

\\ 382 \\

**Evoluzione delle imprese cooperative:
un'analisi con i modelli di durata**

di

Enrico Giovannetti

Ottobre 2001

Università degli Studi di Modena e Reggio Emilia
Dipartimento di Economia Politica
Viale Berengario, 51
41100 Modena (Italia)
e-mail: giovannetti@unimo.it

EVOLUZIONE DELLE IMPRESE COOPERATIVE: UN'ANALISI CON I MODELLI DI DURATA^S

1. Introduzione

L'analisi dei fattori che influenzano il ciclo di vita di un'impresa è utile sia per descrivere il loro effetto sull'andamento della popolazione nel tempo, sia per approntare eventuali strategie di sopravvivenza e di politica economica. Gli studi empirici sui processi demografici delle imprese sono, tuttavia, pochi e si basano spesso su dati limitati e lacunosi perché le fonti sono: di natura amministrativa, create per scopi diversi da quelli della ricerca, scarsamente utilizzabili per incompletezza e errori (Martini, 1990; Solinas, 1996). Considerare il ciclo di vita di un'unità economica implica usare concetti "biologici" quali nascita, evoluzione, riproduzione e morte. Inoltre, le imprese svolgono la loro attività organizzandosi per "rimanere in vita", perseguono un'armonia funzionale delle parti interne e interagiscono con l'ambiente: proprio come un organismo "vivente". In un approccio istituzionalista, e grazie all'introduzione del concetto di processo, la definizione economica di quei termini "biologici" diventa più agevole e fondata.

Il cuore della critica alle metafore biologiche è noto: trattare *"l'azione che ha luogo nelle faccende umane, senza l'intervento di decisioni umane basate sulla volontà e sulla scelta"* (Penrose, 1952; p. 128). Ma l'approccio istituzionalista rifiuta, perché non osservabile, la possibilità di atti economici indipendenti dalla cultura degli agenti e dalle regole che condizionano le loro scelte (Coase, 1991). In altri termini, si assume che non possano esistere relazioni a costi transattivi nulli, quindi con *nessuna* esternalità, e dunque tra scambisti puri in un contesto economico privo di istituzioni; pertanto, anche la definizione e l'analisi delle unità economiche non può prescindere dalle relazioni con il loro ambiente. D'altro canto, il concetto di processo introduce un limite spazio-temporale che opera una partizione del *continuum* nell'evoluzione delle unità economiche, rendendo possibile lo studio dei mutamenti di stato. Si introduce, quindi, in modo esplicito, la variabile "tempo storico", la cui rilevanza trova una giustificazione sul piano teorico; (Georgescu-Roegen, 1971, p. 213; Tani, 1986, pp. 198-199).

L'azione congiunta delle due ipotesi, da un lato, permette di contestualizzare e definire il confine spaziale del processo di vita e, dall'altro, rende teoricamente fondata la ricerca del confine temporale. Tale partizione, sarà appunto la variabile investigata sul piano empirico. A parità di ambiente, la diversa durata dei processi dovrebbe costituire un indicatore sia della dimensione economica, sia di eventuali diversità di tipologia. Le vicende economiche di queste partizioni potranno, allora, essere descritte nel tempo utilizzando con minore ambiguità i concetti di nascita, evoluzione, e morte.

Il presente lavoro investiga, pertanto, il ciclo di vita delle cooperative perché si presume (Hansmann, 1996, p. 22) che la longevità delle imprese sia un indicatore di efficienza economica, anche se l'ipotesi non è affatto "complanare" al concetto standard di efficienza della teoria economica. A tal fine, coerentemente con l'approccio istituzionalista, il concetto d'efficienza è interpretato in chiave transattiva. L'analisi della natimortalità

* Questo lavoro è stato realizzato anche per la disponibilità di numerosi enti e soggetti. Tra tanti, si ringraziano: la Lega delle Cooperative, l'Unione delle Cooperative, e l'Ufficio Provinciale del Lavoro per aver messo a disposizione il materiale di archivio; il dott. Matteo Melli per la collaborazione nella raccolta e nella sistemazione dei dati. Un ringraziamento commosso a Michele Lalla per i consigli, gli stimoli e la guida nella parte statistica, che hanno migliorato l'esposizione e la qualità del lavoro; naturalmente eventuali errori sono da attribuire esclusivamente all'autore.

tà delle imprese cooperative è una buona applicazione perché le istituzioni economiche vigenti legittimano la formazione di patti tra proprietari di fattori di produzione. Tra questi, il patto cooperativo trasforma i diritti di proprietà sulle singole risorse, in diritti di partecipazione, controllo e godimento dei benefici derivanti dall'azione collettiva in cui tali fattori di produzione agiscono in modo congiunto e indivisibile. La comunione delle risorse, la partecipazione dei soci ai benefici, l'impegno a sostenere e promuovere l'azione collettiva, corrispondono alla costruzione di un'unità funzionale fondata sulla formazione di un bene pubblico. Solo allora si registra un passaggio nei confini istituzionali di un nuovo insieme di fattori e, quindi, la nascita di una nuova unità economica empiricamente osservabile. La storia di quell'unità, fornirà preziose informazioni sull'efficienza della soluzione istituzionale stessa.

La struttura del lavoro è la seguente. Le caratteristiche dei dati sono descritte nel paragrafo 2. Le definizioni degli eventi essenziali nella dinamica di una popolazione di imprese sono riportate nel paragrafo 3. L'evoluzione della popolazione in oggetto è illustrata e commentata nel paragrafo 4. La relazione del ciclo di vita con le principali caratteristiche (disponibili) dell'impresa —e potenziali determinanti del suo processo di esistenza sul mercato— è esposta nel paragrafo 5. Le conclusioni seguono nel paragrafo 6.

2. Caratteristiche e limiti dei dati disponibili

L'unità di analisi è l'impresa cooperativa. I dati di ogni unità sono stati ottenuti dall'archivio (cartaceo) dell'Ufficio del Lavoro e della Massima Occupazione (ULMO) della provincia di Modena, per un totale di 2760 imprese. L'archivio contiene, infatti, il censimento delle imprese cooperative già presenti a Modena nell'immediato dopoguerra e tutti gli atti costitutivi dal 1948, anno di attuazione della «Legge Basevi» (Decreto Legislativo del Capo Provvisorio dello Stato, n. 1577 del 14 dicembre 1947, *Gazzetta Ufficiale* n. 17 del 22 gennaio 1948). È collegato a un libro mastro, che contiene la prima nota di nascite, cessazioni, fusioni, scioglimenti d'ufficio, e altri eventi rilevanti della vita delle imprese avvenuti nell'arco di 50 anni. Le informazioni utilizzabili sono: il numero di posizione, la denominazione, l'anno di costituzione, lo stato attuale, la data e le ragioni dell'uscita o del cambio di stato, il numero di soci iniziale, la classificazione secondo le categorie del Ministero del Lavoro. L'omogeneità territoriale delle imprese può, da un lato, limitare la generalizzazione dei risultati, dall'altro, aumentare la possibilità di osservare in "laboratorio" il comportamento della forma cooperativa. L'archivio è uno dei frutti del profondo cambiamento istituzionale introdotto dalla legge Basevi e dall'articolo 45 della Costituzione, in vigore dall'1/1/1948; questo consente, inoltre, di scegliere tale anno come punto di partenza più opportuno per le serie storiche usate nell'analisi.

I meccanismi istituzionali che presiedono allo sviluppo della cooperazione, sono di aiuto nella definizione dei concetti di "nascita" e "morte" delle imprese. A esempio, nel trattamento dei casi di fusione e incorporazione: la prima si ha quando due coop danno vita a una terza coop; e la seconda si ha quando una cooperativa integra un'altra. Non essendosi verificato alcun cambiamento istituzionale, i due fenomeni si possono considerare alla stregua di un processo d'integrazione d'impianti, all'interno di una sola impresa. Le imprese fuse (incorporate) sono state considerate, quindi, come unità locali "virtuali" di altre cooperative. Si è dunque scelto di eliminare l'impresa registrata come cessata per fusione/incorporazione, conservando solo la sopravvissuta.¹

¹ Nel caso in cui l'impresa incorporata sia più anziana, si rischia di sottostimare la durata del processo di vita complessivo dell'unità. Il peso di questi casi non è, tuttavia, elevato. Si potrebbe stimare, inoltre, la probabili-

3. Definizioni degli eventi di flusso: nascite, morti, trasformazioni

L'impresa cooperativa è progettata e fondata su un insieme di fattori produttivi di proprietà dei soci e contrattualmente indivisibile. I vantaggi degli agenti sono numerosi: dal diritto a partecipare alla direzione, alla trasmissibilità a generazioni successive dei "beni pubblici" accumulati, che comporta godimento di benefici su un orizzonte di lungo periodo. L'obiettivo economico non è la ricerca di vantaggi di transazioni a breve; al contrario, l'accordo è per un utilizzo congiunto di risorse su un orizzonte di lungo periodo, cercando di ottenere la massima continuità nel loro impiego. Accanto a questi elementi di efficienza "privata", l'abbattimento dei costi transazionali tra gli agenti —soprattutto in settori a aumento lento della produttività, con forte fluttuazione della domanda e in periodi economici particolarmente turbolenti— stabilizza la divisione sociale del lavoro e aumenta l'efficienza economica del sistema. Il particolare obiettivo di efficienza —che definisce la natura stessa dell'organismo operante— permetterebbe alla cooperazione di rivendicare, sia il diritto alla diversità (a esempio, nelle regole distributive interne o nel trattamento fiscale), sia le ragioni stesse della sua esistenza (Sapelli, 1998). L'analisi della natimortalità delle società cooperative è, quindi, interessante per verificare gli effetti della loro diversità contrattuale (Hansmann, 1996, p. 22).

L'impresa, vista come un organismo vivente, si costituisce (*nascita o ingresso*), si evolve (*crescita*), e cessa la sua attività (*morte o uscita*). I concetti di nascita e morte presentano, come si è detto, margini di ambiguità. Per esempio, si può assumere che l'impresa nasca (muoia) quando inizia a (cessa di) erogare beni e servizi: uno stabilimento avvia la produzione (chiude per fallimento). Tuttavia, il momento dell'inizio non è univoco. Ad esempio, un'impresa nasce quando ha espletato le procedure amministrative che la qualificano esistente, quando è in grado di iniziare l'attività, o quando inizia fisicamente il processo produttivo? Vi sono, poi, altre situazioni ambigue: trasferimenti, cambi di proprietà e gestione, scorpori, fusioni, modificazioni nella composizione dei gruppi.

Le ambiguità dei concetti di nascita e di morte derivano dalla dipendenza tra la definizione dell'oggetto e la sua esistenza. Nella teoria economica classica manca una definizione soddisfacente e esaustiva d'impresa, perché il concetto di funzione di produzione è dato, supponendo di poter prescindere dalle forme organizzative e dal contesto istituzionale. Al contrario, l'approccio "istituzionalista" considera il nucleo costitutivo dell'impresa fondato sul diritto di dirigere (organizzare) i fattori produttivi entro "certi limiti". L'impresa esiste (o cessa di esistere) rispetto a quel nucleo e, quindi, in funzione della *definizione* di quei limiti; pertanto, l'entità economica non cambia il suo stato quando cambia la titolarità della direzione, e neppure quando si modifica la composizione dei fattori impiegati. I parametri che definiscono il nucleo dell'impresa sono le istituzioni contrattuali vigenti e le possibilità organizzative permesse dalla divisione sociale del lavoro; entrambi storicamente determinati e non riducibili (Coase, 1937, 1991). L'impresa nasce, quindi, nel momento che l'*insieme dei fattori organizzati* "entra" nel regime che definisce il *diritto* (possibilità, limiti, e sanzioni) all'esercizio di quell'azione organizzativa: si ordina a qualcuno lo svolgimento di una serie di compiti, quando compierli, con quali modalità e per quanto tempo (Solinas, 1996). Viceversa, l'impresa muore quando lo

tà di fusione nel corso del tempo con le metodologie qui presentate, ma si tralascia per brevità. In ogni caso, il fenomeno delle fusioni ha un impatto trascurabile sulla popolazione delle imprese: circa il 3% su un arco di quattro anni.

scioglimento dell'entità economica risolve anche i contratti tra agenti, i quali "escono" dai limiti di diritti e doveri che li mantenevano uniti.

Tali definizioni implicano che gli eventi inerenti alle trasformazioni —quali fusioni, trasferimenti, cambi di proprietà, variazioni della forma giuridica— non debbono essere considerati come uscite perché non modificano la natura contrattuale del processo; essi si configurano solo come una cessione dei diritti di direzione a terzi e/o come parziale modificazione degli accordi contrattuali tra *singoli* fattori. Si noti che fusione e scorporo, ora, non sono simmetrici: nella fusione, l'entità rimane nel regime generale; nello scorporo, le nuove entità "entrano" nel regime senza alcun obbligo precedente. Per gli stessi motivi, l'auto-impiego e la forma cooperativa danno vita a imprese diverse rispetto al regime prevalente: l'auto-impiego, perché non presenta alcuna cessione a terzi dei diritti di direzione (Solinas, 1996); le cooperative, perché la forma organizzativa e, quindi, contrattuale dei processi poggia sulla formazione di un nucleo indivisibile di fattori cooperanti, con diritti congiunti di direzione e partecipazione.

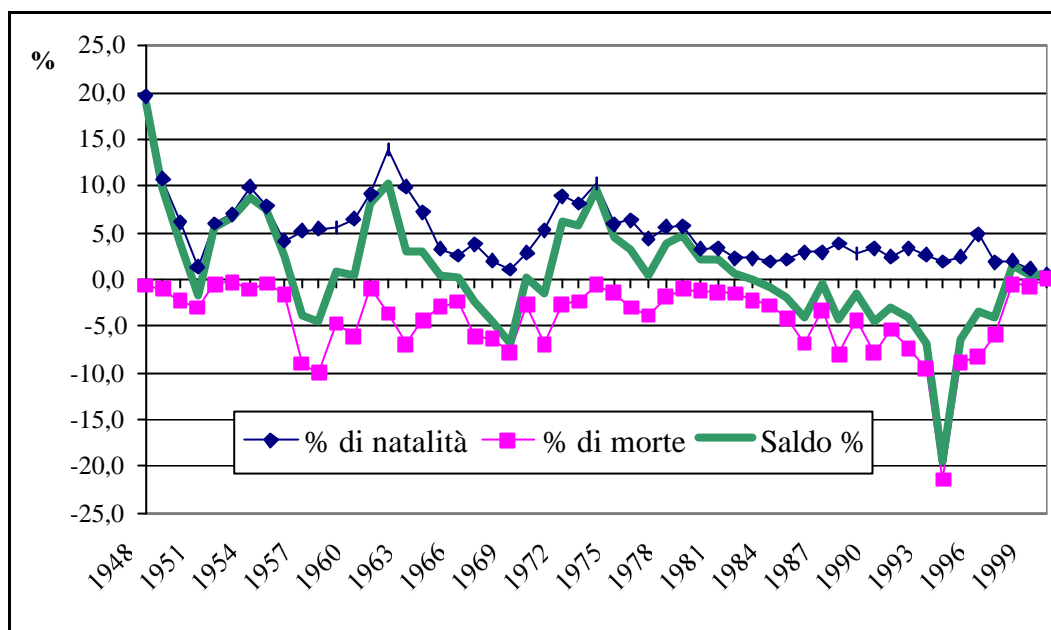
Sul piano empirico, i fenomeni di natimortalità non sono facili da rilevare per le caratteristiche dei dati e per le variabili di controllo adottate. Ma se le informazioni disponibili, sulle imprese tradizionali, non sempre permettono di accertare la natalità delle imprese, quelle sulle cooperative la permettono quasi sempre perché soggette a un regime giuridico e a controlli specifici. Infatti, la legislazione è attenta alla sorte delle risorse indivisibili e ai criteri distributivi adottati (nella ripartizione degli utili, nella formazione del ritorno, e così via). Tale scopo è conseguito con gli organismi che sanciscono, sia le regole d'ingresso, sia la vigilanza, sia le modalità di uscita (per la redistribuzione delle risorse indivisibili al fondo di sostegno del movimento cooperativo); anche in modo coercitivo, qualora venissero a mancare le caratteristiche contrattuali specifiche tra i membri del gruppo. Diventa, allora, più visibile sia l'ingresso, sia l'uscita delle cooperative stesse. Al contrario, la forma giuridica delle altre imprese non aiuta, in generale, a discriminare tra diversi modelli organizzativi e comportamenti "mimetici" generati, a esempio, da problemi fiscali (Solinas, 1996). L'archivio usato ha, dunque, una robustezza informativa assai più elevata del registro delle ditte delle CCIAA.

Le imprese analizzate sono: 642 attive, 7 fallite, 48 uscite, 913 cessate, 832 *sciolte* (cessazione guidata per via amministrativa). In totale, le imprese uscite sono 1800. Le imprese escluse dall'analisi sono: 6 inattive, 186 incorporate, 92 fuse, 27 trasferite, 7 non elaborabili. In totale, le escluse sono 318.

4. Descrizione della popolazione delle cooperative dal 1948 a oggi

La cooperazione modenese presenta una notevole espansione nel dopoguerra. Alla fine degli anni quaranta, la turbolenza prodotta dallo scontro politico tra i partiti popolari si riflette sulla dinamica della popolazione di cooperative, come si può vedere in figura 1, dalla quale si evincono anche gli effetti dell'aggressione del governo Scelba alla cooperazione e la crisi economica alla fine degli anni cinquanta (Muzzioli *et al.*, 1999). Negli anni sessanta si osserva una ripresa accentuata e il settore compie una mutazione radicale perché supera l'idea di cooperazione come difesa, per potenziare le economie di scopo nelle varie filiere: ridefinizione della divisione sociale del lavoro tra le cooperative, coordinamento degli obiettivi economici, produzione di servizi comuni, formazione di imprese rete e nodi di coordinamento (Giovannetti, 1997, 1998). Si osservano, così, la creazione di consorzi di secondo e terzo grado per coordinare le attività, e l'aumento delle fusioni/incorporazioni di altre coop per sfruttare le economie di scala in impianti più grandi e specializzati.

FIG. 1 - Tassi di natalità e tasso di crescita della popolazione di imprese cooperative in provincia di Modena nel periodo 1948-2000



Fonte: elaborazione propria dati ULMO

L'andamento anticiclico delle fusioni —avvenute quasi esclusivamente tra le imprese della Lega (Giovannetti, 1998)— sembra confermare l'esistenza di un coordinamento reticolare tra le unità che può avere determinato la contrazione della popolazione delle imprese, per conseguire economie di scala e tutelare l'integrità dei gruppi. Alla fine degli anni sessanta si ha una diminuzione del numero di imprese per processi di razionalizzazione concentrati soprattutto nei comparti agroindustriale, edile, e nelle coop di consumo. Successivamente, la cooperazione registra un lungo periodo di crescita raggiungendo il massimo della sua espansione numerica: negli anni settanta, il percorso di espansione è agevolato sia dalla favorevole congiuntura (locale), sia dal rapporto non ostile con gli attori della politica economica territoriale (comuni, province, e regioni). La crisi economica dell'ottantaquattro innesta una nuova fase di razionalizzazione e di divisione del lavoro nelle diverse branche e tra le imprese: in tutti i comparti "storici" si ha una contrazione del numero di unità, cui però non corrisponde una contrazione nel volume di attività economica complessiva (Giovannetti, 1997, 1998). La Lega Coop, più interessata alla ricerca di economie nell'attività d'impresa, ha favorito il fenomeno della fusione; il suo peso è stato rilevante, in particolare, nei settori dell'agroindustria (cooperative di produzione e lavoro, caseifici) e del consumo.

La classificazione ufficiale del Ministero del Lavoro è insoddisfacente perché non tiene sempre conto delle funzioni svolte dalle imprese cooperative. Si è costruita *ex-post*, perciò, una tipologia funzionale, basata sui contratti e sugli obiettivi sociali delle diverse coop che ha individuato tre grandi gruppi. Il primo contiene le cooperative di "Produzione e Lavoro" (P&L), in cui i soci partecipano direttamente all'esecuzione dei processi produttivi e, quindi, la loro sorte economica è strettamente influenzata dai processi di vita che caratterizzano l'impresa. Il secondo, denominato "Nodi di Rete" (N&R), contiene imprese in cui i soci partecipano alla direzione dei processi mettendo in comune principalmente risorse materiali. Il terzo è costituito dalle "Agenzie e Mutue" (A&M), dove i

membri della cooperativa delegano a una Direzione (non necessariamente composta da soci) la gestione delle risorse comuni, anche in una produzione congiunta di beni e servizi: ricerca delle informazioni, controllo della qualità, corretta gestione del patrimonio, azione mutualistica, eccetera. Tali gruppi possono essere ulteriormente suddivisi, in base alla qualità e l'entità delle risorse poste in comune (Giovannetti, 1998; pp. 137-142); alcuni dati relativi alle tipologie sono esposti nella tabella 2 (v. *infra*, §5.2). Si può appurare, così, l'ipotesi che il diverso ruolo funzionale influenzi il ciclo di vita, da solo o interagendo con altri caratteri (v. *infra*, §5.2).

5. Analisi dei processi di sopravvivenza e natimortalità

Il processo di vita della i -esima unità economica della popolazione delle imprese cooperative è costituito: dal suo ingresso all'interno dei confini istituzionali del regime della cooperazione al tempo t_{0i} , che può assumersi uguale a zero senza perdita di generalità; la sua permanenza sul mercato; e la sua uscita. Le caratteristiche individuali dell'impresa (settore, dimensione, numero di soci) sono indicate con un vettore riga $\mathbf{x}(t)$ e denominate regressori o covariate. Per ogni $t > t_0$ si assume che l'impresa i sia soggetta a una tensione, interna e ambientale, che genera una probabilità, $P[\mathbf{x}(t)]$, di cessare l'attività (uscire dal processo di vita) nell'intervallo di tempo compreso tra t e $t+dt$. Allora, occorre modellare la quantità $P[\mathbf{x}(t)]dt = h[\mathbf{x}(t)]dt$ che rappresenta la probabilità di transizione dallo stato di attività (viva) allo stato di inattività (morta). La funzione $h[\mathbf{x}(t)]$ è la funzione di rischio o di azzardo (*hazard function*) nel caso in cui vi sia un solo stato di destinazione. Se gli stati sono più di uno, invece, si ha un insieme analogo di funzioni, chiamate intensità di transizione. Il tempo trascorso nello stato è quindi una variabile casuale non negativa, T . La variabile osservata, invece, è $T_{oT} = \min(T, T_c)$, dove T_{cT} indica la durata trascorsa nello stato per le imprese ancora attive al momento dell'indagine: per il troncamento a destra e/o a sinistra si ha $T > T_{cT}$. Se si considerano regressori invarianti nel tempo, $\mathbf{x}(t) = \mathbf{x}$, e/o misurate al momento dell'ingresso nello stato, la funzione di rischio risulta così definita (Cox *et al.*, 1984; Kalbfleisch *et al.*, 1980):

$$[1] \quad h(t; \mathbf{x}) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t, \mathbf{x})}{dt} = \frac{f(t; \mathbf{x})}{1 - F(t; \mathbf{x})} = \frac{f(t; \mathbf{x})}{S(t; \mathbf{x})}$$

e rappresenta il tasso "istantaneo" di uscita dallo stato di attività nell'unità di tempo successiva a t , dato che non sia uscita nel periodo t precedente, per l'impresa con caratteristiche \mathbf{x} . Le uguaglianze successive esprimono il legame tra la funzione di rischio e la funzione di densità della variabile casuale T , $f(t; \mathbf{x})$, la funzione di ripartizione, $F(t; \mathbf{x})$, e la funzione di sopravvivenza, $S(t; \mathbf{x})$.

La durata della sopravvivenza può essere descritta utilizzando sia la funzione di ripartizione, $F(t; \mathbf{x})$, sia la funzione di densità, $f(t; \mathbf{x}) = F'(t; \mathbf{x})$, sia la funzione di sopravvivenza, $S(t; \mathbf{x}) = 1 - F(t; \mathbf{x})$. La funzione di rischio cumulata, $H(t; \mathbf{x})$, data dall'integrale di $h(t; \mathbf{x})$ rispetto a t , ha importanza nella specificazione di alcuni controlli sulla natura dei dati perché operando sui risultati dell'integrale, ovvero sulla somma di rapporti e numeri piccoli dati da $h(t; \mathbf{x})$, introduce un andamento meno brusco e fluttuante, ma non esprime una probabilità e non è facilmente interpretabile. La funzione di sopravvivenza sarà data, allora, da $S(t; \mathbf{x}) = \exp[-H(t; \mathbf{x})]$.

La funzione di rischio, che rappresenta la probabilità condizionata di uscire dallo stato di attività, si rivela, invece, più utile di quella incondizionata $F(t; \mathbf{x})$ o $S(t; \mathbf{x})$ o $f(t; \mathbf{x})$, perché fornisce una interpretazione immediata del fenomeno e il suo comportamento nel tempo mostra come agisce la conoscenza acquisita dall'operare nel mercato sulla possibi-

lità di continuare l'attività intrapresa. Per esempio, se $h(t;\mathbf{x})$ aumenta all'aumentare di t , si ha che "accelera" l'ingresso nell'inattività; viceversa, se diminuisce all'aumentare di t , si ha un incoraggiamento a continuare l'attività.

La conoscenza della distribuzione di una variabile casuale è interessante sia per individuare la probabilità che la durata assuma un valore in un determinato intervallo, sia per appurare la forma della funzione che è legata a un preciso meccanismo generatore dei dati e caratterizza il fenomeno in sé fornendo spunti anche per la politica economica (Lancaster, 1990). La rilevanza statistica è sempre connessa all'applicazione di metodi e tecniche, quali il *test* delle ipotesi, la costruzione degli intervalli di confidenza, l'analisi della regressione, e così via. L'importanza per la politica economica emerge, invece, dalle interpretazioni delle varie forme funzionali. Quando sia nota la relazione tra lo *stock*, il flusso, e il tempo —che sono, rispettivamente, il numero medio di imprese, le cessazioni delle attività, e la durata media delle attività—, differenti forme della stessa funzione di distribuzione che mantengano inalterata la media dei tempi, non mutano la relazione tra *stock*, flusso, e tempo. Infine, diverse forme funzionali possono indicare, a esempio, una minore o maggiore rilevanza delle durate (sopravvivenze) lunghe.

La specificazione della funzione di rischio si può basare su un modello di scelta ottimale per le unità in attività ancorato alla teoria economica (approccio strutturale) oppure si può analizzare l'effetto dei regressori sulla durata e sulla probabilità di uscire dallo stato di attività (approccio con forma ridotta), che è quello considerato in seguito. Un'ampia classe di modelli (con rischio proporzionale) si ottiene specificando $h(t;\mathbf{x})$ come prodotto di due funzioni identiche per tutte le imprese: una dipendente esclusivamente dal tempo, $h_0(t)$, e l'altra dipendente solo dai regressori, $\varphi(\mathbf{x},\mathbf{b})$, supposti siano invarianti nel tempo:

$$[2] \quad h(t;\mathbf{x}) = h_0(t;\mathbf{q}) \varphi(\mathbf{x},\mathbf{b})$$

dove $h_0(t;\mathbf{q})$ è la funzione di rischio di base ("latente") relativa a un vettore di regressori $\mathbf{x}=\mathbf{0}$, mentre $\varphi(\mathbf{x},\mathbf{b})$ esprime il cambiamento prodotto dalle caratteristiche individuali su $h_0(t;\mathbf{q})$. In altri termini, $h_0(t;\mathbf{q})$ rappresenta il tasso naturale di uscita nel corso del tempo, una sorta di "fato" economico; mentre $\varphi(\mathbf{x},\mathbf{b})$ rappresenta l'eterogeneità delle imprese e dipende dai pesi \mathbf{b} delle variabili \mathbf{x} , cioè dalla correlazione tra queste e la speranza di vita. Un parametro β con *segno positivo* comporta un incremento della funzione di rischio di base e facilita, dunque, l'uscita dall'attività; mentre un parametro β con *segno negativo* comporta un decremento della funzione di rischio di base e facilita la permanenza sul mercato.

I modelli (con rischio proporzionale) si differenziano in base alle diverse scelte di $h_0(t;\mathbf{q})$ e di $\varphi(\mathbf{x},\mathbf{b})$. Per ottenere la stima dei parametri \mathbf{b} non è sempre necessario esplicitare la forma della funzione di rischio di base: modello semiparametrico di Cox (Cox, 1972; Cox *et al.*, 1984). Le specificazioni di $h_0(t;\mathbf{q})$ più utilizzate sono tre. La prima è $h_0(t;\mathbf{q}) = \lambda$ (costante), che implica la distribuzione esponenziale di T , ma poiché dipende da un solo parametro risulta un po' restrittiva. La seconda è $h_0(t;\mathbf{q}) = \lambda \alpha (\lambda t)^{\alpha-1}$ (potenza), che implica la distribuzione di Weibull per T e rappresenta funzioni di rischio monotone (crescenti per $\alpha < 1$, costanti per $\alpha = 1$, e decrescenti per $\alpha > 1$). La terza è $h_0(t;\mathbf{q}) = \lambda \alpha (\lambda t)^{\alpha-1} [1 + (\lambda t)^\alpha]^{-1}$, che implica la distribuzione log-logistica per T e rappresenta funzioni di rischio con andamenti non monotoni. La specificazione più usata della funzione che descrive l'impatto delle variabili esplicative sulla funzione di rischio di base è la forma log-lineare: $\varphi(\mathbf{x},\mathbf{b}) = \exp(\mathbf{x}\mathbf{b})$.

La stima dei parametri dei modelli di durata può basarsi: su metodi non parametrici, che utilizzano le tecniche di costruzione delle tavole di sopravvivenza e *test* che non richiedono alcun assunto sulla forma funzionale della densità di probabilità; o su metodi

parametrici che adottano, invece, una determinata funzione di densità di probabilità caratterizzata da parametri che ne definiscono il comportamento.

5.1. Metodi di stima non parametrici: le tavole di sopravvivenza

I metodi di stima non parametrici sono molto flessibili perché non richiedono assunti particolari per l'analisi, ma non si possono applicare in tutti i contesti, specie quando i dati sono molto eterogenei; l'eterogeneità è catturata spesso dal vettore di covariate \mathbf{x} e, pertanto, nelle espressioni di questa sezione il simbolo è eliminato per semplicità perché si è nel caso $\mathbf{x}=\mathbf{0}$. I dati di natura economica sono raramente omogenei e, quindi, l'analisi esclusivamente non parametrica appare non rilevante; tuttavia, è molto importante per la verifica della specificazione dei modelli e per una eventuale combinazione con il metodo parametrico.

I descrittori del processo della dinamica della popolazione di imprese (sopravvivenza, nascita, e morte) sono: la funzione di sopravvivenza, $S(t)$; la funzione di densità, $f(t)$; e la funzione di rischio, $h(t)$. Si possono stimare con il metodo delle tavole di sopravvivenza (*life table method*) che assegnano una massa di probabilità a ogni valore osservato del tempo di uscita; se le durate di attività sono tutte completate (periodi completi), che non è il caso presente, allora si può usare lo stimatore di Kaplan-Meier o metodo del prodotto-limite (Kaplan *et al.*, 1958). Il metodo delle tavole di sopravvivenza tiene conto delle durate di attività in corso di svolgimento (periodi incompleti o trascorsi) per stimare sia le proporzioni di uscite dallo stato di attività, sia le proporzioni di permanenze nello stato. Il destino delle imprese attive, al tempo t_i , non è noto sicché bisogna formulare un modello di comportamento al fine di prevedere la loro evoluzione nel futuro. Siano n_i le imprese che entrano nell'intervallo di tempo (t_{i-1}, t_i) , siano w_i le imprese che non completano il periodo di sopravvivenza in tale intervallo di tempo; il numero di imprese esposte al rischio nell'intervallo di tempo (t_{i-1}, t_i) non sarà pertanto n_i , ma un numero inferiore che si può valutare solo arbitrariamente assumendo delle ipotesi sulla loro possibilità di uscita nel tempo successivo a t_i . Si possono formulare ipotesi diverse e anche complesse sul comportamento nell'uscita delle imprese; ma, in genere, si assume che le non uscite nel periodo (t_{i-1}, t_i) , perché non hanno completato l'intervallo al momento delle osservazioni, si comportino come se la metà di essi fosse sottoposta a rischio durante il periodo di tempo (t_{i-1}, t_i) ; sicché il numero di imprese a rischio sarà $n_i' = n_i - w_i / 2$. La stima della probabilità che una impresa esca dallo stato nell'intervallo di tempo (t_{i-1}, t_i) sarà, perciò, $\hat{q}_i = d_i / (n_i - w_i / 2)$. Argomentazione diversa: se le w_i imprese non fossero state osservate prima di aver completato il periodo di sopravvivenza, la mortalità attesa delle w_i imprese sarebbe stata $\hat{q}_i w_i / 2$. Il saggio di mortalità stimato sarebbe dato, allora, da $\hat{q}_i = (d_i + \hat{q}_i w_i / 2) / n_i$, che è equivalente alla precedente espressione. A ogni istante di tempo t_i , la funzione di sopravvivenza, \hat{S}_i , è data dal prodotto della funzione di sopravvivenza al tempo t_{i-1} , \hat{S}_{i-1} , che indica la proporzione (cumulata) di imprese sopravvissute fino a un istante prima di t_i , e la probabilità di sopravvivere da t_{i-1} a t_i , indicata con \hat{p}_i , ossia $\hat{S}_i = \hat{S}_{i-1} \hat{p}_i$. Le grandezze in gioco, pertanto, sono il *numero stimato di imprese a rischio*

$$[3] \quad n'_i = n_i - w_i / 2;$$

la *probabilità stimata di cessazione dell'attività*

$$[4] \quad \hat{q}_i = d_i / (n_i - w_i / 2);$$

dove e $\hat{q}_i = 1 - \hat{p}_i$; la *funzione di sopravvivenza*

$$[5] \quad \hat{S}_i = \hat{S}_{i-1} \hat{p}_i = \prod_{j=1}^i [1 - (d_j / n'_j)].$$

L'errore standard di \hat{S}_i , $ES(\hat{S}_i)$, che corrisponde alla radice quadrata della sua varianza (Cox *et al.*, 1984, pag. 56), è dato da:

$$[6] \quad ES(\hat{S}_i) = \hat{S}_i \left(\sum_{j=1}^i \frac{d_j}{n'_j (n'_j - d_j)} \right)^{1/2}.$$

Ricordando ancora che \hat{S}_i coincide con la proporzione di imprese che rimangono nello stato di attività dopo l' i -esimo intervallo di tempo, sarà $\hat{S}_0 = 1$ e $\hat{p}_1 = n'_1 / n$; inoltre, se le durate sono tutte completate (non troncate), allora \hat{S}_i coincide con la stima del prodotto limite (Kaplan *et al.*, 1958).

La *funzione di densità* esprime la probabilità di osservare un'uscita nell'unità di tempo di interesse e può essere stimata, non parametricamente, usando la frequenza relativa: $\hat{f}_i = n_i / n$, ma è uno stimatore ovviamente inefficiente. Si può partire, invece, dalla definizione di f_i come derivata di $S(t)$, da cui si ottiene:

$$[7] \quad \hat{f}_i = \hat{S}_{i-1} \hat{q}_i / (t_i - t_{i-1})$$

dove la stima \hat{f}_i viene a cadere al centro dell'intervallo di tempo (t_{i-1}, t_i) , ma per semplicità, si è evitato di indicarlo con il pedice m . Per l'errore standard di \hat{f}_i , $ES(\hat{f}_i)$, si veda Lee (1992, p. 89).

La *funzione di rischio* può essere stimata, non parametricamente, usando la definizione. Analogamente, alla funzione di densità, risulta stimata nel punto centrale dell'intervallo di tempo (t_{i-1}, t_i) . Lo stimatore della funzione di rischio è

$$[8] \quad \hat{h}_i = \frac{2\hat{q}_i}{(t_i - t_{i-1})(1 + \hat{p}_i)},$$

e per l'errore standard si vedano si veda Lee (1992, p. 89).

La tavola di sopravvivenza, così costruita, è illustrata nella tabella 1 che riporta: in prima colonna, il punto di partenza di ogni intervallo (0= da 0 a 2 anni; 2= da 2 a 4 anni; eccetera); in seconda, il numero di imprese a rischio all'inizio dell'intervallo, n_i ; in terza, il numero di imprese (con età t_i) ancora in attività, w_i ; in quarta il numero di imprese a rischio corretto, n'_i ; in quinta, il numero di imprese decedute nell'intervallo dato, d_i . Allo stato attuale non sono osservabili imprese ancora operative con età minore o uguale a 2 anni e, quindi, $w_0 = 0$. Nel primo periodo, tutte le imprese disponibili sono soggette a rischio di uscita (colonna n'_i), e 10 di esse sono effettivamente uscite dopo un periodo non superiore a due anni (colonna d_i). Nel secondo periodo ci sono 12 imprese, *ancora attive*, che hanno una vita che va da 2 a 4 anni. Tali unità sono entrate in punti diversi del tempo e non tutte hanno lo stesso rischio di uscita: per convenzione si conside-

rano a rischio solo la metà di esse. Nella colonna n_i' sono riportate quindi solo 2330 (= 2336 - 12/2) imprese, secondo l'equazione [3]. Le proporzioni di uscite e di sopravvissute sono calcolate secondo l'equazione [4] e riportate, rispettivamente, nelle colonne \hat{q}_i e \hat{p}_i (dove $\hat{p}_i = 1 - \hat{q}_i$). Nel primo periodo la probabilità di uscita è pari alla proporzione degli eventi terminali, \hat{q}_0 , e $\hat{p}_0 = 1 - q_0$ è anche il primo valore della colonna \hat{S}_i . Nel secondo periodo si deve calcolare la probabilità di superarlo, dato che si è superato il primo. A esempio, dopo un periodo di 4 anni sono uscite 81 imprese delle 2330 esposte al rischio: la probabilità di uscita è dunque 0.0348 (colonna \hat{q}_i).

La *funzione di sopravvivenza* (colonna \hat{S}_i) esprime una stima della probabilità di sopravvivere alla fine di ogni periodo e misura il complemento a uno del tasso di riduzione della popolazione, in assenza di nuove entrate: è una funzione monotona non crescente (a gradino). Può essere calcolata con i dati delle colonne che la precedono, come indicato nell'equazione [5]. Per esempio: $\hat{S}_2 = 0,9957 \times 0,9652 = 0,9611$. I dati della tabella 1 mostrano un tasso di decadimento molto basso, soprattutto se confrontato con quello di altre forme impresa (Solinas, 1996). Si può anche ravvisare il maggiore rischio di uscita per le imprese più "giovani", ossia, una non trascurabile "mortalità infantile"; infatti, decade più velocemente negli intervalli più brevi e, quindi, la probabilità di uscita si "addensa" soprattutto nei primi anni di vita dell'impresa (figura 2). In generale, un qualsiasi "gradino" della funzione di sopravvivenza non è sostanzialmente diverso da tutti gli altri, non importa la lunghezza del periodo di attività. Non si deve però dimenticare che il dato è relativo all'universo delle cooperative. Infatti, come si vede nel grafico di destra della figura 2, il comportamento dei diversi gruppi d'impresa è assai diverso nel corso del tempo; in particolare, la mortalità nei primi anni di vita è un fenomeno che riguarda prevalentemente le imprese non aderenti a alcuna organizzazione. Si noti, poi, che la funzione di sopravvivenza non si azzerava perché un consistente numero di imprese (62) ha un'età superiore a 50 anni.

La *densità di probabilità*, illustrata in figura 2 e non in tabella 1 per brevità, si calcola con l'equazione [7] o con $\hat{f}_i = (\hat{S}_{i-1} - \hat{S}_i) / (t_i - t_{i-1})$.

La *funzione di rischio* (colonna \hat{h}_i) misura, localmente, l'inclinazione della scalinata, ovvero se un gradino è proporzionalmente diverso dal precedente. L'altezza relativa di un "gradino" della funzione di sopravvivenza si può calcolare con l'equazione [8] oppure con $\hat{h}_i = (1 - \hat{p}_i) / (1 + \hat{p}_i)$. A esempio, nella tabella 1, la proporzione di imprese sopravvissute del terzo intervallo è 0.9239; allora il valore della funzione del rischio per la terza classe diventa $0,0396 = (1 - 0,9239) / (1 + 0,9239)$. Nelle due colonne finali della tabella 1 sono riportati i corrispondenti errori standard. La funzione di rischio mostra, a tratti, una certa indipendenza dalla lunghezza dell'intervallo, quasi come fosse un processo senza memoria, ossia, governato da una distribuzione esponenziale delle durate. In realtà, l'andamento della funzione di rischio cumulata (figura 3) mostra due cambi di concavità. Tra i cinque e i vent'anni, la concavità è rivolta lievemente verso il basso, denotando una dipendenza negativa dallo stato: all'aumentare della durata (di sopravvivenza) aumenta la possibilità di restare attiva, ma i valori numerici sono tra i più elevati. Tra i venti e quarant'anni, la concavità è rivolta verso l'alto, denotando una dipendenza positiva dallo stato: all'aumentare della durata (di sopravvivenza) diminuisce la possibilità di restare attiva. I valori numerici più bassi, quasi la metà dei precedenti, indicano che è diminuita la probabilità di cessare l'attività e l'impresa sa resistere meglio alle avversità del mercato. Si ha

una turbolenza intorno ai quarantacinque anni e, poi, si osserva un andamento quasi lineare e con pendenza un po' più bassa dei due segmenti precedenti. Tale andamento suggerisce un processo assimilabile al ciclo di vita di un imprenditore; infatti, sebbene si tratti di una direzione collegiale, il ritirarsi di un membro influente (o più di uno) può indebolire l'impresa e condurla alla cessazione dell'attività; superati i cinquant'anni l'impresa sembra diventare "autonoma" dalle circostanze individuali.

TAB. 1 – Tavole di mortalità delle cooperative in provincia di Modena

t_i	n_i	w_i	n'_i	d_i	\hat{q}_i	\hat{p}_i	\hat{S}_i	\hat{h}_i	ES(\hat{S}_i)	ES(\hat{h}_i)
0	2346	0	2346	10	0,0043	0,9957	0,9957	0,0021	0,0013	0,0007
2	2336	12	2330	81	0,0348	0,9652	0,9611	0,0177	0,0040	0,0020
4	2243	47	2219,5	169	0,0761	0,9239	0,8879	0,0396	0,0066	0,0030
6	2027	38	2008	210	0,1046	0,8954	0,7951	0,0552	0,0084	0,0038
8	1779	31	1763,5	173	0,0981	0,9019	0,7171	0,0516	0,0095	0,0039
10	1575	37	1556,5	158	0,1015	0,8985	0,6443	0,0535	0,0101	0,0042
12	1380	36	1362	146	0,1072	0,8928	0,5752	0,0566	0,0105	0,0047
14	1198	29	1183,5	122	0,1031	0,8969	0,5159	0,0543	0,0107	0,0049
16	1047	19	1037,5	82	0,0790	0,9210	0,4752	0,0411	0,0108	0,0045
18	946	22	935	80	0,0856	0,9144	0,4345	0,0447	0,0108	0,0050
20	844	30	829	54	0,0651	0,9349	0,4062	0,0337	0,0107	0,0046
22	760	22	749	49	0,0654	0,9346	0,3796	0,0338	0,0107	0,0048
24	689	27	675,5	27	0,0400	0,9600	0,3644	0,0204	0,0107	0,0039
26	635	44	613	28	0,0457	0,9543	0,3478	0,0234	0,0106	0,0044
28	563	36	545	27	0,0495	0,9505	0,3306	0,0254	0,0106	0,0049
30	500	6	497	27	0,0543	0,9457	0,3126	0,0279	0,0106	0,0054
32	467	14	460	36	0,0783	0,9217	0,2881	0,0407	0,0105	0,0068
34	417	21	406,5	19	0,0467	0,9533	0,2747	0,0239	0,0105	0,0055
36	377	30	362	24	0,0663	0,9337	0,2565	0,0343	0,0104	0,0070
38	323	30	308	18	0,0584	0,9416	0,2415	0,0301	0,0104	0,0071
40	275	22	264	25	0,0947	0,9053	0,2186	0,0497	0,0104	0,0099
42	228	5	225,5	43	0,1907	0,8093	0,1769	0,1054	0,0101	0,0160
44	180	9	175,5	14	0,0798	0,9202	0,1628	0,0415	0,0100	0,0111
46	157	15	149,5	28	0,1873	0,8127	0,1323	0,1033	0,0097	0,0194
48	114	3	112,5	49	0,4356	0,5644	0,0747	0,2784	0,0082	0,0382
≥50	62	36	44	26	0,5909	0,4091	0,0306		0,0065	

Nella figura 3 si sono riportate anche le funzioni di rischio cumulate per istituto di controllo: risaltano ancora le differenze tra i gruppi e il più alto rischio di mortalità infantile nella popolazione priva di referenti istituzionali di indirizzo. In particolare, le funzioni di rischio cumulate delle imprese appartenenti all'Unione e alla categoria residuale "Altri" quasi coincidono; quella della Lega è ancora più bassa delle altre e, assieme a quella all'Unione e di "Altri", presenta un andamento simile al totale, ma con minore intensità la differenza di comportamento rispetto alle imprese controllate dall'ULMO è, anche da questa prospettiva, assai netta.

Le durate mediane sono 33 anni per la Lega, 13 anni per l'Unione, e 12 anni per l'ULMO; per l'universo è 17 anni. Vi sono, quindi, profonde differenze nell'azione istituzionale di controllo e coordinamento (Lega e Unione), e in quella di solo controllo (UL-

MO). Inoltre, visti i comportamenti demografici radicalmente diversi, i grafici appena commentati sembrano sostenere l'ipotesi che il mondo della cooperazione sia composto di almeno due popolazioni, riconoscibili sulla base della loro adesione ai differenti organismi di controllo. L'analisi condotta finora è, tuttavia, ancora a uno stadio descrittivo e preliminare; inoltre, in un periodo di osservazione così ampio è difficile pensare che, a esempio, un intervallo di 10 anni sia sempre perfettamente paragonabile con ogni periodo storico di uguale lunghezza. Non si può supporre di osservare lo stesso andamento evolutivo, quindi, sia quando le imprese attraversano il periodo della ricostruzione nel secondo dopoguerra, sia quando affrontano la ripresa economica degli anni sessanta. Per tener conto di queste differenze, si è usato il modello di regressione di Cox.

FIG. 2 - Funzioni di densità, totale e per istituto di controllo, delle cooperative in provincia di Modena

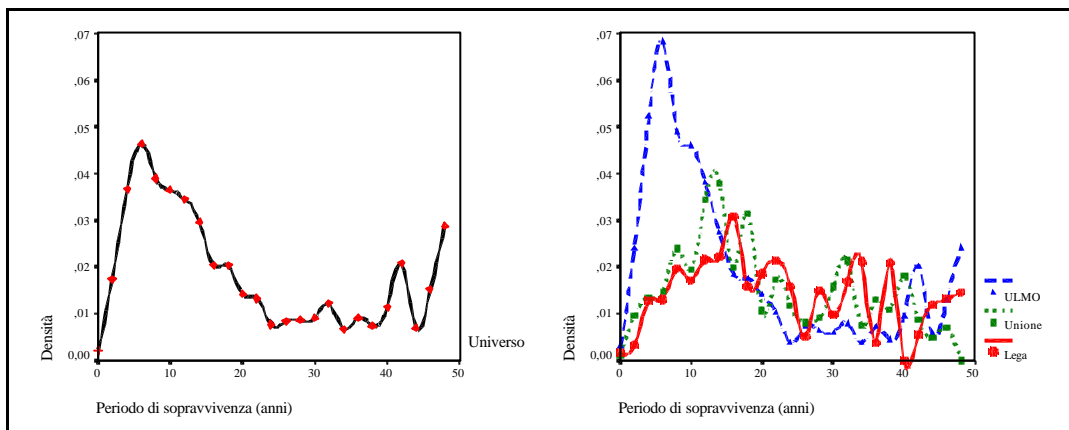
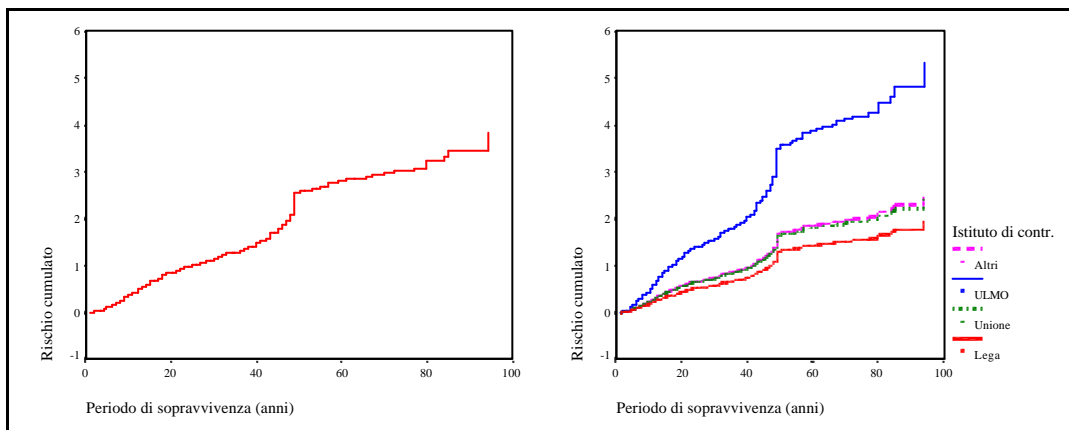


FIG. 3 - Funzioni di rischio cumulate, totale e per istituto di controllo, delle cooperative in provincia di Modena



5.2. Metodi di stima parametrici: la regressione di Cox

I metodi di stima dipendono dai tipi di modelli adottati e dai dati disponibili; per esempio, se tutte le durate sono complete e si utilizza un modello con durata accelerata, allora i parametri si possono stimare con il metodo dei minimi quadrati ordinari e non è necessario specificare la distribuzione di T (Cox *et al.*, 1984); se nell'insieme delle durate

vi sono numerosi periodi troncati, allora è necessario specificare la distribuzione di T e per la stima dei parametri si può ricorrere al metodo di massima verosimiglianza. Il metodo della verosimiglianza parziale consente di stimare, invece, solo l'effetto dei regressori sulla durata senza esplicitare la forma parametrica della funzione di rischio di base, $h_0(t; \mathbf{q})$, perché essa svolge il "ruolo" di un parametro funzionale e il modello diventa semi-parametrico. Per calcolare le stime dei parametri si procede alla massimizzazione della funzione di verosimiglianza parziale (Cox, 1975). Siano $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ gli n tempi corrispondenti ai diversi periodi osservati di durata per le n imprese in esame; sia R_i l'insieme degli indici da t_i a t_n , relativo alle imprese attive fino al tempo t_i , ossia l'insieme delle imprese a rischio di ampiezza r_j . La probabilità condizionale che una impresa, con vettore di regressori \mathbf{x}_i , cessi l'attività al tempo t_i , dato che sia l'unica a diventare cessata al tempo t_i . I tempi di durata osservati sono spesso, però, del tipo $t_1 < t_2 < \dots < t_r$, con $r < n$. Allora, ma più di una impresa può diventare inattiva al tempo t_i . Per le durate incomplete si assume che il troncamento avvenga immediatamente dopo l'uscita dallo stato, ma si tratta solo di una ragionevole approssimazione. La funzione di verosimiglianza parziale (Breslow, 1974), per le n unità, è data da

$$[9] \quad L(\mathbf{q}, \mathbf{b}) = \prod_i^r \frac{h(t_i, \mathbf{s}_i; \mathbf{q}, \mathbf{b})}{\left[\sum_{j \in R_i} h(t_j, \mathbf{x}_j; \mathbf{q}, \mathbf{b}) \right]^{m_i}}$$

dove m_i è il numero di imprese diventate inattive tra t_{i-1} e t_i , mentre \mathbf{s}_i è il vettore somma delle covariate a esse relative. I coefficienti della regressione, indicano la relazione delle rispettive covariate con il saggio di mortalità; un coefficiente positivo incrementa il valore del saggio istantaneo di mortalità e pertanto implica una diminuzione della probabilità di uscita, cioè indica una relazione negativa con i tempi. Un coefficiente negativo, invece, produce l'effetto inverso indicando, perciò, una relazione positiva con i tempi.

5.2.1. L'analisi strutturale

Le variabili di controllo impiegate nell'analisi sono cinque: (1) la direzione e il controllo istituzionale; (2) la congiuntura economica; (3) l'attività svolta; (4) il ruolo funzionale; (5) la dimensione economica. Si sono definite, inoltre, tre variabili dicotomiche (o di comodo o *dummy*): *stato*, che assume valore 1 quando l'impresa ha già cessato la propria attività (morta) e 0 quando la svolge ancora (viva); *sciolta*, che assume valore 1 quando la cessazione dell'attività è guidata per via amministrativa e 0 in tutti gli altri casi di cessazione; *crisi*, che assume valore 1 quando la cessazione dell'attività avviene in un periodo di crisi e 0 altrimenti. Alcune caratteristiche delle variabili utilizzate nel modello sono espresse nella tabella 2. Il grado di robustezza delle variabili impiegate non è sempre lo stesso. Infatti, se da un lato la classificazione dell'agenzia di controllo (Lega, Unione, eccetera) è molto precisa perché risponde a espliciti compiti istituzionali, la classificazione del comparto ISTAT diventa meno precisa, basandosi sulle informazioni incrociate delle classificazioni ULMO, informazioni dirette dei funzionari, materiale cartaceo, e indicazioni contenute nel nome della cooperativa. Lo stesso vale per la registrazione degli eventi di nascita e morte: le cooperative sono soggette a vigilanza obbligatoria almeno biennale, quindi la registrazione del tipo di uscita (fallimento, scioglimento, fusione, eccetera) è tempestiva e sufficientemente accurata. Le date certe di nascita e cessazione consentono così di collegare il periodo di vita al ciclo economico esterno.

L'unica informazione che è stata possibile utilizzare per la stima della dimensione economica delle imprese è il numero dei soci, che hanno fondato l'impresa. Il dato è stato

impiegato, anche con i gravi limiti che lo caratterizzano: in primo luogo, il dato non si riferisce al funzionamento a “regime”, bensì solo alla fase di partenza; inoltre, una cooperativa con 9 soci/addetti è incommensurabilmente diversa da un consorzio di 9 soci/impresa; una coop di produzione e lavoro con 100 soci è un organismo assai robusto, mentre una coop di consumo con 100 soci può essere un’entità gracile.

TAB. 2 – Media, deviazione standard (D.S.), e numero di casi per alcune variabili principali usate nell’analisi e per tipo di durata

Variabili	Durate complete			Durate incomplete		
	media	D.S.	<i>n</i>	media	D.S.	<i>n</i>
DURATE	17,04	14,02	1725	24,39	17,00	621
SOCI	15,27	9,79	1732	45,28	688,85	619
ISTITUTO ^(*)						
Lega	20,33	13,98	153	28,34	17,86	160
Unione	17,41	9,87	287	28,64	14,98	234
ULMO	16,48	14,88	1246	15,57	14,65	201
Altri	19,18	9,36	39	30,00	19,96	26
ISTAT ^(*)						
Agroindustria	17,48	13,05	627	32,16	13,69	241
Industria	20,23	17,19	112	17,48	16,86	42
Edilizia & ab	15,80	12,69	542	31,65	21,58	72
Trasporti	25,66	20,15	73	17,13	9,16	30
Servizi	16,11	14,53	317	16,86	14,60	228
TIPO (funzionale) ^(*)						
P&L	19,12	16,11	489	20,33	17,27	209
Nodi di rete (N&R)	16,85	12,59	483	29,31	15,16	264
Agenzie	16,55	13,67	671	22,83	17,79	134
Periodo di cessazione ^(*)						
Vecchie	50,02	25,56	44	81,05	12,07	21
Anni40	24,17	16,31	438	52,53	2,10	15
Anni50	16,15	12,45	326	43,54	2,80	54
Anni60	14,35	9,86	331	35,80	2,41	101
Anni70	13,52	5,32	398	24,90	2,80	159
Anni80	7,01	3,16	157	13,85	2,94	143
Anni90	3,52	1,65	31	5,84	1,88	128
SCIOLTA	14,13	11,47	804	—	—	—

(*) Il totale di colonna per ogni sezione dovrebbe essere uguale a quello della prima riga, piccole variazioni si hanno per i dati mancanti

Tali limiti, nella natura dei dati, diventerebbero assai meno stringenti se fosse noto il ruolo funzionale della cooperativa. In altri termini, se la classificazione del Ministero del Lavoro consentisse di porre la parità di condizioni per gruppi omogenei di imprese: a esempio, discriminando tra i 9 soci di una produzione e lavoro e le 9 imprese di un consorzio. Dati i gravi limiti della classificazione ufficiale, le imprese in archivio sono state riclassificate secondo le classi ISTAT e le tipologie funzionali sopra proposte (Giovannetti, 1998). Per i ¾ delle cooperative in archivio, la classificazione *ex-post* è stata abbastanza facile, sia per le informazioni già disponibili, sia per il tipo di attività svolta (a esempio, nel caso del gran numero di caseifici e latterie sociali). Per le imprese restanti, la classificazione è stata fatta manualmente incrociando informazioni diverse; ma per circa un centinaio (tutte imprese ULMO) non è stato possibile procedere, mancando completamente il riferimento sia al settore merceologico, sia alla funzione svolta.

La variabile *sciolta*, che denota i casi di “espulsione”, ha mostrato un elevato impatto nello spiegare il (loro) maggior rischio di uscita, che coincide in buona misura con il rischio di “mortalità infantile”. Inoltre, da un lato si può sostenere —essendo esclusi i fallimenti— che la variabile misura la “pressione” istituzionale e l’azione di dissuasione nei confronti della cooperazione spuria; dall’altro lato, le stime mostrano il peso di questi fenomeni all’interno della cooperazione stessa. L’attività di controllo è diversa per istituto: circa i $\frac{2}{3}$ delle uscite della Lega, $\frac{1}{2}$ dell’ULMO e $\frac{1}{4}$ dell’Unione. La variabile è stata, però, esclusa dal modello perché dalle informazioni reperibili non si evinceva con chiarezza se la chiusura era una conseguenza del rigore della vigilanza dell’istituto di controllo o della registrazione notarile del “naturale” fallimento dell’attività intrapresa.

La popolazione può essere suddivisa in strati secondo le combinazioni prodotte dagli incroci delle cinque variabili di controllo. Per ogni sottogruppo si può stimare la sua particolare funzione di rischio, misurando le differenze dall’andamento generale della popolazione: il valore positivo o negativo di tali differenze è dunque imputabile, a parità di condizioni, alle diverse variabili che definiscono lo strato. Tale strategia potrebbe basarsi anche solo sul metodo delle tavole di sopravvivenza; ma, come si è detto, è molto più efficace un modello parametrico o semiparametrico che incorpori le variabili esplicative. Le stime dei parametri del modello di regressione di Cox sono riportate in Tabella 3. L’impresa di riferimento —corrispondente al caso in cui tutte le covariate sono nulle, $x=0$ — è stata scelta considerando, in genere, le modalità tipiche e rappresentative: appartiene alla Lega per l’istituto di controllo, all’industria per la classificazione ISTAT, al tipo funzionale “A&M”, agli anni novanta per la congiuntura economica, e all’uscita in assenza di un momento di crisi. Si sono considerate, poi, solo le interazioni: classificazione ISTAT e crisi per tipo funzionale. Le altre interazioni del primo ordine sono state escluse perché non erano significative o presentavano uno scarso numero di casi negli incroci. Le interazioni di ordine superiore al primo sono state escluse perché o non erano significative, o erano poco interpretabili.

Le covariate con segno positivo e coefficiente significativamente diverso da zero, che esprimono un limite alla durata (lunga) dell’attività, sono: il tipo di istituto di controllo, la crisi, le interazioni dei servizi (modalità della classificazione ISTAT) e della crisi con il tipo funzionale. Il tipo di istituto di controllo svolge un ruolo importante nella sopravvivenza delle imprese; infatti, a fronte dell’azione “dissuasiva”, è confermata l’importanza economica —e non solo ideale— della costruzione del coordinamento cooperativo. La variabile che più determina l’aumento del rischio di uscita è ULMO ($p < 0,001$); in altri termini, la non-adesione alle organizzazioni storiche del movimento costituisce un elemento di maggiore rischio di interruzione dell’attività. L’Unione e “Altri” si possono assimilare alla Lega, anche se in figura 3 hanno mostrato una funzione cumulata di rischio un po’ diversa da quella della Lega: il controllo con le altre covariate ha attenuato la differenza. Ovviamente, la variabile crisi ha mostrato un segno positivo perché la presenza di una crisi accelera l’uscita dall’attività; interagisce anche con i tipi funzionali P&L (cooperative tradizionali) e N&R (nodi di rete), che mostrano nei momenti critici un aumento della probabilità di uscita rispetto alle A&M (agenzie e mutue). In questo caso, i valori debbono essere considerati, però, congiuntamente al solo effetto del ruolo funzionale svolto dalla cooperativa perché i coefficienti dell’interazione sono di segno opposto e “riequilibrano” l’impatto del tipo stesso. L’effetto netto è un aumento progressivo del rischio per le cooperative P&L e N&R, più esposte al ciclo economico: una forte congiuntura negativa può rendere relativamente più deboli queste tipologie nel loro ruolo di difesa dell’occupazione.

TAB. 3 - Determinanti della funzione di rischio: parametri della regressione di Cox

variabili	b	ES(b)	p<	variabili (segue)	b	ES(b)	p<
Soci	- 0,007	0,003	0,016	—Anni60	- 0,539	0,207	0,009
stituto				—Anni70	- 0,562	0,204	0,006
—Unione	0,028	0,103	^(a) NS	—Anni80	-0,047	0,205	NS
—ULMO	0,848	0,091	0,001	CRISI	0,510	0,095	0,001
—Altri	-0,035	0,185	NS	STAT*TIPO			
STAT				—Agroindustria*P&L	0,488	0,307	NS
—Agroindustria	- 0,505	0,283	0,075	—Agroindustria*N&R	0,253	0,331	NS
—Edilizia	-0,376	0,144	0,009	—Edilizia*P&L	0,088	0,209	NS
—Trasporti	-0,601	0,342	0,079	—Edilizia*N&R	0,083	0,420	NS
—Servizi	- 1,000	0,207	0,001	—Trasporti*P&L	-0,060	0,379	NS
—Commercio	- 0,450	0,161	0,005	—Trasporti *N&R ^(c)			
IPO				—Servizi *P&L	0,720	0,271	0,008
—P&L	- 0,907	0,208	0,001	—Servizi*N&R	0,692	0,335	0,039
—N&R	- 1,231	0,247	0,001	—Commercio*P&L	0,431	0,489	NS
CONGIUNTURA				—Commercio*N&R	-0,207	0,621	NS
—Antiche	- 2,965	0,470	0,001	CRISI*TIPO			
—Anni40	- 1,549	0,212	0,001	—Crisi*P&L	0,569	0,155	0,001
—Anni50	- 0,694	0,209	0,001	—Crisi*N&R	0,951	0,151	0,001
<i>n</i> (numero casi)	2274	<i>T_{oT}</i> =598 ^(b)		-2log(verosimiglianza)	22139		

(a) NS= Non significativo, ossia il parametro non è statisticamente diverso da zero.

(b) ToT indica le durate incomplete, ossia le imprese ancora attive sul mercato.

(c) Il coefficiente non è stato stimato perché la variabile è linearmente dipendente con le altre, ossia la cella o quella di riferimento è vuota.

Le covariate con segno negativo e coefficiente significativamente diverso da zero, che svolgono un ruolo di facilitazione dell'esercizio dell'attività sono: il numero di soci, le modalità della classificazione ISTAT, l'andamento nel tempo della congiuntura economica. Ovviamente, il coefficiente del numero dei soci è significativamente diverso da zero ($p < 0,001$) e contribuisce a aumentare la probabilità di sopravvivenza dell'impresa, come ci si poteva aspettare. Tutte le modalità della classificazione ISTAT presentano coefficienti statisticamente significativi e indicano, perciò, che hanno una maggiore probabilità di sopravvivere rispetto alle cooperative che operano nel settore dell'industria: il settore agro-industriale ($p < 0,075$) e il settore dei trasporti ($p < 0,079$) presentano valori appena vicini a quello critico con il test bilaterale; ma con un test unilaterale, in cui si assume di conoscere la direzione della relazione, sarebbero ugualmente significativi al 5%. I coefficienti delle variabili dicotomiche, che indicano il periodo storico in cui le coop sono entrate, si rivelano tutti statisticamente significativi (eccetto quello relativo agli anni ottanta) e con valori decrescenti nel tempo; ne consegue che le imprese di più recente costituzione hanno anche una minore probabilità di sopravvivenza nel tempo. Come si vede, il gruppo di variabili è assai importante, sia nel complesso, sia come singolo periodo; dato il segno negativo, si può sostenere che tanto più la coop è di antica esperienza, tanto più si abbassa il rischio di uscita: una sorta di dipendenza negativa dallo stato (*negative state dependence*). Dare un giudizio univoco sul significato economico di queste variabili è però assai difficile, essendo numerose le possibili chiavi di lettura.

Una prima interpretazione potrebbe sostenere che —per cultura della mutualità e condivisione del rischio d'impresa— di cooperative paragonabili a quelle che hanno dato vita e sostenuto il movimento ce ne sono sempre meno. Tale conclusione potrebbe preoccupare alcuni e far piacere a altri. Quest'ultimi potrebbero aggiungere che tanto più cadrà la

protezione politica e istituzionale di cui si sono fatte scudo le cooperative (certamente fino alle soglie degli anni novanta), tanto più sarà difficile distinguere il comportamento di una coop da quello di una qualunque altra impresa; dunque, tanto meno sarà necessaria una distinzione giuridica (e fiscale).

Una seconda interpretazione potrebbe sostenere, cambiando completamente chiave di lettura, che le variabili si comportano nel modo osservato, proprio a causa della specifica longevità del contratto cooperativo. L'aumento del rischio di uscita per le cooperative più recenti potrebbe essere causato, non dalla loro maggiore debolezza, bensì dai limiti di osservazione della strumentazione adottata; infatti, una delle ipotesi cardine è che si disponga dell'informazione completa sulla probabilità di uscita, per ogni classe di età. Se la cooperazione è caratterizzata da imprese molto longeve (con durate incomplete), allora è assai probabile che la loro presenza sarà tanto più sottostimata, quanto più recente è il loro ingresso nel settore.

Una terza interpretazione potrebbe sostenere, secondo una chiave di lettura intermedia, che le cooperative sono sottoposte, presumibilmente, a un severo processo di selezione competitivo che impone loro una costante azione di rinnovamento su due fronti: il fronte interno, attraverso la rivitalizzazione del patto cooperativo e la partecipazione dei soci; il fronte esterno, attraverso la ricerca di un inserimento stabile nella divisione del lavoro, proprio in settori caratterizzati da alta instabilità. Tutti i casi di successo del settore sono anche storie di crisi e di soluzioni innovative, che hanno cambiato più volte il percorso dell'impresa nel corso degli anni. Le cooperative più antiche, soprattutto nei settori tradizionali, hanno acquisito questa esperienza nel corso del tempo; ma è assai probabile che le imprese più recenti la stiano costruendo nei settori emergenti. A esempio, questo è proprio ciò che sta avvenendo nelle cooperative del terzo settore, con il loro sforzo di costruire un'azione consortile. Lo stesso avviene nel settore dei trasporti e della logistica, anche se con esiti più incerti e "drammatici"; a volte, paradossalmente, proprio per effetto della concorrenza di false cooperative. In generale, se fosse possibile generalizzare tali risultati, allora il periodo storico d'ingresso diverrebbe una *proxy* —non degli effetti del mutamento nella protezione "politica"— ma dell'importanza (cumulativa e congiunta) sia dell'innovazione organizzativa interna, sia delle funzioni istituzionali nella divisione sociale del lavoro della forma impresa; ciò deriva, soprattutto, dalla costruzione di *benchmarks* di comportamenti aziendali.

Per operare una controprova, si inverte il passo del ragionamento, e ci si sposta da un piano deduttivo a uno induttivo, utilizzando un caso di studio. Data l'abbondanza di informazioni disponibili, un processo specifico —storicamente determinato— verrà dunque utilizzato come modello di riferimento.

5.3. *Realtà e modello: un esercizio di verifica sulla CPL Concordia*

Si applica ora il modello a una cooperativa di lunghissima durata: la Cooperativa Produzione e Lavoro (CPL) di Concordia. La sua storia è riportata in estrema sintesi (Muzioli *et al.*, 1999).

La coop Produzione e Lavoro Concordia (CPL) è nata e morta molte volte. L'*Associazione fra gli operai e braccianti del Mandamento di Concordia* è stata costituita da 90 braccianti di Concordia il 24/8/1890. Il lavoro era diviso in squadre di 25 uomini, guidate da capisquadra eletti, che per il lavoro di sorveglianza percepivano lo 0,5% "sulla mercede giornaliera di ciascun operaio" (p. 83). Con queste regole contrattuali, nel 1892 i soci erano saliti a 876 e nel 1894 erano diventati 976. Un altro collante era la formazione di fondi per "istituzioni di previdenza e di mutua assistenza fra gli operai; e qualunque altra [istituzione] efficace pel miglioramento economico e sociale della Classe Lavoratri-

ce” (p. 85). Nel 1898 le direttive del generale Mirri decretarono la sua uscita e il Prefetto di Modena procedette alla chiusura. Il 23 Aprile del 1899 l’Associazione rinacque con l’adesione, in larga misura, dei soci precedenti. Cambiarono però le regole di adesione e di remunerazione. I soci erano esclusivamente braccianti (anche se piccoli proprietari), ma si prevedero le prime forme di collaborazione esterna sia con tecnici e amministrativi, sia con assunzioni temporanee di manodopera. L’impresa non superò la crisi economica degli anni ’30 e, nel ’33, cessò la sua attività.

La CPL, registrata poi nell’archivio ULMO, nacque ancora il 23/9/34 alla presenza dei 23 soci; a novembre dell’anno successivo i soci erano 105. L’attività dell’impresa precipitò su valori insignificanti nel ’36 e fu, di fatto, sospesa fino alla fine della guerra. L’1/7/1945 l’assemblea generale straordinaria della CPL, espulse i soci compromessi con le attività del regime, nominò nuovi consiglieri, e aprì le iscrizioni a nuovi soci; a settembre stipulò i primi contratti, a novembre aderì alla Federazione provinciale delle cooperative. Nel 1946 fu introdotto il primo macchinario nei lavori di sistemazione dell’argine del Secchia: un locomobile Austin Coppel da 14 cavalli. Un evento rilevante di fronte alla sterminata disoccupazione di quel periodo in cui si scioperava alla “rovescia”. Nel 1949 la CPL attraversò un periodo difficile per la caduta della domanda di opere pubbliche; nel 1951 assunse lavori in Sicilia affrontando una nuova difficile prova: l’apertura a tecnici e amministrativi per il cambio di attività, da lavori di movimento terra a opere civili; e larghi investimenti in macchinari *labour-saving*.

Nel 1957 la CPL ottenne il primo appalto nel settore degli acquedotti, dove non aveva né esperienza, né macchine, né competenze tecniche. Quando fu vinto l’appalto per il metanodotto di Castelfranco, alla metà degli anni ’60, la cooperativa versava ancora in pessime condizioni: i soci erano formalmente 400, ma solo una trentina prestavano la loro opera. La svolta economica innescata dal nuovo sentiero tecnologico (pp. 487-497) fu così radicale, che si può considerare come l’inizio di una nuova impresa. Da allora la CPL crebbe fino a oggi: fondamentale fu il passaggio dalla costruzione degli impianti, ai lavori di trasformazione e ai servizi di gestione dei metanodotti e della cogenerazione. La CPL, una delle più grandi cooperative di P&L con 213 soci e 435 addetti, è diventata il centro di una rete di rapporti multisettoriali.

Dal racconto è possibile estrarre alcuni dati di osservazione e altri —più soggettivi— di interpretazione dei fatti. I primi sono riportati nella Tabella 4: la cooperativa aderisce alla Lega, è classificata nel settore edile dall’ISTAT, è una P&L. I segni nella colonna denominata “Rischio” indicano il verso della relazione con la probabilità di uscire dallo stato di attività, ossia il segno del corrispondente coefficiente β : inserendo i valori di queste variabili nel modello, si ottiene la figura 4. È evidente che il confronto, tra l’andamento medio della funzione di rischio e l’andamento del rischio per la CPL, mostra la relativa “immortalità” di una cooperativa con le caratteristiche *generali* della CPL. Nella Tabella 4 sono stati inseriti solo i valori assunti dalle variabili esplicative nel modello; ma, se la storia precedente è fedele ai fatti, molte altre variabili potrebbero risultare attive ($0^* \rightarrow 1$); in particolare, tutto il gruppo delle variabili relative ai differenti periodi storici, ognuna delle quali potrebbe essere posta uguale a 1 per indicare la “rinascita” dell’impresa, a seguito delle profonde innovazioni avvenute nei diversi periodi. Dato il segno delle relazioni e il peso dei parametri, i nuovi risultati renderebbero ancora più netta la differenza di comportamento. Infine, sia nella storia della CPL, sia nell’andamento comparato delle funzioni di rischio, è possibile evincere ulteriori argomenti a favore della tesi dell’accumulazione e della trasmissione dell’esperienza aziendale come fattore critico; in particolare, si noti il brusco innalzamento, in quella totale e settoriale, dopo 40-45 anni (figura 3). In generale, indipendentemente dal periodo storico in cui si trova a operare, sembra assai probabile che la vita delle cooperative sia fortemente influenzata dalla “vita” lavorativa dei suoi soci fondatori; infatti, la maggiore “stabilità” nella funzione di rischio si ha tra i venti e i quarant’anni. L’osservazione mostra, quindi, che la vita dell’impresa

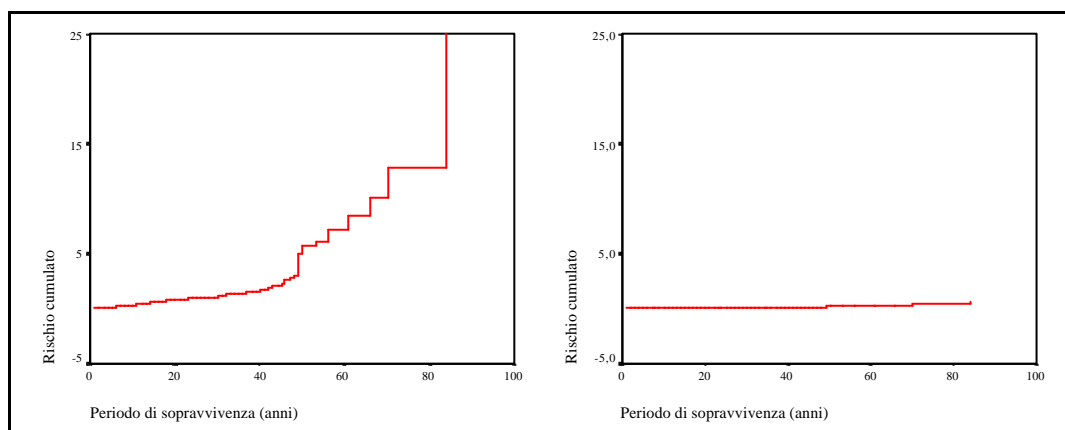
cooperativa non è completamente separabile — anche se in misura minore rispetto alle altre tipologie giuridiche — dalle vicende umane dei membri che la compongono.

TAB. 4 - Valori delle variabili nel modello di regressione di Cox per la CPL di Concordia

Variabili	Valori	Segno	Variabili (segue)	Valori	Segno
Soci	23	-	—Anni60	*0	-
Istituto			—Anni70	*0	-
— Unione	0	+	—Anni80	0	-
— ULMO	0	+	CRISI	0	+
— Altri	0	-	ISTAT*TIPO		
ISTAT			— Agroindustria*P&L	0	+
— Agroindustria	0	-	— Agroindustria*N&R	0	+
— Edilizia	*1	-	— Edilizia*P&L	*1	+
— Trasporti	0	-	— Edilizia*N&R	*0	+
— Servizi	*0	-	— Trasporti*P&L	0	-
— Commercio	0	-	— Trasporti *N&R [©]	0	
TIPO			— Servizi *P&L	*0	+
— P&L	*1	-	— Servizi*N&R	*0	+
— N&R	*0	-	— Commercio*P&L	0	+
CONGIUNTURA			— Commercio*N&R	0	-
— Antiche	*1	-	CRISI*TIPO		
— Anni40	*0	-	— Crisi*P&L	0	+
— Anni50	*0	-	— Crisi*N&R	0	+

* Valori che potrebbero essere cambiati da 0 a 1, e viceversa, in eventuali altre interpretazioni

FIG. 4 – Funzioni di rischio di base cumulate, alla media delle covariate, per la popolazione totale e per la (tipologia) "CPL"



6. Conclusioni

I risultati ottenuti descrivono la struttura del settore cooperativo e la sua evoluzione nel tempo, importanti sia per la costruzione di strumenti previsivi, sia per la politica economica. Le variabili disponibili sono risultate tutte determinanti per la sopravvivenza di un'impresa cooperativa: il numero di soci, l'istituto di controllo (diverso dall'ULMO), il settore di appartenenza (diverso dall'industria), il tipo funzionale (diverso dalle "agenzie e mutue"), e alcune interazioni tra loro. Il modello presentato nel paragrafo 5 consente, poi, di interpretare il ruolo del movimento cooperativo in mezzo secolo di storia in

un'area a economia diffusa. Per esempio, si è evidenziato che la longevità delle imprese cooperative modenesi è tanto più marcata quanto più è alta la loro capacità di sviluppare un'azione coordinata e reticolare. Ciò è coerente con altri contributi —teorici e empirici— sulla più alta probabilità di sopravvivenza dell'impresa cooperativa (tra gli altri: Ben-Ner, 1984, 1988; Craig *et al.*, 1992; Miyazaki, 1984; Pencavel *et al.*, 1994; Pérotin, 1986). In particolare, per l'approccio istituzionalista e per i riferimenti ai modelli francese e italiano, risultano interessanti i contributi teorici di Kymia Kamshad (1994, 1996, 1997); in tali lavori, molti dei punti nodali (formazione dei gruppi, indivisibilità, determinazione endogena dei salari, eccetera) sono formalizzati in un modello teorico dai risultati non divergenti da quelli qui descritti.

In un contesto teorico evolutivo, l'efficienza economica potrebbe essere misurata anche con il grado di longevità; pertanto, l'azione istituzionale di sostegno e incentivo, sancita dalla Costituzione, potrebbe essere ampiamente giustificata, specie se tale forma-impresa riesce a esprimere una forte capacità occupazionale. La cooperazione in provincia di Modena ha mostrato di raggiungere quegli obiettivi di efficienza; infatti, ha indicato *a tutti gli agenti*, pur nelle molteplici difficoltà, un sentiero economico praticabile attraverso la divisione del lavoro in settori difficili, e ha costruito beni pubblici di lunga durata tramite soluzioni contrattuali private. Naturalmente, il contesto locale può anche può appannare la forza intrinseca del modello: la lunga vita delle imprese cooperative mostrebbe soltanto l'esistenza di rendite di monopolio o di altre "imperfezioni" di diversa natura (eccessiva protezione istituzionale, eccessivi vantaggi fiscali, eccetera). Le divergenze di giudizio si incrementano quanto più crescono l'integrazione del settore e la capacità di riscuotere consenso nell'azione: il contenzioso teorico può trasformarsi, allora, in materia di conflitto politico, quindi, istituzionale. A esempio, le sentenze di condanna dell'antitrust nei confronti del sistema (cooperativo e consortile) nei due principali comparti lattiero-caseari (Parmigiano/Grana Padano e Gorgonzola) sembrano essere solo le prime avvisaglie di un problema di portata più generale, che può riproporsi in edilizia e/o nel terzo settore (Bergman, 1997).

La crescita della popolazione denota comunque l'importanza del modello cooperativo, tale da giustificare la differente normativa e le istituzioni che lo regolano. Purtroppo, in una visione evolutiva dell'efficienza, i risultati positivi non implicano che le stesse condizioni si riproducano tal e quale in futuro perché il contratto cooperativo è un'istituzione sensibile, non solamente al ciclo economico, ma anche alle teorie politiche e economiche prevalenti. A tal proposito, il caso della CPL Concordia, discusso e riletto in modo stilizzato nel paragrafo 5.3, costituisce un esempio interessante di una impresa efficiente e di successo, che si è trovata più volte a affrontare momenti di crisi, dove l'innescò e il superamento degli stessi è stato fortemente influenzato dal contesto politico e economico.

Enrico Giovannetti

Università di Modena – Dipartimento di Economia Politica
giovannetti@unimo.it

Riferimenti Bibliografici

- Ben-Ner, A. (1984), On the Stability of Cooperative Type of Organization, in *Journal of Comparative Economics*, 8, pp. 247-260.
- Ben-Ner, A. (1988), Comparative Empirical Observations on Worker-owned and Capitalist Firms, in *International Journal of Industrial Organization*, 6, pp. 7-31.

- Bergman, M. (1997), Antitrust, Marketing Cooperatives, and Market Power, in *European Journal of Law and Economics*, 4, pp.73-92.
- Breslow, N. (1974), Covariance Analysis of Censored Survival Data, in *Biometrics*, 30, pp. 89–99.
- Coase, R. (1937), La natura dell'impresa, in M. Grillo (a cura di), 1996, *Impresa, mercato e diritto*, Bologna, il Mulino, pp. 73-95.
- Coase, R. (1991), La struttura istituzionale della produzione, in M. Grillo (a cura di), 1996, *Impresa, mercato e diritto*, Bologna, il Mulino, pp. 329-343.
- Cox, D.R. (1972), Regression Models and Life Tables, in *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, 34, pp. 187–220.
- Cox, D.R. (1975), Partial likelihood, in *Biometrika*, 62, pp. 269–276.
- Cox, D.R. e Oakes, D. (1984), *Analysis of Survival Data*, Chapman and Hall, London.
- Estrin, S., Jones, D. e Svejnar, J. (1987), The productivity effects of worker participation, in *Journal of Comparative Economics*, 11, pp. 40-61.
- Georgescu-Roegen, N. (1971), *The Entropy Law and Economic Process*, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Giovannetti, E. (1996), Utilizzo della Capacità Produttiva come Misura dei Costi di Transazione: una rilettura di “Nature of the Firm” di R. Coase, *Materiali di Discussione*, N. 150, Modena, Dipartimento di Economia Politica, pp. 1-75.
- Giovannetti, E. (1997), Il settore cooperativo in provincia di Modena, in AA.VV., *Rapporto sulla situazione economica e sociale della provincia di Modena*, Associazione Mario Del Monte – Università degli Studi di Modena, Modena, pp. 187-207.
- Giovannetti, E. (1998), Contratto cooperativo e occupazione: soci, addetti e forme associative negli anni '90, in AA.VV., *Rapporto sulla situazione economica e sociale della provincia di Modena*, Associazione Mario Del Monte – Università degli Studi di Modena, Modena, pp. 127-147.
- Hansmann, H. (1996), *The Ownership of Enterprise*, Cambridge (MA), Harvard University Press.
- Kalbfleisch, J.D. e Prentice, R.L. (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, John Wiley & Sons.
- Kamshad Kimya, M. (1997), A model of the Free-Entry Producer Cooperative, in *Annals of Public and Cooperative Economics*, London Business School, n. 68, June, pp. 225-245.
- Kaplan, E.L. e Meier, P. (1958), Non Parametric Estimation from Incomplete Observations, in *Journal of the American Statistical Association*, 53, pp. 457–481.
- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs No. 17, Cambridge (MA), Cambridge University Press.
- Lee, E.T. (1992), *Statistical Methods for Survival Data Analysis*, 2nd edition, Wiley & Sons, New York.
- Martini, M. (1990), I dati amministrativi come fonte di informazione statistica sulle imprese, in *Economia & Lavoro*, anno XXIV, pp. 45-58.
- McCain, R. (1992), Transaction Costs, Labour Management and Codetermination, in *Advanced in Economic Analysis of Participatory and Labour-Managed Firms* vol.4, Greenwich CT, JAI Press, pp. 205-222.
- Muzzioli, G. e Rinaldi, A. (1999), *Un secolo di cooperazione. La CPL Concordia dal 1890 al 1999*, Bologna, il Mulino.
- Neary, H.M. e Ulph, D. (1997), Strategic Investment and the Co-existence of Labour-Managed and Profit-Maximising Firms, in *Canadian Journal of Economics*, 30(2), May, pp. 308-328.
- Norušis, M. (1993), *SPSS® for Windows™ Advanced Statistics*, Chicago, SPSS Inc.

- Pencalvel, J. e Craig, B. (1994), The empirical performance of orthodox models of the firm: conventional firms and worker cooperatives, in *Journal of Political Economy*, 102, pp. 718-44.
- Penrose, E.T. (1952), Biological Analogies in the Theory of the Firm, in *The American Economic Review*, 42 (5), pp. 804-819, in A. Picchierri (1986), *Il declino industriale*, Torino, Rosenberg & Sellier, pp. 111-132.
- Sapelli, G. (1998), *La cooperazione: impresa e movimento sociale*, Roma, Ed. Lavoro.
- Solinas, G. (1996), *I processi di formazione, la crescita e la sopravvivenza delle piccole imprese*, Milano, Franco Angeli.
- Tani, P. (1986), *Analisi Microeconomica della Produzione*, Roma, NIS – La Nuova Italia Scientifica.

Summary: An institutional perspective was used to identify a path from the traditional to the evolutionary-historical point of view and to define the economic efficiency of the cooperative enterprise. The key-concept was the transaction costs, as the costs of altering the division of labour. In such a theoretical perspective, the cooperative enterprise appeared as both an individual firm and as aggregate movement of firms, that is a network of firm relationships, which focused on economising on such costs. Moreover, that perspective made easier to define a newborn or a dead firm and, therefore, to ascertain the life or survival time of a firm. The data were from the files of the Ufficio Provinciale del Lavoro (Provincial Labour Agency), containing detailed information on 2760 cooperative enterprises (birth date, number of members, sector of activity, exit date, etc.). The population dynamics was analysed by the duration data models. The results suggested that all of the mentioned factors affected an evolutionarily, efficient path of development, and were the principal reasons for the greater longevity of this enterprise form. The statistical analyses on firm mortality do not reject our basic hypotheses.

ENGLISH TITLE

Evolution of the Cooperative Enterprises:
An Analysis through Duration Models