Uno fra questi emerge quando il fenomeno studiato non è ancora finito al termine della nostra ricerca. Un conflitto militare può essere ancora in corso, o un governo può essere ancora in carica. Nelle analisi tradizionali, queste osservazioni erano eliminate dal dataset, con il rischio di inficiarne la rappresentatività, specialmente se i casi eliminati avevano caratteristiche diverse da quelle delle osservazioni dove il processo studiato era terminato. Parallelamente, alcune osservazioni *entrano* nel dataset con caratteristiche differenti. Supponiamo d'avere un dataset sul coinvolgimento di un insieme di paesi in conflitti militari dal 1900 al 2000.

(19) James N. DRUCKMAN e Michael F. THIES, *The Importance of Concurrence: The Impact of Bicameralism on Government Formation and Duration*, in «American Journal of Political Science», XLVI, 2002, pp. 760-71, John D. HUBER e Cecilia MARTINEZ-GALLARDO, *Replacing Cabinet Ministers: Patterns of Ministerial Stability in Parliamentary Democracies*, in «American Political Science Review», CII, 2008, pp. 169-80, e Gary KING, James E. ALT, Nancy Elizabeth BURNS e Michael LAVER, *A Unified Model of Cabinet Dissolution in Parliamentary Democracies*, in «American Journal of Political Science», XXXIV, 1990, pp. 846-71.

(20) David E. LEWIS, *The Adverse Consequences of the Politics of Agency Design for Presidential Management in the United States: The Relative Durability of Insulated Agencies*, in «British Journal of Political Science», XXXIV, 2004, pp. 377-404.

(21) Jonathan GOLUB, *In the Shadow of the Vote? Decision Making in the European Community*, in «International Organization», LIII, 1999, pp. 733-64, e Heiner SCHULZ e Thomas KÖNIG, *Institutional Reform and Decision-Making Efficiency in the European Union*, in «American Journal of Political Science», XLIV, 2000, pp. 653-66.

(22) Thomas KÖNIG e Brooke LUETGERT, *Troubles with Transposition? Explaining Trends in Member-State Notification and the Delayed Transposition of EU Directives*, in «British Journal of Political Science», XXXIX, 2009, pp. 163-94, Bernard STEUNENBERG e Michael KAEDING, *'as Time Goes by': Explaining the Transposition of Maritime Directives*, in «European Journal of Political Research», XLVIII, 2009, pp. 432-54, e Craig VOLDEN, *States as Policy Laboratories: Emulating Success in the Children's Health Insurance Program*, in «American Journal of Political Science», L, 2006, pp. 294-312.

(23) Per un'analisi più dettagliata di questi temi si vedano Janet M. BOX-STEFFENSMEIER e Bradford S. JONES, *Event History Modeling: A Guide for Social Scientists*, Cambridge, Cambridge University Press, 2004, e Janet M. BOX-STEFFENSMEIER e Christopher J.W. ZORN, *Duration Models and Proportional Hazards in Political Science*, in «American Journal of Political Science», XLV, 2001, pp. 972-88.

Ebbene, nell'anno 1900, alcuni di questi paesi possono essere già da tempo coinvolti in conflitti, mentre altri godono invece di un periodo di pace. I modelli di regressione tradizionali trattano queste osservazioni nello stesso modo, mentre i modelli temporali tengono in considerazione la loro diversa natura. Infine, alcune variabili indipendenti (chiamate covariate – *covariates* – in questi modelli) possono cambiare di valore nell'arco temporale studiato. Ad esempio, la durata dei conflitti militari può essere funzione del differenziale di sviluppo economico delle parti coinvolte e tale differenziale varia nel tempo. Il modello di regressione tradizionale trova difficoltà ad includere questi cambiamenti e implicitamente tratta ogni variabile indipendente come costante nel tempo. I modelli temporali invece permettono di tenerne direttamente conto.

Quale modello è quindi opportuno utilizzare? Un fattore importante che discrimina le tipologie di modelli temporali è la modalità di trattamento della funzione di distribuzione degli eventi nel tempo. Si può ad esempio supporre che il rischio che un evento accada aumenti con il passare del tempo. Si pensi alla caduta di un governo parlamentare o all'adozione di una proposta di legge governativa. Oppure si può presupporre che tale rischio diminuisca o non vari col passare del tempo, come ad esempio il crollo di regimi politici. Se si ha un'idea piuttosto precisa di come il passare del tempo influisce sull'occorrenza di un evento, è possibile utilizzare modelli temporali parametrici⁽²⁴⁾. Ad esempio, il modello esponenziale presuppone che il rischio dell'avverarsi di un evento sia costante nel tempo, mentre il modello Weibull prevede una relazione monotonica (positiva, negativa o piatta) tra tale rischio ed il passare del tempo. I modelli log-logistici o log-normali utilizzano invece una relazione logaritmica, quindi non-monotonica, mentre quello di Gompertz una relazione esponenziale.

Il problema è che raramente le teorie propongono ipotesi su come il semplice trascorrere del tempo influenza la probabilità dell'avverarsi di un evento. È in effetti difficile immaginare come il tempo *per sé* abbia un qualche valore esplicativo. È molto più probabile che la nostra teoria non sia sufficientemente specificata, cioè che esistano dei fattori, da noi ignorati, che cambiano con il passare del tempo ed influenzano l'avverarsi di un evento. Si pensi, ad esempio, all'accumularsi di vittime ed al logorarsi del morale tra le forze armate nei casi di conflitti militari,

(24) Il comando STATA per i modelli parametrici è *streg*, mentre il comando per il modello semi-parametrico Cox è *stcox*.

oppure all'esaurimento di politiche pubbliche sulle quali è possibile trovare un accordo tra i partiti membri di una coalizione di governo⁽²⁵⁾.

È per questo motivo che sarebbe opportuno trattare la dipendenza dal tempo come un semplice fattore di disturbo statistico, senza quindi vincolarsi troppo con assunti sulla sua funzione di distribuzione. Ed è per questo motivo che studiosi hanno recentemente preferito ai modelli parametrici quello semi-parametrico di Cox che non si basa su alcuna funzione specifica della dipendenza dal tempo⁽²⁶⁾.

Un altro aspetto molto importante da considerare è la struttura dei dati sugli eventi. Ad esempio, un dataset può includere informazioni sulle proposte legislative introdotte in un parlamento durante una legislatura. L'obbiettivo è di individuare i fattori che spiegano la durata del processo legislativo. Se l'evento studiato è l'adozione delle proposte legislative, un'osservazione esce dal dataset quando la proposta è stata adottata. Tuttavia alcune proposte possono decadere o essere respinte, altre possono essere state ritirate dai proponenti oppure possono essere assorbite o stralciate. Il dataset può contenere quindi informazioni su diversi *tipi* d'evento che determinano la fine del processo legislativo. In questi casi, è necessario modellare i diversi tipi di rischi che sono in competizione fra loro ed è possibile ipotizzare che alcune covariate influenzino l'avverarsi solo d'alcuni tipi d'evento⁽²⁷⁾.

In altri casi, eventi dello stesso tipo si possono invece ripetere nel tempo. Ad esempio, il recepimento di una direttiva dell'Unione Europea consiste nell'adottare, in un ordine non predeterminato, una serie di misure nazionali di trasposizione⁽²⁸⁾. È legittimo sospettare che i tempi

(25) Per un dibattito empirico sul ruolo del tempo e sulla scelta di modelli temporali, si vedano Thomas KÖNIG, *Analysing the Process of EU Legislative Decision-Making: To Make a Long Story Short...*, in «European Union Politics», IX, 2008, pp. 145-65, Jonathan GOLUB, *The Study of Decision-Making Speed in the European Union: Methods, Data and Theory*, in «European Union Politics», IX, 2008, pp. 167-79, e Christopher ZORN, *Temporal Change and the Process of European Union Decision-Making*, in «European Union Politics», VIII, 2007, pp. 567-76.

(26) Se tuttavia si vogliono fare delle previsioni, i modelli parametrici sono preferibili: si veda Janet M. BOX-STEFFENSMEIER e Bradford S. JONES, *Event History Modeling: A Guide for Social Scientists*, cit., p. 87.

(27) Nelle ricerche sulla durata dei governi parlamentari, si può ad esempio distinguere tra la fine di un governo che porta allo scioglimento delle camere e quella che porta alla formazione di un altro governo senza nuove elezioni: si veda Daniel DIERMEIER e Randy T. STEVENSON, *Cabinet Survival and Competing Risks*, in «American Journal of Political Science», XLIII, 1999, pp. 1051-69.

(28) Tali misure possono anche essere di tipo differente, ad esempio di natura legislati-

d'adozione delle misure che recepiscono una singola direttiva non siano indipendenti fra loro. In questi casi sarebbe opportuno utilizzare stime robuste⁽²⁹⁾ degli errori standard, raggruppati per direttiva. In alternativa, si potrebbe stimare un modello *frailty* che tratta la correlazione tra i tempi d'adozione inserendo coefficienti random nel modello⁽³⁰⁾.

Vi sono altri due elementi da tenere in considerazione quando si studiano modelli temporali. In primo luogo, se abbiamo delle covariate che variano nel tempo (*time varying covariates*), è necessario modificare la struttura del dataset per tenerne conto. Per ogni nuovo valore della covariata, è necessario generare una nuova osservazione per ogni singola unità d'analisi e stimare errori standard robusti raggruppati per unità d'analisi. Questa procedura ha lo svantaggio di aumentare notevolmente la dimensione del nostro dataset, ma ha tuttavia il vantaggio, rispetto al modello di regressione tradizionale, di tenere correttamente in considerazione le covariate che variano nel tempo. La seconda questione riguarda eventi che hanno la stessa durata nel modello Cox. Questi eventi possono essere gestiti utilizzando procedure con diversi livelli di complessità e precisione⁽³¹⁾.

Concludiamo infine con la diagnostica che bisogna svolgere dopo aver stimato un modello Cox. Se il modello è specificato correttamente, la radice quadrata del coefficiente stimato da un *link test*⁽³²⁾ non deve differire da zero in modo significativo, i residui Cox-Snell devono avere una determinata distribuzione e i residui Martingale di ogni covariata non devono differire da zero⁽³³⁾. Se il ricercatore incontra problemi, è

va, esecutiva o regionale, si veda Enrico BORGHETTO, Fabio FRANCHINO e Daniela GIANNETTI, *Complying with the Transposition Deadlines of EU Directives: Evidence from Italy*, in «Rivista italiana di politiche pubbliche», V, 2006, pp. 7-38.

(29) Ad esempio la stima robusta proposta da D.Y. LIN e L.J. WEI, *The Robust Inference for the Cox Proportional Hazards Model*, in «Journal of the American Statistical Association», LXXXIV, 1989, pp. 1074-78.

(30) Seguendo dunque una logica simile ai modelli multilivello discussi nel precedente paragrafo, si vedano Janet M. BOX-STEFFENSMEIER e Bradford S. JONES, *Event History Modeling: A Guide for Social Scientists*, cit., p. 157-66, e Janet M. BOX-STEFFENSMEIER, Suzanna DE BOEF e Kyle A. JOYCE, *Event Dependence and Heterogeneity in Duration Models: The Conditional Frailty Model*, in «Political Analysis», XV, 2007, pp. 237-56.

(31) Si veda Janet M. BOX-STEFFENSMEIER e Bradford S. JONES *Event History Modeling: A Guide for Social Scientists*, cit., pp. 54-59.

(32) Il comando STATA è semplicemente *linktest* ed il parametro è *hatsq*.

(33) La diagnostica è trattata nel capitolo 8 di Janet M. BOX-STEFFENSMEIER e Bradford S. JONES, *Event History Modeling: A Guide for Social Scientists*, cit., e nel materiale seminariale disponibile sul sito di B. Jones.

possibile che il suo modello non sia sufficientemente specificato o che la forma funzionale non sia corretta. Sarebbe dunque opportuno includere ulteriori covariate, oppure loro trasformazioni o interazioni.

Infine è necessario valutare la correttezza di un assunto importante del modello Cox secondo il quale l'effetto delle covariate sulla probabilità dell'avverarsi di un evento è proporzionale e costante nel tempo (*proportional hazards assumption*). Se non è così, i coefficienti prodotti dal modello Cox rischiano di sovrastimare o sottostimare l'effetto delle covariate. Il test di Grambsch e Therneau⁽³⁴⁾ permette di verificare la validità di quest'assunto. Per ogni covariata che lo viola è necessario quindi inserire nel modello un'interazione fra tale covariata e una funzione del tempo. Sarebbe poi opportuno che l'analisi seguisse le indicazioni sull'interpretazione dei modelli con interazioni discusse nel secondo paragrafo. Sebbene questa sia la strategia consigliata⁽³⁵⁾, rimane tuttavia da capire quali possano essere le motivazioni teoriche per le quali l'effetto di una covariata vari nel tempo. In questi casi ci dovremmo far guidare forse dall'istituzionalismo storico, dalla teoria dei giochi dinamici o da altri approcci diacronici.

Conclusioni

I modelli discussi in questo saggio sono un piccolo esempio delle innovazioni econometriche che sono di particolare utilità per le ricerche degli scienziati politici. Altre non sono state discusse, ma sono anch'esse importanti, specialmente per studi diacronici e comparati⁽³⁶⁾.

(34) Patricia M. GRAMBSCH e Terry M. THERNEAU, *Proportional Hazards Tests and Diagnostics Based on Weighted Residuals*, in «Biometrika», LXXXI, 1994, pp. 515-26. Il test si esegue con il comando *stphetest* in STATA. Un metodo alternativo è quello di mappare i residui Schoenfeld d'ogni covariata rispetto al tempo. Se la relazione è lineare, l'assunto non è violato. Questo metodo è tuttavia meno preciso in quanto si basa sulla semplice osservazione di grafici.

(35) Si vedano le applicazioni di Enrico BORGHETTO, Fabio FRANCHINO e Daniela GIANNETTI, *Complying with the Transposition Deadlines of EU Directives: Evidence from Italy*, cit., Jonathan GOLUB, *Survival Analysis and European Union Decision-Making*, in «European Union Politics», VIII, 2007, pp. 155-79, Lanny W. MARTIN, *The Government Agenda in Parliamentary Democracies*, in «American Journal of Political Science», XLVIII, 2004, pp. 445-61 e Bernard STEUNENBERG e Michael KAEDING, *'as Time Goes by': Explaining the Transposition of Maritime Directives*, cit.

(36) Un dataset comparato e diacronico (*cross-section time series*) viola gli assunti del

Il modello di regressione classico è uno strumento di primaria importanza per la scienza politica quantitativa, ma impone assunti che sono frequentemente troppo distanti dalle complesse realtà oggetto di studio. Quando i nostri dati violano i suoi assunti, bisogna adottare modelli più appropriati se si vogliono stime accurate. Ad esempio, i modelli multi-livello, oltre a rispondere a problemi legati alla struttura dei dati, restituiscono un'immagine più fedele della realtà e sono in grado di dirci qualcosa anche sugli effetti di ciascun livello sul fenomeno osservato.

Rispondendo così in parte alle critiche che gli venivano mosse, l'econometria si sta dirigendo quindi nella direzione di modelli che sono in una qualche misura più aderenti alla realtà, sebbene siano più complessi e quindi richiedano al ricercatore una maggiore sensibilità sugli aspetti metodologici dell'analisi che intraprende.

Ci sono inoltre notevoli potenzialità per essere ancora più innovativi e sofisticati. Ad esempio lo studio delle interazioni può essere svolto su modelli multilivello e su modelli temporali quando le covariate interagiscono con una funzione del tempo. L'analisi multilivello con coefficienti random può essere applicata a modelli temporali quando gli eventi si ripetono nel tempo. Toccherà al ricercatore sfruttare le potenzialità e testare i limiti di queste innovazioni.

modello di regressione classico e richiede accorgimenti sia per le variabili indipendenti da includere nel modello, sia per il computo degli errori standard ed i test diagnostici, si vedano Nathaniel BECK e Jonathan N. KATZ, *What to Do (and Not to Do) with Time-Series Cross-Section Data*, in «American Political Science Review», LXXXIX, 1995, pp. 634-47, e Nathaniel BECK e Jonathan N. KATZ, *Nuisance Vs. Substance: Specifying and Estimating Time-Series-Cross-Section Models*, in «Political Analysis», VI, 1996, pp. 1-36.

