

R I C E R C H E

S T O R I A

SOCIETÀ ITALIANA DEGLI STORICI
DELL'ECONOMIA

Il lavoro come fattore produttivo e come risorsa nella storia economica italiana

Atti del Convegno di studi
Roma, 24 novembre 2000

a cura di
SERGIO ZANINELLI e MARIO TACCOLINI

V&P
U N I V E R S I T À

La variazione dell'orario di lavoro nel lungo periodo: un'analisi teorica e una proposta di stima per l'industria italiana nel secondo dopoguerra

1. *La variazione dell'orario di lavoro effettivo nel lungo periodo*

S'intende qui presentare in prima approssimazione un'equazione per la variazione dell'orario di lavoro effettivo in Italia nel lungo periodo – inteso come l'arco temporale compreso tra il 1951 e il 1998 – ottenuta traducendo in termini analitici alcune tesi presentate da Paolo Sylos Labini nel corso degli anni Ottanta¹.

In primo luogo, Sylos Labini ritiene che siano le innovazioni tecnologiche a provocare nel lungo periodo una riduzione dell'orario di lavoro effettivo, agendo su di esso sia direttamente, tramite la sostituzione col capitale, sia indirettamente aumentando la produttività del lavoro². Assumendo che l'indicatore delle innovazioni tecnologiche al tempo t sia la variazione del livello degli investimenti al tempo t , I_t , e che la variazione della produttività oraria del lavoro al tempo t , P_t , dipenda dalla variazione del livello della produzione al tempo t , Y_t , e dalle innovazioni tecnologiche al tempo $t-1$, otteniamo l'equazione:

$$I \quad P_t = a + bY_t + cI_{t-1} \quad \text{con } b, c > 0.$$

Riduzioni permanenti dell'orario di lavoro effettivo possono prodursi anche in conseguenza dei movimenti ciclici della domanda: «accade che in ogni flessione ciclica [della domanda] vengono ridotte le ore straordinarie, che alle imprese in quella fase interessano poco, e vengono ridotte anche le ore ordinarie; gli addetti invece sono ridotti limitatamente sia per le difficoltà di licenziare sia per la convenienza di mantenere, in attesa di tempi migliori, lavoratori esperti. Quando c'è la ripresa, i lavoratori mantenuti nell'impresa vengono utilizzati più efficacemente e per un numero mag-

¹ P. SYLOS LABINI, *Le forze dello sviluppo e del declino*, Laterza, Bari-Roma 1984, in particolare il cap. 3, e ID., *Nuove tecnologie e disoccupazione*, Laterza, Bari-Roma 1989, in particolare il cap. 7.

² SYLOS LABINI, *Le forze*, p. 80.

giore di ore; ma il ricorso alle ore straordinarie incontra, nel corso del tempo, ostacoli crescenti; si assumono, allora, nuovi lavoratori»³.

Se però nella fase di ripresa la domanda aumenta poco mentre sale il costo del lavoro per unità di prodotto, le imprese tenderanno ad accrescere la produttività del lavoro, così da non essere costrette ad assumere altri lavoratori. Se l'aumento della produttività è particolarmente consistente, anche nella fase di espansione le imprese ridurranno ore di lavoro ed addetti. Supponendo che l'effetto dei movimenti ciclici della domanda aggregata si trasmetta sull'orario di lavoro con un'unità temporale di ritardo, assumiamo come indicatore del fenomeno così descritto al tempo t la variazione del livello della produzione al tempo $t-1$.

Ci attendiamo infine un effetto della disoccupazione sulla variazione dell'orario di lavoro effettivo. È necessario, tuttavia, distinguere tra diverse forme di disoccupazione⁴: nel caso della disoccupazione ricardiana, il progresso tecnologico provoca la diminuzione del fabbisogno delle ore lavorate; nel caso della disoccupazione keynesiana, il livello della domanda aggregata è insufficiente a garantire la piena occupazione. Diverso è il caso della disoccupazione dovuta a un eccesso di offerta di lavoro conseguente ad un incremento della popolazione, all'ingresso delle donne nel mercato del lavoro extra-domestico, ad altri fenomeni demografici o sociali⁵. La pressione esercitata dai sindacati per un mutamento dell'organizzazione produttiva che preveda una riduzione d'orario, viene accolta più favorevolmente quando la disoccupazione non consegue da altre, recenti ristrutturazioni. Come indicatore dell'effetto di questa forma di disoccupazione sull'orario di lavoro al tempo t consideriamo la variazione della popolazione in età lavorativa (14-65 anni) al tempo t , A_t , giacché la popolazione attiva, che pure si potrebbe impiegare come indicatore, varia seguendo le fluttuazioni cicliche della domanda e potrebbe generare nella stima del modello fenomeni di multicollinearità.

Prima di passare alla formalizzazione dell'equazione, si possono sviluppare brevemente due notazioni complementari a questa analisi.

Solo recentemente il tema dell'orario parziale è entrato a far parte del dibattito in corso in Italia sulla flessibilità del mercato del lavoro, intesa come libertà di assumere o licenziare personale⁶. Per lungo tempo il ricor-

³ SYLOS LABINI, *Nuove tecnologie*, p. 132.

⁴ *Ibi*, pp. 118-19, e SYLOS LABINI, *Le forze*, pp. 78-79.

⁵ SYLOS LABINI, *Nuove tecnologie*, p. 12.

⁶ *Ibi*, p. 118.

so a questa istanza è stato considerato una probabile fonte di abusi ai danni dei lavoratori e come tale osteggiato, ciò che non ha impedito la notevole diffusione dell'orario parziale in tutte le forme dell'economia sommersa. I rapporti del Censis, a più riprese, hanno tentato di quantificare l'entità di questo fenomeno in Italia, ma la discrezionalità delle stime proposte non permette lo studio di una relazione stabile tra introduzione del part-time e riduzione dell'orario effettivo di lavoro.

All'introduzione del part-time, i sindacati hanno opposto, in passato, la richiesta di una riduzione delle ore non accompagnata da una proporzionale riduzione del salario. Tuttavia questa richiesta, se accolta, comporta in generale l'aumento dei costi delle imprese e la ristrutturazione del processo produttivo⁷. «Le conseguenti difficoltà finanziarie delle imprese potrebbero implicare interruzioni dell'attività produttiva e perfino un aumento dei fallimenti, con un aumento della disoccupazione: un risultato, questo, opposto a quello desiderato»⁸.

È anche interessante ricordare, a questo proposito, un'osservazione di Sylos Labini sull'incidenza del potere dei sindacati nella determinazione del livello di alcune variabili economiche⁹. Nel costruire una funzione della variazione dei salari nel breve periodo, si può considerare tra le variabili esplicative, oltre al grado di disoccupazione e alle variazioni del costo della vita e della produttività oraria, un indice della combattività sindacale ottenuto in base al numero delle ore di lavoro perdute per scioperi in un precedente periodo di riferimento.

Uno stesso indice potrebbe essere inserito nell'equazione della variazione dell'orario di lavoro. Si è detto, infatti, che in ogni flessione ciclica della domanda gli orari effettivi diminuiscono per la riduzione congiunta delle ore ordinarie e straordinarie; quando c'è la ripresa l'allungamento degli orari incontra degli 'ostacoli' e gli imprenditori sono spinti ad assumere nuovi lavoratori¹⁰.

L'opposizione dei sindacati costituisce uno dei maggiori ostacoli, giacché quanto più grande è il loro potere contrattuale tanto maggiore sarà la parte della riduzione dell'orario di lavoro conseguita durante la flessione a essere conservata durante la ripresa. Pertanto, sembra opportuno inserire tra le variabili esplicative della variazione della durata del lavoro anche un indice della combattività sindacale.

È necessario tuttavia operare un'importante distinzione. Sylos Labini

⁷ SYLOS LABINI, *Le forze*, p.191.

⁸ *Ibi*, p. 81.

⁹ SYLOS LABINI (a cura di), *Saggi in onore di Antonio Pesenti*, Giuffrè, Milano 1977, pp. 192-98, e *Id.*, *Le forze*, pp. 199-200.

¹⁰ SYLOS LABINI, *Nuove tecnologie*, p. 132.

ritiene che si possa rilevare un effetto della combattività sindacale nella determinazione delle variazioni di breve periodo dei salari soltanto a partire dalla fine degli anni '60. È lecito domandarsi se questo limite temporale sia valido anche per la variazione dell'orario di lavoro ovvero se sia necessario stabilirne un altro più appropriato. Ma in ogni caso le difficoltà insite nella costruzione di questo indice (soprattutto la mancanza di dati omogenei sulle ore di lavoro perse per sciopero) ne rendono praticamente complessa l'adozione per l'equazione da stimare, pur lasciandone intatta la validità teorica.

Venendo ad aggregare in un'unica espressione analitica lineare le componenti precedentemente illustrate, otteniamo un'equazione per la variazione dell'orario di lavoro effettivo al tempo t :

$$\text{II} \quad O_t = d(a + bY_t + cI_{t-1}) + eI_t + fY_{t-1} + gA_t$$

dove, al secondo membro, il termine tra parentesi ed il secondo termine esprimono l'effetto del progresso tecnico, il terzo termine l'effetto delle fluttuazioni cicliche della domanda e il quarto termine l'effetto della variazione della popolazione in età lavorativa. Secondo le ipotesi formulate ci attendiamo che $d, e, g < 0$ e che $f > 0$ se la variazione della domanda aggregata è minore di zero, altrimenti $f = 0$. Tuttavia non sono i parametri d, e, f, g ad essere stimati ma altri la cui introduzione si rende necessaria. Riordinando l'equazione otteniamo infatti:

$$\text{III} \quad O_t = ad + (fY_{t-1} + bdY_t) + (eI_{t-1} + cdI_t) + gA_t$$

ovvero riordinando i parametri:

$$\text{IV} \quad O_t = h + (iY_{t-1} + lY_t) + (mI_{t-1} + nI_t) + oA_t$$

A questa espressione è necessario apportare due correzioni per evitare che le variabili esplicative introdotte non siano legate da una relazione lineare, cioè che si verifichi un fenomeno di multicollinearità. In primo luogo si sostituisce alla variazione degli investimenti la variazione dell'ammontare lordo del capitale fisso non residenziale K_t , giacché gli investimenti sono fortemente correlati con il livello della produzione. Inoltre, non è possibile considerare contemporaneamente la variazione di una variabile ritardata e della stessa variabile al tempo corrente. Prenderemo in esame, pertanto, le quattro possibili combinazioni e stimeremo l'equazione:

$$v \quad O_t = p + qY_{t-1} + rK_{t-j} + sA_t \text{ con } i, j = 0, 1.$$

Per i parametri dell'ammontare del capitale e della popolazione in età lavorativa restano valide le ipotesi precedentemente formulate (cioè $r, s < 0$), mentre è più difficile prevedere il segno del parametro q giacché in esso si sommano gli effetti della produttività ($q < 0$) e delle fluttuazioni cicliche della domanda ($q > 0$).

La variazione della produzione industriale è stata stimata con i saggi di variazione percentuale del valore aggiunto al costo dei fattori per il settore industriale; la variazione degli investimenti industriali con i saggi di variazione percentuale degli investimenti industriali fissi netti; la variazione della disoccupazione dovuta a cause demografiche o sociali con i saggi di variazione percentuale della popolazione residente in età lavorativa (cfr. oltre APPENDICE). Le stime sono state condotte considerando i possibili incroci tra variabili correnti e ritardate. L'uso dei valori correnti ha dato i migliori risultati, sebbene anche questi ultimi sono risultati fortemente insoddisfacenti perché caratterizzati da bassi valori degli indici di accostamento. I coefficienti di seguito riportati, con il corredo dei valori dell' R^2 , del test Durbin-Watson e delle t di Student, presentano una probabilità di almeno il 68% di essere significativamente diversi da zero.

$$vi \quad O_t = -1,05Y_t - 0,3A_t \\ R^2 = 0,4; DW = 1,73; t_p = -3; t_q = -1,3; t_s = -1$$

2. Una revisione delle ipotesi di partenza

I risultati della stima dell'equazione dimostrano che il modello – così come esso è stato formulato – non rappresenta efficacemente la realtà e che è necessario operare una revisione critica soprattutto del concetto di lungo periodo sin qui adottato.

Nella comune accezione del linguaggio storico-economico, s'intende per lungo periodo il lasso di tempo durante il quale possono cambiare significativamente le condizioni tecniche di produzione a seguito dell'introduzione di innovazioni tecnologiche. Nella discussione sulle cause della variazione dell'orario di lavoro la distinzione tra breve e lungo periodo fu introdotta per la prima volta da A. C. Pigou¹¹, che però si mantenne sostanzialmente fedele all'osservazione della realtà industriale del XIX secolo nel ritenere che tra due innovazioni tecnologiche di entità tale da influire sugli

¹¹ A.C. PIGOU, *Unemployment*, William and Nogart, London 1913, e *Id.*, *The theory of unemployment*, MacMillan, London 1933.

orari di lavoro trascorressero molti anni e che, pertanto, al concetto economico di lungo periodo corrispondesse in questo contesto un arco temporale misurabile in decenni¹².

Le ripercussioni sull'orario di lavoro che comportò l'accelerazione nel ritmo d'introduzione delle innovazioni tecnologiche a partire dal terz'ultimo decennio del diciannovesimo secolo, furono avvertite da Keynes, come testimoniano alcune osservazioni sulle innovazioni introdotte nell'industria americana al principio degli anni Trenta, anche se questa intuizione non è stata subito approfondita e ha ricevuto adeguata attenzione solo sull'onda del rapido sviluppo tecnologico del secondo dopoguerra¹³.

Conseguentemente, per verificare il grado di aderenza alla realtà del modello costruito nel paragrafo precedente, appare opportuno il tentativo di descrivere con un'unica espressione analitica l'andamento della variazione dell'orario di lavoro nel corso di oltre un secolo e stimare invece l'equazione proposta suddividendo gli anni dal 1951 al 1998 nei quattro sub-periodi 1951-63, 1964-73, 1975-79, 1980-85, 1986-92 e 1993-98¹⁴.

In accordo con le tesi di Sylos Labini che legano la riduzione degli orari di lavoro effettivo alle innovazioni tecnologiche, sono stati scelti per scandire i periodi gli anni 1963-64, 1973-74, 1979-80, 1985-86 e 1992-93 che costituiscono per l'industria italiana anni di profonde ristrutturazioni dell'apparato produttivo volte a sostituire capitale a lavoro mediante l'introduzione di nuove tecnologie (dalla stima delle equazioni sono stati esclusi i dati relativi al 1974 che appaiono assolutamente anomali rispetto agli anni precedenti e seguenti). Si ottengono pertanto le seguenti equazioni:

VII - anni 1951-1963

$$O_t = 0,11 - 0,02Y_t - 0,11I_t - 0,3A_t$$

$$R^2 = 0,84; DW = 2,9; t_p = 1; t_q = -1; t_r = -0,9; t_s = -3,6$$

VIII - anni 1964-1973

$$O_t = -1,3 - 0,1Y_t - 0,01I_t - 0,4A_t$$

¹² Vedi su questo anche G. SABATINI, *La durata del lavoro nelle tesi di Marx, Marshall e Keynes*, «Annali della Fondazione Luigi Einaudi», 25 (1991), pp. 189-211.

¹³ J.M. KEYNES, *Collected Writings*, vol. V, The Royal Economic Society, Mac Millan & Cambridge University Press, London 1982, pp. 561-96.

¹⁴ Le equazioni relative ai periodi 1986-92 e 1993-98 sono state stimate dal dr. Mauro Amorosi che qui ringrazio (vedi M. AMOROSI - G. SABATINI, *Aspetti micro e macroeconomici della variazione dell'orario di lavoro. Una verifica empirica sull'industria manifatturiera italiana*, «Quaderni del Dipartimento di Sistemi e istituzioni per l'economia», Università degli Studi dell'Aquila, giugno 2001).

$$R^2=0,7; DW=1,9; t_p=-1; t_q=-1,6; t_r=-1,2; t_s=-0,9$$

IX - anni 1975-1979

$$O_t = -0,2 - 0,02Y_t - 0,02I_t - 0,05A_t$$

$$R^2=0,92; DW=2,37; t_p=-2; t_q=-2,41; t_r=-1,72; t_s=-1$$

X - anni 1980-1985

$$O_t = -0,5 - 0,02Y_t - 0,02I_t - 0,05A_t$$

$$R^2=0,8; DW=1,9; t_p=-3; t_q=-1; t_r=-1,17; t_s=-2,42$$

XI - anni 1986-1992

$$O_t = -0,6 + 0,1Y_t - 0,05I_t - 0,13A_t$$

$$R^2 = 0,8; DW= 2,1; t_p = -1,2; t_q = 1,8; t_r = -3,1; t_s = -1,3$$

XII - 1993-1998

$$O_t = 0,34 - 0,1Y_t - 0,09I_t - 0,2A_t$$

$$R^2 = 0,8; DW= 2,8; t_p = 0,5; t_q = -0,7; t_r = -1,3; t_s = -0,9$$

Osservando i risultati si può notare che, rispetto alla stima precedente, gli indici di accostamento sono fortemente aumentati e che i segni dei coefficienti verificano le ipotesi formulate su di essi nel precedente paragrafo. Ciò conferma la validità del ricorso all'analisi subperiodale, sebbene il valore più basso dell' R^2 registrato per gli anni 1964-73 sembrerebbe suggerire il tentativo di costruire diversamente il periodo, ad esempio prolungando il precedente sino al 1968 e considerando separatamente gli anni dal 1969 al 1973, ciò che oltretutto sembrerebbe trovare conferma nella particolare dinamica registrata da molti aggregati economici di quel periodo¹⁵.

Anche su questi risultati è possibile, tuttavia, formulare alcune considerazioni. In primo luogo si osserva che il modello rappresenta meno bene la realtà nel periodo per il quale nel precedente paragrafo si è affermata l'utilità di considerare tra le variabili esplicative un indice della combattività sindacale. Diviene necessario, pertanto, verificare se inserendo nell'equazione anche questa variabile migliora il grado di adattamento.

Inoltre si ha ragione di credere che a partire dalla seconda metà degli anni '70, e almeno fino alla metà degli anni '80, le ore effettivamente lavorate in media per operaio nell'industria italiana siano sottostimate per effetto del ricorso alla Cassa Integrazione Guadagni (Cig). «I lavoratori che usufruiscono della Cig sono considerati occupati, mentre le ore autorizzate in ciascun anno di riduzione degli orari, nell'ambito degli interventi

¹⁵ Vedi su questo V. VALLI *Tempo di lavoro e occupazione*, Nuova Italia Scientifica, Roma 1988.

della Cig, non fanno naturalmente parte del monte ore dell'anno. L'assenza di dati sulla struttura degli interventi Cig e in ogni caso il fatto che le riduzioni d'orario spesso sono parziali o riguardano periodi inferiori all'anno rendono impossibile [...] tener conto in modo preciso dell'effetto Cig sulle ore lavorate medie per operaio»¹⁶. Pertanto la validità del modello proposto non può essere giudicata solo in base ai risultati sin qui ottenuti, ma si rende necessario correggere i dati del terzo e del quarto periodo dalla distorsione indotta dalla presenza della Cig sul numero delle ore in media effettivamente lavorate.

3. Conclusioni

Rispetto agli economisti classici e neoclassici, Sylos Labini ha introdotto direttamente l'effetto del progresso tecnico sulla variazione della durata effettiva del lavoro. Più precisamente egli individua in tre variabili le cause determinanti la variazione di questo fenomeno:

1) le innovazioni tecnologiche, che provocano nel lungo periodo una riduzione dell'orario di lavoro effettivo agendo su di esso sia direttamente, tramite la sostituzione col capitale, sia indirettamente aumentando la produttività del lavoro;

2) i movimenti ciclici della domanda, giacché nelle fasi di flessione gli orari effettivi diminuiscono mentre nelle fasi di ripresa sussistono degli ostacoli al ritorno degli orari effettivi ai livelli precedenti;

3) la disoccupazione conseguente a un incremento della popolazione, all'ingresso delle donne nel mondo del lavoro extradomestico, ad altri fenomeni demografici o sociali.

Traducendo in termini analitici le tesi presentate da Sylos Labini è stata costruita e stimata un'equazione per la variazione dell'orario di lavoro effettivo per l'industria italiana nel secondo dopoguerra; gli indici di adattamento calcolati per la stima hanno però dato valori estremamente insoddisfacenti.

¹⁶ P. POTESTIO - P. PIACENTINI, *Alcune osservazioni sulla relazione tra orario di lavoro ed occupazione nell'industria manifatturiera italiana negli anni 1965-83*, «Note economiche», 4 (1978), p. 742; vedi anche a questo riguardo P. POTESTIO, *La relazione tra orario di lavoro e occupazione nell'industria manifatturiera italiana negli anni 1965-83*, «Rivista di Politica Economica», 75 (1985); EAD., *Aspetti nuovi della relazione ore-occupati nelle industrie manifatturiere*, «Rivista di Politica Economica», 78 (1988); EAD., *Orari di lavoro e andamento dell'occupazione, le esperienze dell'industria italiana dall'autunno «caldo» alle ristrutturazioni degli anni '80*, «Rivista di Politica Economica», 80 (1990). Paola Potestio ha proposto di correggere questa distorsione costruendo un numero teorico di lavoratori coinvolti dagli interventi CIG e sottraendolo al numero degli occupati ufficiali.

Nell'arco di tempo considerato, infatti, l'andamento dell'orario di lavoro effettivo ha registrato di periodo in periodo dinamiche diverse quando non contrastanti. Abbandonata una concezione strettamente temporale, si è reso necessario definire diversamente il lungo periodo, come il lasso di tempo, anche di pochi anni, durante il quale cambiano significativamente le condizioni di produzione a seguito dell'introduzione di nuove tecnologie. Pertanto, la precedente equazione è stata stimata limitatamente ai periodi 1951-1963, 1964-73, 1975-79, 1980-85, 1986-92 e 1993-98. I migliori risultati ottenuti in questo caso non solo confermano la validità delle tesi di Sylos Labini se rapportate ad un più realistico concetto di lungo periodo, ma anche permettono di affermare che la teoria della variazione della durata del lavoro sia storicamente condizionata, nel senso che il ruolo delle variabili presenti nel modello proposti per interpretare questo fenomeno può cambiare nel tempo¹⁷.

Appendice

Fonti dei dati

La stima dell'equazione è stata effettuata con *software* Microfit 4.0. Tutte le serie storiche sono riferite all'Italia.

I - ORARIO SETTIMANALE MEDIO EFFETTIVO NELL'INDUSTRIA MANIFATTURIERA

Anni 1950-70: A. MADDISON, *Phases of capitalist development*, Oxford University Press, Oxford 1982, p. 211; anni 1971-1998: dati annuali ottenuti come media dei dati trimestrali forniti dal Servizio Studi della Banca d'Italia.

II - POPOLAZIONE IN ETÀ LAVORATIVA

Anni 1950-1973: ISTAT, *Popolazione residente per sesso, età e regione. Anni 1952-1985*, Roma 1985; anni 1974-1985: OCSE, *Leading indicators and business cycles in member countries 1960-1985*, Paris 1987, p. 26; anni 1985-1989: ISTAT, *Annuario Statistico Italiano*, Roma 1986, p. 231; anni 1990-92: ISTAT, *Annuario Statistico Italiano*, Roma 1993, p. 208; anni 1993-96: ISTAT, *Annuario Statistico Italiano*, Roma 1997, p. 247; anni

¹⁷ SYLOS LABINI, *Nuove tecnologie*, p. 99.

1997-98: ISTAT, *Annuario Statistico Italiano*, Roma 1998, p. 237 (i dati dal 1993 in poi sono stati rivisti secondo le procedure di ponderazione previste per il calcolo delle stime derivanti dall'indagine della popolazione italiana risultante dal censimento del 1991).

III - VALORE AGGIUNTO AL COSTO DEI FATTORI PER IL SETTORE INDUSTRIALE

Anni: 1951-1985: ISTAT, *Annuario di Contabilità Nazionale*, Roma 1987, pp. 25-26 e 367-368; anni 1986-98: ISTAT, *Annuario di Contabilità Nazionale*, Roma 1998, pp. 377-78.

IV - INVESTIMENTI INDUSTRIALI FISSI NETTI

Anni 1951-83: G. ROSA - V. SIESTO, *Il capitale fisso industriale*, Il Mulino, Bologna 1985, pp. 162-63; anni 1984-85: ISTAT, *Annuario Statistico Italiano*, Roma 1990, p. 284; anni 1989-92: ISTAT, *Annuario Statistico Italiano*, Roma 1993, p. 247; anni 1993-98: ISTAT, *Annuario Statistico Italiano*, Roma 1998, p. 313 (i dati sono stati ottenuti come differenza tra l'ammontare complessivo degli investimenti fissi lordi per branche e l'ammontare degli investimenti fissi lordi del settore delle costruzioni).