



**Università
degli Studi
di Ferrara**

E DIPARTIMENTO
DI ECONOMIA
E MANAGEMENT

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI FERRARA

DIPARTIMENTO DI ECONOMIA E MANAGEMENT
Via Voltapaletto, 11 - 44121 Ferrara

Quaderno DEM 5/2020

July 2020

SPECIALIZZAZIONE ECONOMICA:
CONCETTO E MISURE

Michela Borghesi, Michela Brunori

Quaderni DEM, volume 9

ISSN 2281-9673

Editor: Leonzio Rizzo (leonzio.rizzo@unife.it)
Managing Editor: Paolo Gherardi (paolo.gherardi@unife.it)
Editorial Board: Davide Antonioli, Fabio Donato,
Massimiliano Ferraresi, Federico Frattini,
Antonio Musolesi, Simonetta Renga

Website:

<http://eco.unife.it/it/ricerca-imprese-territorio/quaderni-dipartimento/quaderni-dem>

Specializzazione economica: concetto e misure

Michela Borghesi, Michela Brunori

Abstract

Economic specialization: concept and measures

This article deals with the concept of specialization and its measurement based on the concept of diversity and its evaluation through suitable indices of descriptive statistics. After a brief introduction on economic, sectoral and industrial specialization, a discussion of the concept of diversity in economics and the relationship between diversity, economic growth and stability is presented and then the idea of measuring economic specialization with the Gini's index of mutability is proposed. A case study concerning Italian regional specialization represents the application to show the usefulness of the methodological proposal.

1. Introduzione

Le discussioni su crescita e cambiamento socio-economico sono spesso incentrate sulla specializzazione. Tuttavia, gli argomenti che collegano la specializzazione allo sviluppo economico contengono affermazioni diverse e talvolta contrastanti. È meglio essere altamente specializzati o diversificati? La specializzazione si riferisce alla scala assoluta o relativa di un'attività in una regione? La specializzazione ha effetti statici o evolutivi? Analizzando gli agglomerati locali nel tempo, è emerso che la crescente specializzazione assoluta è positivamente collegata ai salari, mentre i cambiamenti nella concentrazione relativa non sono significativamente associati alla dinamica salariale.

In riferimento allo sviluppo economico, si è a lungo dibattuto se sia meglio che un'economia sia diversificata o altamente specializzata (Hoover, 1948; Richardson, 1969; Quigley, 1998; Beaudry e Shiffauerova, 2009). Ai fini del presente contributo, è possibile definire una regione economicamente diversificata se l'attività economica si manifesta in un'ampia gamma di settori diversi, senza che vi sia un settore specifico che predomina sugli altri.

Sono state avanzate tre argomentazioni a favore della diversificazione. La più comune, per gli esperti di sviluppo economico e alcuni accademici, è che essa permetta di diversificare anche il rischio derivante dalle fluttuazioni economiche. Proprio come la diversificazione del portafoglio di investimenti di un individuo compensa la volatilità tipica nella performance di una singola società, così anche la diversificazione dell'attività economica regionale copre gli alti e bassi nei singoli settori (Attaran, 1986; Koren e Tenreyro, 2003). Un secondo argomento a favore della diversificazione sostiene che le economie di urbanizzazione forniscono input generali su scale efficienti (strade, infrastrutture e simili) che sono utili a molte attività in una regione. Pertanto, una grande economia metropolitana ha motivo di essere diversificata e ciò si rifletterà in una produttività totale media relativamente alta. Un terzo argomento per la diversificazione riguarda le dinamiche dell'economia regionale. L'idea qui è che un'economia moderna sia una vasta e complessa divisione sociale del lavoro. Affinché un'economia possa entrare in nuove attività o catturarle, deve essere in grado di attingere rapidamente e facilmente ad una serie mutevole di fattori (Kemeny et al, 2014). Questa è una sorta di visione "mix and match" delle dinamiche dello sviluppo economico. Un'economia diversificata potrebbe essere in grado di farlo meglio di un'economia altamente specializzata.

Una ricerca recente conferma che i paesi con settori commerciabili posizionati in cima alla scala globale dello sviluppo e della qualità dei prodotti hanno effettivamente redditi più alti rispetto a quelli orientati verso attività a livelli più bassi. Quindi non è tanto il livello di specializzazione in sé che determina lo sviluppo, ma piuttosto l'ambito in cui la specializzazione si manifesta (Kemeny, 2011; Hausmann et al., 2007).

Naturalmente, nelle economie regionali più piccole, ne consegue che dedicare maggiori sforzi a un'attività più sofisticata migliorerà l'effetto favorevole di tale specializzazione sull'economia regionale. Questo, secondo Kemeny et al (2014) aumenterà automaticamente i livelli di specializzazione nel settore favorevole e scatenerà l'effetto di produttività rilevato in precedenza. In questo contesto i cambiamenti nei livelli di specializzazione non rappresentano solamente un fattore esogeno ma in parte anche un esito.

Al contrario, la diversificazione trae vantaggio dall'utilizzo di una tecnologia nuova, compensando il beneficio perso in termini di economie di scala. È probabile che il grado di specializzazione regionale sia influenzato da tutto ciò che determina il volume degli scambi interregionali. In effetti, nel caso in cui tutte le regioni abbiano una composizione simile nei consumi, l'intensità degli scambi commerciali interregionali è tanto maggiore quanto lo è la specializzazione regionale. A proposito, Harrigan et al (2000) sostengono che "gli economisti non saranno in grado di capire il commercio fino a quando non capiranno la specializzazione "(Kalemli-Ozcan et al, 2003).

Al di là di quelle che sono le dinamiche economiche collegate alla specializzazione e le possibili cause e conseguenze della stessa, il presente lavoro è dedicato al problema di come misurare tale concetto per favorire riflessioni e argomentazioni basate sull'analisi empirica dei dati. Il paragrafo 2 è dedicato al concetto più generale di diversità economica, metodologicamente collegato a quello di specializzazione perché anch'esso definibile statisticamente a partire dalla distribuzione di frequenza di una variabile categoriale. Il paragrafo 3 presenta la proposta metodologica, basata sull'indice normalizzato di mutabilità di Gini. Il paragrafo successivo illustra l'applicazione del metodo al caso dell'analisi della specializzazione regionale italiana con uno studio empirico comparato e il paragrafo finale riporta le conclusioni.

2. Il concetto di diversità in economia

Nel 1998 Wagner e Deller ritengono che perseguire contemporaneamente crescita e stabilità non sia contraddittorio se si considerano giuntamente un orizzonte temporale di breve e uno di lungo

periodo. Le politiche a breve termine mirano a promuovere la crescita mentre le politiche a lungo termine sono volte a incrementare la stabilità e, con l'aumentare della stabilità e della diversità, anche il potenziale di crescita.

Dal punto di vista empirico, la letteratura è inconcludente nell'analizzare e testare ipotesi riguardanti la diversità e il suo rapporto con crescita e stabilità. Uno degli aspetti principali della letteratura empirica sul tema è la mancanza di un approccio metodologico unitario e rigoroso, che permetta anche di confrontare le principali evidenze che emergono dai diversi lavori dedicati al tema. I concetti di diversità e diversificazione hanno certamente un ruolo centrale nel dibattito economico e metodologico, e già nel 1995 si è cominciato a chiarire l'utilizzo di tali termini attribuendo loro un concetto più statico che dinamico e proponendo diversi indicatori per valutazioni empiriche.

2.1 Le misure di diversità più diffuse

Esistono numerose misure di diversità, esse sono raggruppabili in quattro ampie categorie: *misure equiproportionali*, *misure industriali*, *misure di portafoglio* e *misure input-output* (Brunori, 2018).

Le **misure equiproportionali** si basano sull'ipotesi che una diversità elevata implichi livelli di attività economica in tutti i settori, nozione che deriva dalla seconda legge della termodinamica o dalla legge di entropia. Quest'ultima è stata utilizzata per studiare molti fenomeni diversi: da un punto di vista economico le misure di entropia tentano di catturare la distribuzione dell'attività in un dato insieme di settori industriali, per cui a una maggiore concentrazione di attività corrisponde un aumento di specializzazione. In origine queste misure erano destinate a fornire una singola misura di concentrazione industriale (Stigler, 1968).

Tra le **misure industriali** sono di seguito riportate tre misure che si concentrano sul tipo di industrie presenti nella regione piuttosto che sulla loro varietà: la *percent durable good* (P_i), il *location quotient* (LQ_s) e lo *shift-share* (SS_i):

$$P_i = \frac{e_{id}}{e_i} \cdot 100$$

$$LQ_s = \frac{\frac{e_{si}}{e_i}}{\frac{e_s}{e}}$$

$$SS_i = G_i - R_i$$

con $G_i = e_{it} - e_{i0}$ e $R_i = \frac{e_t}{e_0} \cdot e_{i0} - e_{i0}$, in cui e_{id} corrisponde all'attività produttiva all'interno della i -ma regione, e_t e e_0 indicano l'attività a livello nazionale al tempo t e al tempo 0.

Secondo l'ipotesi che la stabilità di una regione sia legata alla quantità delle sue esportazioni, allora la percentuale di beni a lunga durata nell'insieme delle esportazioni di una regione può essere utilizzata come misura della diversità (Siegel et al., 1995).

Se la crescita economica di una regione è guidata dalla domanda di esportazioni, è importante identificare i settori interessati: si considerano come industrie aventi maggior reddito all'interno della regione quelle il cui LQ è maggiore di 1 (definite fondamentali) e si presume che l'eccesso di reddito (o occupazione) generi esportazioni. Funzioni di domanda e offerta locali e nazionali identiche fra loro è uno dei presupposti all'utilizzo dei quozienti di posizione. Il LQ è sensibile al livello di aggregazione utilizzato: un settore definito utilizzando un codice SIC (Standard Industrial Classification) a 2 cifre può avere un LQ inferiore a uno; tuttavia, utilizzando un codice SIC a 4 cifre, il valore di LQ potrebbe essere maggiore di uno. Inoltre può influire sul LQ anche il livello di cross-hauling. Il cross-hauling si concretizza quando una comunità produce un bene da esportare e contemporaneamente importa lo stesso bene per il consumo locale (Shaffer, 1989).

L'analisi shift-share si utilizza per esaminare il tasso di crescita di una data regione rispetto ad una base economica (generalmente la nazione). Se la shift-share della i -ma regione è positiva (o negativa), allora la regione cresce ad un ritmo più veloce (rispettivamente più lento) della nazione. La crescita viene scomposta in due componenti principali: l'effettiva crescita regionale totale (G_i) e la quota regionale (R_i). Quindi si misura la crescita regionale rispetto alla crescita media nazionale, ed è questa componente dell'analisi shift-share che può essere utilizzata per esaminare la diversità. È possibile suddividere in due componenti anche la quota regionale: lo spostamento proporzionale, che studia la crescita dell'insieme di industrie presenti nella regione, e lo spostamento differenziale che si occupa di esaminare il tasso di crescita delle singole industrie della regione al loro tasso di crescita nazionale.

Un *proportional shift* positivo può essere indice di un insieme diversificato di industrie, in caso contrario può indicare un'economia specializzata. Tuttavia, l'analisi di shift-share è dotata di diversi limiti, come il fatto che si tratta di uno strumento descrittivo basato su dati storici che non fornisce alcuna comprensione riguardo le ragioni dei cambiamenti di crescita.

La tecnica dei *multiple-model replicants* (MMR) Akpadock (1996) utilizza tre modelli. Essa si basa su un modello shift-share della curva di Lorenz (che misura la disuguaglianza nella distribuzione di occupazione o reddito tra i settori) e del coefficiente di Gini. Con la curva di Lorenz la disuguaglianza è misurata in termini relativi rispetto al caso limite di un uguale numero di dipendenti in ogni settore e di uguale quota di reddito in ogni settore. Il coefficiente di Gini è uno dei modi possibili di misurare la disuguaglianza basata sulle informazioni fornite dalla curva di Lorenz (Nicholson, 1978).

Per quanto riguarda le **misure di portafoglio**, Conroy (1972 e 1974), Brown e Pheasant (1985) e Hunt and Sheesley (1994) hanno presentato un'ipotesi con il tentativo di adattare la teoria del portafoglio presa dalla letteratura finanziaria. L'idea è quella di considerare i "rendimenti netti" del singolo settore, ragionando sulla stabilità di questi rendimenti netti e sulla loro covarianza tra settori all'interno del portafoglio. La covarianza fornisce una misura delle relazioni tra elementi del portafoglio che, per Conroy 1974 è probabilmente un elemento chiave nell'analisi della diversificazione di quel portafoglio. Il problema consiste nel determinare l'insieme dei portafogli efficienti secondo l'analisi di media-varianza, scegliendo tra le N industrie per massimizzare la seguente grandezza:

$$M_p = \beta \sum_{i=1}^N w_i E_i - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \text{cov}(E_i, E_j)$$

con $\sum w_i = 1$, $w_i \geq 0$, $\forall i$, in cui w_i è la proporzione di investimenti nell'industria i ; E_i è il rendimento atteso dell'industria i ; $\text{cov}(E_i, E_j)$ è la covarianza tra il rendimento atteso delle industrie i e j , e β è una costante positiva che indica una preferenza tra crescita e stabilità.

Una misura scalare della varianza di portafoglio, data da:

$$V = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \text{cov}(E_i, E_j)$$

Questo indice è stato utilizzato per misurare la diversità economica: minore è la varianza, più diversificata è l'economia regionale (Siegel et al., 1993 e 1995). La relazione tra le industrie è basata su un'associazione lineare tra i loro rendimenti netti. Il valore di $\text{cov}(E_i, E_j)$ misura quanto la crescita dell'occupazione o del reddito determina variazioni analoghe, in direzioni uguali o opposte, tra i due settori. L'indice $\text{cov}(E_i, E_j)$ delle equazioni non tiene conto del flusso locale di input di prodotti tra le due industrie, direttamente o attraverso industrie intermedie. Due industrie in una regione la cui economia è in crescita possono avere una $\text{cov}(E_i, E_j)$ nulla che potrebbe non essere collegata al

flusso di input prodotti localmente. Pertanto, questa misura non consentirebbe di tenere conto degli effetti economici di queste interrelazioni o collegamenti indiretti endogeni tra le industrie. Infine, le grandezze sopra menzionate vengono calcolate utilizzando i dati di serie storiche (Brown e Pheasant, 1985), pertanto la misura del portafoglio ha natura dinamica e non statica (Brunori, 2018).

La diversità può essere valutata attraverso un approccio alternativo, mediante i **modelli input-output** ($I - O$). Tenendo conto dei collegamenti *interindustry*, è possibile registrare pienamente la struttura e le prestazioni dell'economia regionale.

È possibile descrivere in un primo momento un modello concettuale utilizzando le seguenti equazioni di Siegel et al. (1993):

$$E(\cdot) = (I - A)^{-1}E(f_{t+1} - f_t)$$

e

$$V(\cdot) = [(I - A)^{-1}]V(f)[(I - A)^{-1}]^T$$

in cui $E(\cdot)$ misura la crescita prevista (es. output), $(I - A)^{-1}$ è l'inversa di Leontief, f è il vettore delle domande finali a livello di settore al tempo $t + 1$ e al tempo t , $V(\cdot)$ è una matrice di varianze-covarianze che misura la stabilità economica e $V(f)$ è una matrice di varianze-covarianze delle domande finali di settore. In seguito, tra il 1994 e il 1995, è stato proposto un modello che consente al vettore della domanda finale f , e alla matrice $(I - A)^{-1}$, di essere concepiti come variabili casuali. In seguito, Wagner e Deller (1998) definiscono un indice di diversità basato su tre componenti che descrivono la matrice $(I - A)$. Ciascuna componente è misurata su base economica. La prima componente, SI_i , indica il numero totale di industrie nella regione geografica diviso per il numero totale di settori nell'economia di base. Se l'economia di base ha più industrie, allora $0 < SI_i < 1$. La seconda componente, DEN_i , è definita come la somma dei valori assoluti della matrice $(I - A)$ della regione i -ma divisa per la somma dei valori assoluti della matrice $(I - A)$ dell'economia di base. Se l'economia di base importa meno input, allora $0 < DEN_i < 1$. La terza componente cattura il flusso di input prodotti localmente tra le industrie locali. Il *condition number* di una matrice è una misura di indipendenza lineare tra le righe e le colonne (Golub e Van Loan, 1983), è indicato con Ci e dovrebbe aumentare con l'aumento dei collegamenti interindustriali dell'economia: se l'economia di base ha più collegamenti interindustriali rispetto all'area geografica, allora $0 < Ci < 1$.

Wagner e Deller (1998) combinano queste tre componenti in un indice di diversità moltiplicativo (MDI_i) e in un indice di diversità additivo (ADI_i) della regione i :

$$MDI_i = SI_i \cdot DEN_i \cdot C_i$$

$$ADI_i = (w_1 \cdot SI_i) + (w_2 \cdot DEN_i) + (w_3 \cdot C_i)$$

con

$$\sum_{j=1}^3 w_j = 1$$

dove l'MDI e l'ADI dell'economia di base sono uguali. Se l'economia di base è più diversificata rispetto all'area geografica, allora $0 < MDI_i \leq 1$ e $0 < ADI_i \leq 1$. MDI e ADI sono misure statiche di diversità (Brunori, 2018).

Gli stessi Wagner e Deller avanzavano una critica al loro indice: utilizzando la matrice $(I - A)$, il loro indice è insensibile ai livelli di output del settore. Se due regioni appaiono identiche in tutti gli aspetti della matrice $(I - A)$ ma la prima ha un'alta percentuale di produzione totale nelle industrie a rischio, allora la regione relativamente specializzata potrebbe essere meno stabile in senso economico. Inoltre, i modelli $I - O$ sono statici per loro definizione, mentre la questione politica della diversificazione è dinamica.

Il modello viene descritto da Wundt e Martin (1993) come un problema di ottimizzazione vincolata:

$$\text{Min } \sigma^2 = x(V)x'$$

soggetto a

$$TE = \sum_{i=1}^n x_i$$

$$(I - A)x \geq f$$

in cui σ^2 è una misura scalare della varianza di portafoglio o della varianza dell'occupazione industriale, x è il vettore di occupazione industriale, V è una matrice di varianza-covarianza, TE è l'occupazione totale. La matrice $(I - A)$ viene convertita per rappresentare l'occupazione piuttosto che i requisiti di input, e infine f è un vettore di domande finali convertite in occupazione. L'obiettivo del modello è quello di minimizzare la variazione nell'occupazione generale dello stato, e di fornire ai responsabili politici una lista di industrie candidate all'espansione in modo da promuovere la

stabilità occupazionale. La varianza dell'occupazione industriale, σ^2 , è la misura di instabilità che va minimizzata (Wundt e Martin, 1993).

Il modello di Wundt e Martin (1993) fornisce una misura vincolata dinamica o quasi-dinamica di diversificazione. Siegel et al. (1993 e 1995) affermano che la varianza di portafoglio è stata utilizzata come misura della diversità economica: minore è la varianza, più diversificata è l'economia regionale. In questo caso σ^2 definisce quella varianza. La politica di diversificazione dello sviluppo economico segue la teoria secondo cui la stabilità è ottenuta attraverso la diversità e quindi ridurre al minimo l'instabilità implica un'economia regionale più diversificata (Brunori, 2018).

Allo stesso modo della misura di portafoglio, anche questa misura non è utile alla verifica delle ipotesi statistiche perché la misura della diversità non è indipendente dalla stabilità (Wagner e Deller, 1998).

2.2 Confronto tra indici di diversità e crescita e stabilità

Lo scopo è quello di associare un dato livello di diversità attuale a una crescita e stabilità futura. Ciò è statisticamente possibile utilizzando indici di diversità e misure di crescita e stabilità. Siegel et al. (1995) riconoscono tre fonti di errore che rendono errate le stime della varianza di una variabile casuale, esse sono: l'errore cross-section, l'errore di misurazione e l'errore di serie temporale.

Nell'ambito dell'analisi di regressione, l'errore cross-section è solitamente associato all'*eteroschedasticità* mentre l'errore di serie temporale alla correlazione seriale o all'autocorrelazione temporale. Questo fa in modo che i parametri di regressione siano *imparziali* ma *inefficienti* (Johnston 1984 e Pindyck e Rubinfeld 1981). Tale concetto, oltre ad essere una considerazione importante nel calcolo delle variazioni associate alle misure di diversificazione, è importante anche quando si esamina la relazione statistica tra indice di diversità e crescita e instabilità. Una quarta fonte di errore non identificata da Siegel et al. è l'autocorrelazione spaziale, che fornisce una misura di quanta correlazione e interdipendenza ci sia tra dati puntuali vicini (Johnston 1984 e Pindyck e Rubinfeld 1981).

3 Specializzazione e mutabilità: indice di Gini

Dato un prefissato insieme l , questo è detto "omogeneo" se le n unità statistiche che lo costituiscono sono tutte caratterizzate dalla stessa modalità $m \in M$. Nel caso in cui, invece, non si verifichi questa condizione, ossia la rilevazione ha mostrato più di una modalità, si parla di

“mutabilità”. Si può definire pertanto la mutabilità come l’assenza di omogeneità. La mutabilità è massima quando la rilevazione si può sintetizzare in una serie nella quale appaiono tutte le k modalità in cui la scala M è articolata con uguale frequenza assoluta o relativa.

L’indice che deve esprimere il grado di mutabilità del fenomeno preso in considerazione, dovrà avere le seguenti caratteristiche:

- i.* quando il fenomeno si mostra con una sola modalità deve assumere il valore minimo;
- ii.* più le n unità dell’insieme I approssimano l’equidistribuzione fra le k modalità della scala che si è scelto di utilizzare, più l’indice andrà ad assumere valori sempre più grandi del predetto minimo;
- iii.* se l’osservazione presenta una equidistribuzione esso assume il valore massimo.

Tra i vari indici che misurano il grado di mutabilità e soddisfano le condizioni elencate, troviamo di seguito riportato l’indice di Gini che ha come espressione:

$$G = \sum_{j=1}^k p_j(1 - p_j) = 1 - \sum_{j=1}^k p_j^2$$

dove $p_j = f_j/n$ sono le frequenze relative, le k quantità $(1 - p_j)$ esprimono la frazione di unità mancante alla modalità m_j perché sia realizzabile la condizione di omogeneità ($j = 1, 2, \dots, k$).

Si può verificare che esso soddisfa le precedenti condizioni. Infatti l’indice assume il suo valore minimo, che è zero, quando c’è omogeneità: supponendo che tutte le n unità rilevate abbiano la stessa modalità $m \in M$, siccome $p_j = 0$ per tutte le modalità tranne una e $p_j = 1$ per una sola modalità, allora $\sum_{j=1}^k p_j^2 = 1$ e dalla formula otteniamo $G = 1 - 1 = 0$. Se invece dalla rilevazione emerge che siano presenti tutte le k modalità e le n unità siano equamente ripartite, G andrà ad assumere il valore massimo. Infatti in questo caso, per ciascuna modalità m_j , $p_j = 1/k$ e quindi il valore dell’indice è $G'' = 1 - \frac{1}{k} = \frac{k-1}{k}$, che è il suo massimo.

Si considera G'' per dar vita all’indice normalizzato:

$$\tilde{G} = \frac{G}{G''} = \frac{k}{1 - k} \sum_{j=1}^k p_j(1 - p_j)$$

il quale assume valori tra 0 e 1. Se \tilde{G} assume un valore prossimo allo 0, esso è sintomo di scarsa mutabilità del fenomeno X nell’insieme I . In caso contrario, se assume un valore prossimo a 1 allora si parla di forte mutabilità. L’indice normalizzato consente di effettuare confronti spazio-temporali ed è di facile interpretazione proprio perché assume valori in un intervallo limitato i cui estremi rappresentano le due situazioni opposte di mutabilità verificabili.

Specializzazione regionale italiana: caso empirico

Nelle tabelle sottostanti sono riportati i dati Istat relativi alle imprese italiane nel 2016, suddivisi per zone geografiche. Gli indici di specializzazione, calcolati in base al numero di imprese attive (in 17 differenti settori) e al numero di addetti di tali imprese, sono stati rappresentati mediante un grafico, attraverso il quale è possibile osservare il livello di specializzazione per le 4 distinte aree geografiche in cui è suddiviso il territorio italiano.

Tipologia Impresa	Nord - ovest		Pj		1-Pj	
	Numero imprese attive	Numero addetti delle imprese				
B	465	4010	0,000364	0,00071	0,000364	0,000709
C	116025	1401543	0,090933	0,248066	0,082664	0,186529
D	3311	28495	0,002595	0,005043	0,002588	0,005018
E	2438	51165	0,001911	0,009056	0,001907	0,008974
F	158383	409485	0,124131	0,072477	0,108722	0,067224
G	278125	1063257	0,217977	0,188191	0,170463	0,152775
H	34983	315912	0,027417	0,055915	0,026666	0,052788
I	81012	385677	0,063492	0,068263	0,059461	0,063603
J	34706	221849	0,0272	0,039266	0,026461	0,037724
K	32093	202549	0,025152	0,03585	0,02452	0,034565
L	88387	109458	0,069272	0,019374	0,064474	0,018998
M	221761	452596	0,173802	0,080107	0,143595	0,07369
N	46858	518062	0,036724	0,091694	0,035376	0,083287
P	10042	30828	0,00787	0,005456	0,007808	0,005427
Q	85662	265194	0,067136	0,046938	0,062629	0,044735
R	20385	48751	0,015976	0,008629	0,015721	0,008554
S	61302	141039	0,048045	0,024963	0,045736	0,02434
			1	1	0,879155	0,868942
Indice di Gini normalizzato					0,934103	0,923251
Valori di Specializzazione					0,065897	0,076749

Per ogni area geografica la tabella riporta il calcolo, per ogni settore, delle frequenze relative (proporzione di imprese e proporzione di addetti) e del corrispondente addendo che contribuisce al calcolo dell'indice di Gini non normalizzato sopra descritto. Dividendo per il valore massimo che l'indice può assumere si passa al calcolo dell'indice normalizzato per quanto riguarda la distribuzione delle imprese che per quanto riguarda la distribuzione degli addetti. In questo modo si determina un indice bivariato di specializzazione, utile ad effettuare valutazioni comparative tra le diverse aree geografiche del nostro paese.

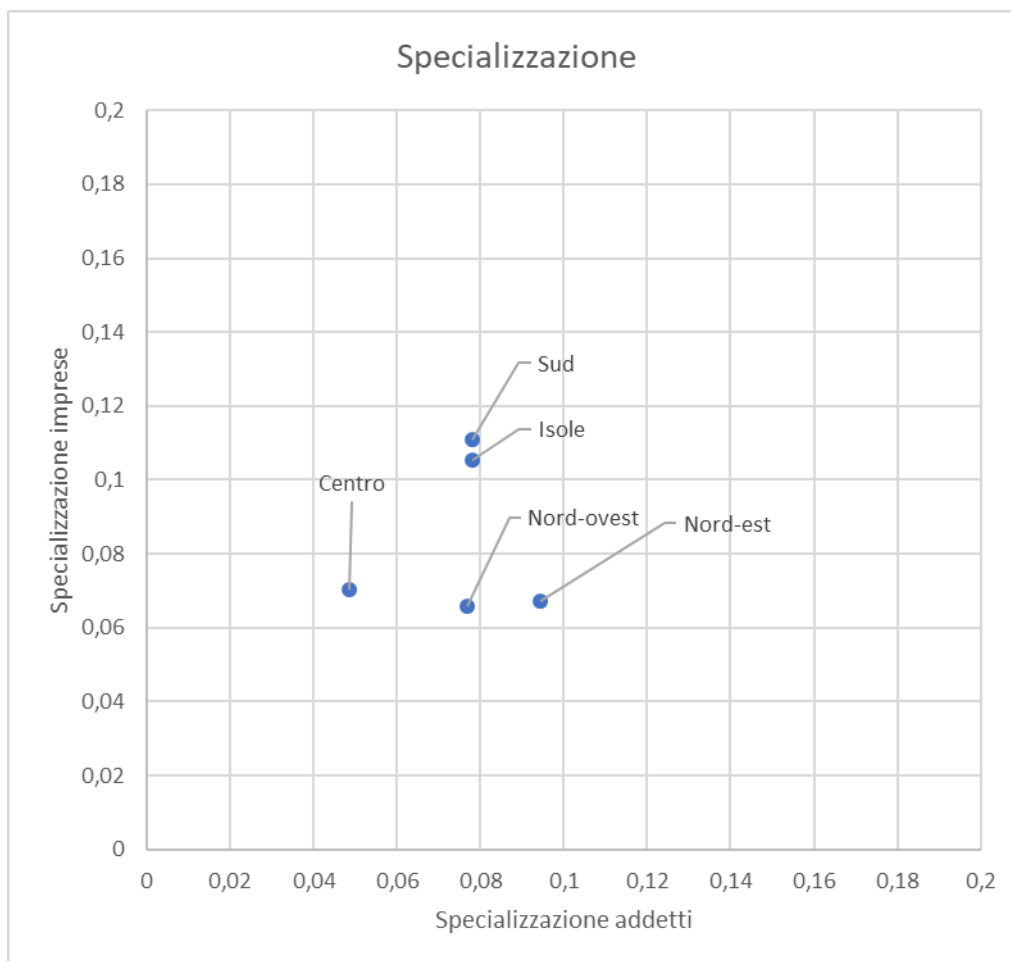
Tipologia Impresa	Nord - est					
	Numero imprese attive	Numero addetti delle imprese	Pj		Pj(1-Pj)	
B	405	3191	0,000435	0,000814	0,000435	0,000814
C	94021	1114539	0,100941	0,284384	0,090752	0,20351
D	3596	9969	0,003861	0,002544	0,003846	0,002537
E	1592	36811	0,001709	0,009393	0,001706	0,009304
F	115974	303266	0,12451	0,077381	0,109007	0,071393
G	209240	757130	0,22464	0,193188	0,174177	0,155866
H	29550	184764	0,031725	0,047144	0,030718	0,044921
I	72806	352112	0,078165	0,089844	0,072055	0,081772
J	21302	91830	0,02287	0,023431	0,022347	0,022882
K	19783	141020	0,021239	0,035982	0,020788	0,034688
L	68568	89109	0,073615	0,022737	0,068196	0,02222
M	149134	254520	0,160111	0,064943	0,134475	0,060725
N	26297	236368	0,028233	0,060311	0,027435	0,056674
P	6889	21214	0,007396	0,005413	0,007341	0,005384
Q	55268	183177	0,059336	0,046739	0,055815	0,044555
R	13339	38627	0,014321	0,009856	0,014116	0,009759
S	43680	101490	0,046895	0,025896	0,044696	0,025225
	931444	3919137			0,877905	0,852229
Indice di Gini normalizzato					0,932774	0,905494
Valori di Specializzazione					0,067226	0,094506

Tipologia Impresa	Centro					
	Numero imprese attive	Numero addetti delle imprese	Pj		Pj(1-Pj)	
B	439	17745	0,000461	0,004893	0,000461	0,004869
C	80888	630970	0,084968	0,173969	0,077748	0,143704
D	2048	43426	0,002151	0,011973	0,002147	0,01183
E	1807	42016	0,001898	0,011585	0,001895	0,01145
F	103184	263129	0,108389	0,072549	0,096641	0,067286
G	224591	632056	0,235919	0,174268	0,180261	0,143899
H	26280	404278	0,027606	0,111466	0,026843	0,099041
I	69886	294593	0,073411	0,081224	0,068022	0,074627
J	24722	184380	0,025969	0,050837	0,025295	0,048252
K	21685	162892	0,022779	0,044912	0,02226	0,042895
L	57035	69769	0,059912	0,019236	0,056322	0,018866
M	165986	278309	0,174358	0,076734	0,143958	0,070846
N	36205	252351	0,038031	0,069577	0,036585	0,064736
P	6505	22130	0,006833	0,006102	0,006786	0,006064
Q	68092	181265	0,071527	0,049978	0,066411	0,04748
R	18066	43857	0,018977	0,012092	0,018617	0,011946
S	44563	103748	0,046811	0,028605	0,04462	0,027787
	951982	3626914			0,874871	0,895578
Indice di Gini normalizzato					0,92955	0,951552
Valori di Specializzazione					0,07045	0,048448

Tipologia Impresa	Sud		Pj		Pj(1-Pj)	
	Numero imprese attive	Numero addetti delle imprese				
B	455	3695	0,00053	0,001492	0,000529	0,00149
C	68775	402841	0,080068	0,162634	0,073657	0,136184
D	1865	4244	0,002171	0,001713	0,002167	0,00171
E	2244	45194	0,002612	0,018246	0,002606	0,017913
F	91001	248241	0,105944	0,100219	0,09472	0,090175
G	276280	640158	0,321647	0,258443	0,21819	0,19165
H	22338	153986	0,026006	0,062167	0,02533	0,058302
I	68619	237233	0,079887	0,095775	0,073505	0,086602
J	14146	42286	0,016469	0,017072	0,016198	0,01678
K	16847	46136	0,019613	0,018626	0,019229	0,018279
L	21195	25907	0,024675	0,010459	0,024066	0,01035
M	140444	191047	0,163506	0,077129	0,136772	0,07118
N	23103	149433	0,026897	0,060329	0,026173	0,056689
P	5259	20884	0,006123	0,008431	0,006085	0,00836
Q	53673	153226	0,062486	0,06186	0,058582	0,058033
R	11797	28429	0,013734	0,011477	0,013546	0,011346
S	40914	84044	0,047632	0,03393	0,045363	0,032779
	858955	2476984			0,836717	0,867821
Indice di Gini normalizzato					0,889011	0,92206
Valori di Specializzazione					0,110989	0,07794

Tipologia Impresa	Isole		Pj		Pj(1-Pj)	
	Numero imprese attive	Numero addetti delle imprese				
B	376	2748	0,001009	0,002716	0,001008	0,002709
C	28157	112255	0,075571	0,110967	0,06986	0,098653
D	703	2140	0,001887	0,002115	0,001883	0,002111
E	1181	20105	0,00317	0,019874	0,00316	0,019479
F	40154	99852	0,107769	0,098706	0,096155	0,088963
G	117160	278997	0,314446	0,275795	0,21557	0,199732
H	10292	58046	0,027623	0,05738	0,02686	0,054087
I	31240	108986	0,083845	0,107735	0,076815	0,096128
J	6393	17223	0,017158	0,017025	0,016864	0,016735
K	7537	19489	0,020229	0,019265	0,019819	0,018894
L	8698	10419	0,023345	0,010299	0,0228	0,010193
M	57195	78373	0,153506	0,077474	0,129942	0,071471
N	10945	60665	0,029375	0,059969	0,028512	0,056373
P	2427	9491	0,006514	0,009382	0,006471	0,009294
Q	28793	85223	0,077278	0,084245	0,071306	0,077148
R	4506	13421	0,012094	0,013267	0,011947	0,013091
S	16835	34177	0,045183	0,033785	0,043142	0,032643
	372592	1011610			0,842114	0,867706
Indice di Gini normalizzato					0,894746	0,921938
Valori di Specializzazione					0,105254	0,078062

FIGURA 1. Indice di specializzazione bivariato. Le cinque aree geografiche italiane a confronto.
(Fonte: nostre elaborazioni su dati ISTAT, 2006)



Il grafico in FIGURA 1 mostra che, in Italia, i livelli di specializzazione sembrano abbastanza contenuti, inferiori a 0.12 per la specializzazione d'impresa e inferiori a 0.10 per la specializzazione di addetti, per tutte le aree geografiche considerate. Ciò indica un'elevata diversità economica diffusa che caratterizza un po' tutte le regioni del Paese. La zona con minor specializzazione è senza dubbio quella del Centro, per la quale entrambi gli indici assumono il valore tendenzialmente più basso, anche se la cosa è molto evidente soprattutto per la specializzazione del personale. Osservando i valori maggiori dei due indici invece la valutazione comparativa tra aree geografiche non fornisce un risultato univoco. Dal punto di vista della specializzazione degli addetti, è il Nord Est l'area geografica che fa registrare il livello di specializzazione maggiore, seguita da Nord Ovest, Sud e Isole che presentano valori molto simili tra loro. Riguardo la specializzazione di impresa invece i valori più alti riguardano Sud e Isole (con differenza trascurabile), seguite a distanza dalle altre regioni.

4 Conclusioni

Il concetto di specializzazione, così come le sue cause e le sue conseguenze, è stato a lungo oggetto di dibattito nella letteratura economica. Tutt'oggi è un argomento molto trattato nelle riviste scientifiche di economia applicata e di economia regionale. In questo articolo abbiamo presentato una breve rassegna di tale dibattito per dare un'idea di alcune delle argomentazioni incluse nei lavori pubblicati su tale argomento.

Focalizzandoci sul concetto di specializzazione regionale, abbiamo proposto un'integrazione alla letteratura metodologica dedicata alla misurazione dei livelli di specializzazione/diversificazione regionale. Partendo dal concetto generale di diversità e dalla sua misurazione mediante l'indice di Gini normalizzato, la proposta è quella di considerare la distribuzione del numero di addetti e del numero di imprese nei diversi settori economici, concependo la specializzazione come concentrazione delle imprese/addetti in pochi settori. Quindi la specializzazione è tanto minore (e la diversificazione tanto maggiore) quanto più la distribuzione delle imprese o degli addetti si avvicina a quella uniforme e tanto maggiore quanto più la distribuzione si avvicina a quella degenere. Valutando quindi la specializzazione come indice bidimensionale che fa congiuntamente riferimento sia alla distribuzione delle imprese che a quella degli addetti, abbiamo applicato la proposta metodologica a dati riferiti alla situazione italiana, confrontando le cinque aree geografiche del Nord-ovest, Nord-est, Centro, Sud e Isole. Ne emerge che i livelli di specializzazione sono abbastanza limitati un po' ovunque. Dalla valutazione comparativa effettuata sembra che il Centro sia l'area geografica caratterizzata da minor specializzazione, sia d'impresa che di addetti. La specializzazione d'impresa riguarda invece più di tutti Sud e Isole, mentre la specializzazione degli addetti è un aspetto nel quale si distingue soprattutto il Nord Est.

Bibliografia

1. Akpadock, 1996. Diversification trends of the regional economy of mill-town communities in northeast Ohio, 1980-1991. *Journal of the Community Development Society*.
2. Attaran, 1986. Industrial diversity and economic performance in US areas. *Annals of Regional Science*, 20, 44-54.
3. Beaudry C. and Schiffauerova A., 2009. *Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate*, *Research Policy* 38, 318–337
4. Brunori M., 2018. Il concetto di diversità nelle scienze economiche e aziendali: definizioni e misure. *Quaderni DEM*, 5, 1-17.
5. Conroy, 1974. Alternative strategies for regional industrial diversification. *Journal of Regional Science*.
6. Harrigan J. and Zakrajsec E., 2000. *Factor Supplies and Specialization in the World Economy*, National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No. 7848.
7. Hausmann R., Hwang J. and Rodrik D., 2007. *What you export matters*, *Journal of Economic Growth* 12, 1–25.
8. Hoover E., 1948. *The Location of Economic Activity*. McGraw-Hill, New York, NY.
9. John E. Wagner, 2000. Regional Economic Diversity: Action, Concept, or State of Confusion, *Regional Analysis & Policy*.
10. Johnston, 1984. *Econometric Methods*, 3rd ed. McGraw-Hill, Inc.
11. Kemeny T., 2011. *Are international technology gaps growing or shrinking in the age of globalization?*, *Journal of Economic Geography* 11, 1–35.
12. Kemeny T. and Storper. M, 2014. *Is specialization good for regional economic development?*, *Regional Studies*, Taylor & Francis (Routledge), 49 (6), pp.1003 – 1018.
13. Kalemli-Ozcan S., Sorensen B.E, Yosha O., 2003. *Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence*.
14. Koren M. and Tenreyro S., 2003. *Diversification and Development*. Federal Reserve Bank of Boston Working Paper No. 3-3, Boston, MA.
15. Kort, 1981. Regional economic instability and industrial diversification in the U.S. *Land Economics*.
16. Malizia and Ke, 1993. The influence of economic diversity on unemployment and stability. *Journal of Regional Science*.

17. Nicholson, 1978. *Microeconomic Theory: Basic Principles and Extensions*, 2nd ed. The Dryden Press.
18. Quigley J. M., 1998. *Urban diversity and economic growth*, *Journal of Economic Literature* 12, 7–138.
19. Richardson H. W., 1969. *Regional Economics*. Praeger, New York, NY.
20. Shaffer, 1989. *Community Economics: Economic Structure and Change in Smaller Communities*. Ames, IA: Iowa State University Press.
21. Siegel et al., 1993. Economic Diversity and Diversification: a Framework for Analysis? A paper prepared for the 40th North American Meetings of the Regional Science Association International, Houston, Texas, November 12-14.
22. Siegel et al., 1995. A structural decomposition of regional economic instability: A conceptual framework. *Journal of Regional Science*.
23. Stigler, 1968. *The Organization of Industry*, Homewood, IL: Irwin.
24. Wagner and Deller, 1998. Measuring the effects of economic diversity on growth and stability. *Land Economics*.
25. Wundt and Martin, 1993. Minimizing employment instability: A model of industrial expansion with input-output considerations. *Regional Science Perspectives*.