UMI

Recensioni

* Giovanni Polvani, Elementi di metrologia teoretica, Milano, 1947 (G. Sansone)
* Filadelfo Isolera, Trattato di Scienza attuariale, I: Teoretica della sopravvivenza, Giappichelli, Torino, 1947 (F. Siberani e risposta dell'autore)
* F. E. Relton, Applied Bessel Functions, Blackie and Son, London and Glasgow, 1946 (G. Sansone)
* G. Lee, Heaviside and the mathematical theory of electrical communications, Longmans, Green and co., London, 1947 (T. Manacorda)
* F. Conforto, Meccanica Razionale, Giuseppe Principato, 1946

Bollettino dell'Unione Matematica Italiana, Serie 3, Vol. **3** (1948), n.1, p. 81–88.

Zanichelli

<http://www.bdim.eu/item?id=BUMI_1948_3_3_1_81_0>

Bollettino dell'Unione Matematica Italiana, Zanichelli, 1948.

RECENSIONI

GIOVANNI POLVANI: *Elementi di metrologia teoretica* - Milano, 1947, pp. V + 174, edizione di 300 esemplari.

Nel 1940 G. POLVANI pubblicò uno scritto sulle grandezze e gli stati fisici, che ripreso ex novo nel 1945 nel suo « *saggio di metrologia teoretica* », viene ora pubblicato in forma definitiva col titolo « *Elementi di metrologia teoretica* », col fine di presentare una esposizione ordinata, critica, e rigorosa dei procedimenti di misura delle grandezze.

Egli parte dal procedimento diretto di misura delle grandezze al modo euclideo (Cap. II), e considera poi il caso delle misure indirette, proprio delle grandezze fisiche, in cui la grandezza da misurare è legata ad altre, supposte note, da una *legge di proporzionalità*, legge per nulla inficiata dalle insufficienze sperimentali, e dagli errori di osservazione.

A fondamento di tutta la trattazione sta la *formula generale di conversione*

$$x = x^{(1)\lambda_1} \, x^{(2)\lambda_2} \ldots x^{(n)\lambda_n} . \Lambda$$

dove x è la misura della grandezza incognita, $x^{(1)}$, $x^{(2)}$, ... $x^{(n)}$, sono misure di grandezze ausiliarie, $\lambda_1, \lambda_2, \ldots, \lambda_n$ sono numeri reali fissi, e Λ è una costante ottenuta moltiplicando rapporti tra opportune grandezze fisse e note.

Con l'introduzione delle *grandezze funzionali* (Cap. IV e V), cioè di grandezze definite per via puramente analitica, senza alcun riferimento fisico-fenomenico, ogni legge di proporzionalità può esprimersi con una relazione del tipo $x = x_a \cdot ae(U_a, U)$ (*ae* dittongo iniziale di aequo) ove x_a è la misura effettuata realmente, e $ae(U_a, U)$ è un numero che esprime il rapporto di due opportune grandezze fisse e note, chiamato *equivalente di conversione*.

L'introduzione delle grandezze funzionali elimina in modo netto (Cap. VII, § 36) alcune gravi difficoltà inerenti alle comuni trattazioni, quali quelle se gli angoli piani o solidi siano o no grandezze.

Un capitoletto, l'VIII, è dedicato alla *normalizzazione dei procedimenti indiretti di misura*, per i quali cioè l'equivalente di conversione è uguale ad 1, ma come nota POLVANI, se ciò serve a rendere più semplici alcune formule, rende peraltro più complesse le definizioni delle grandezze effettive che si considerano.

Nel cap. IX vien trattato il problema delle *organizzazioni metriche*, cioè dei sistemi di misura, postulando il principio che fissate alcune classi di grandezze effettive C_o, eventualmente una sola, tutte le altre classi di grandezze effettive, nessuna esclusa, sono definibili con procedimenti indiretti, nei quali le grandezze determinanti sono soltanto quelle di C_o, e che pertanto non esistono necessità fenomeniche che impongano quali classi debbano essere scelte come classi C_0; queste rimangono quindi del tutto arbitrarie.

Seguono alcuni esempi, tra cui uno, nel quale come grandezza fondamentale è assunto soltanto l'angolo (p. 136), ciò che prova che non è possibile stabilire tra le grandezze una gerarchia, ma che ogni classe può esser assunta come fondamentale, oppure come derivata da altre (p. 138).

Il fatto generale che una medesima classe di grandezze effettive possa appartenere in due organizzazioni diverse a due varietà diverse, è chiamato da POLVANI « *allomorfismo dimensionale* », e le grandezze stesse, in relazione alle due organizzazioni sono chiamate « *allomorfe* »; nella trattazione sono così del tutto eliminate certe oscurità che si notano talvolta nei problemi delle dimensioni, in particolare nel passaggio da certe unità di misura ad altre.

Il *principio di omogeneità* per il quale tutte le leggi della fisica possono essere, e conviene che siano sempre scritte, in modo da risultare indipendenti dalle unità usate per misurare le grandezze, forma l'argomento dell'ultimo capitolo, il X; POLVANI ne deduce la forma delle equazioni della fisica, e chiude con un breve cenno sull'applicazione del principio di omogeneità per la ricerca della forma delle leggi fisiche.

Il volume porge così al lettore una trattazione completa, e matematicamente ineccepibile, del problema della misura nel suo duplice aspetto astratto e concreto; egli vi troverà ridotte agli elementi essenziali, approfondite e risolte alcune questioni di metrologia che tanto hanno in questi anni interessato i cultori della fisica e della matematica.

G. SANSONE

FILADELFO INSOLERA: *Trattato di Scienza attuariale. I: Teorica della sopravvivenza* - Torino (Giappichelli, editore), 1947, pp. VII + 242.

1. — Il Prof. FILADELFO INSOLERA in sue pubblicazioni ha scritto che esiste una probabilità finita di morte ad una età precisa, probabilità che egli valuta per un individuo di età x in $\mu_x = -\dfrac{l'(x)}{l(x)}$, essendo $l(x)$ una funzione di sopravvivenza.

Benchè io avessi osservato (1) che non può sussistere una probabilità non nulla di morte in un determinato istante, il Prof INSOLERA, a pag. 55 del suo recente libro « *Teorica della sopravvivenza* » scrive ancora: « Chi volesse condannare l'introduzione del concetto di tasso completo, nello studio della sopravvivenza, dovrebbe poter dimostrare che non può esistere una frequenza non nulla di morte ad una determinata età, cioè che non esistono i tassi annui di mortalità a periodo istantaneo di validità » e in queste parole si vede fatta la confusione fra probabilità di morte e tasso istantaneo di mortalità.

Se si ricorda che una variabile casuale continua non assume un deter-

(1) F. SIBIRANI: *Sopra alcune novità introdotte nella Matematica Finanziaria* Memorie dell'Accademia delle Scienze dell'Istituto di Bologna, Serie IX, Tomo V, 1937-38.

F. SIBIRANI: *Ancora sopra alcune novità introdotte nella Matematica Finanziaria* - Memorie dell'Accademia delle Scienze dell'Istituto di Bologna, Serie IX, Tomo VI, 1938-39.

minato valore se non con probabilità nulla, è subito visto che non può esistere la accennata probabilità di morte ad un determinato istante; comunque valga anche la seguente dimostrazione. Ammettiamo per un momento, seguendo l'A. (pag. 56, riga 4° dal basso) che sia $\mu_x = -\frac{l'(x)}{l(x)}$ la frequenza finita di morte all'età precisa x (2). Consideriamo le frequenze di morte all'età di 30 anni ed 1 giorno, 30 anni e 2 giorni, ..., 30 anni e 364 giorni, 31 anno Usando della Tav. S.I.M. della Statistica Italiana 1901, μ_{30} vale approssimativamente 0,0066 e μ_{31} vale 0,0067. Le 365 frequenze di morte precedenti oscillano fra questi due valori, la loro somma fa più di $0{,}0066 \times 365 = 2{,}409$; dunque questo numero sarebbe inferiore alla frequenza con cui un individuo di 30 anni può morire indifferentemente in una qualsivoglia delle 365 età precise indicate, il che, in parole povere, significa che nei 365 istanti considerati dovrebbe verificarsi il decesso di un numero di individui maggiore del doppio del numero dei viventi all'età di 30 anni.

Osserviamo che, pur accettando che $\frac{l_{30} - l_{31}}{l_{30}}$ rappresenti la frequenza con cui un individuo di 30 anni può morire fra le età di 30 anni e di 31 anno, ritenendo pure esclusa la morte all'età precisa di 31 anno, questa frequenza sarebbe di 0,00667.

2. — Alla pag. 46 del libro in esame l'A. scrive: « Le frequenze di morte e di sopravvivenza, da cui i tassi temporanei $/_s q_x$, $_s p_x$ discendono, saranno compiutamente valutate ove si riesca altresì a tener conto di una congrua misura degli effetti della mortalità nell'estremo superiore $x + s$ dell'intervallo. Quando tale computo sarà stato fatto i tassi corrispondenti li diremo *completi* e li indicheremo con $/_s \overset{0}{q}$, $_s \overset{0}{p}_x$ per distinguerli dagli incompleti ».

A pag. 51 sono date le seguenti due formule

$$/_s q = \frac{l_x - l_{x+s}}{l_s}, \tag{32}$$

($/_s q_x$ è il tasso incompleto secondo la terminologia dell'A.)

$$/_s \overset{0}{q}_x = /_s q_x + {}_s/\mu_x = \frac{l_x - l_{x+s} - l'_{x+s}}{l_x}. \tag{33}$$

A pag. 54 l'A. scrive: « Abbiamo voluto insistere in questo paragrafo sulla nozione di tasso completo e sulle conseguenze che ne discendono, perchè, a nostro parere, essa merita rilievo, oltrechè dal punto di vista teorico, anche, eventualmente da quello della pratica, potendo riuscire utile nelle applicazioni assicurative. In una assicurazione temporanea in caso di

(1) Ecco come si esprime l'A.:

$$\frac{l_x - l_{x+dx}}{dx \cdot l_x}$$

che al limite per $d\,w \to o$, vale μ_x e rappresenta, appunto, una frequenza finita di morte alla precisa età x.

(Queste tre righe sono la riproduzione fotografica tratta dalla pag. 56 del volume in esame; esse contengono un evidente errore tipografico).

morte, *ex. g.*, può essere dubbio, ove l'assicurato muoia alla scadenza dell'operazione, se gli eredi abbiano o meno diritto al capitale assicurato (se nel calcolo del premio si adoperano tassi incompleti di mortalità, l'assicuratore dovrebbe negare tale diritto). Ma se, ad evitare equivoci, si convenisse contrattualmente che la somma assicurata debba essere corrisposta anche nel caso che l'assicurato muoia proprio alla scadenza, l'assicuratore assume un impegno maggiore ed anche il premio corrisposto dall'assicurato dovrebbe essere maggiore. Allora l'azione elementare fra t e $t+dt$, rispetto a quella totale della mortalità nell'intervallo $(0, s)$ sarà $/_t\overset{0}{q}_x dt$ e il premio unico dell'operazione nel continuo risulta

$$\overset{0}{A}(x, s) = \int_0^s e^{-\delta t} /_t\overset{0}{q}_x dt,$$

essendo δ il tasso istantaneo di capitalizzazione composta ».

Tenendo conto della (33) il premio unico proposto diviene

$$\int_0^s v^t\left(1 - \frac{l_{x+t}}{l_x} - \frac{l'_{x+t}}{l_x}\right)dt = \bar{a}_{\overline{s|}} / - {}_s/\bar{a}_x + /_s\bar{A}_x$$

e se supponiamo x ed s interi, approssimativamente

$$a_{\overline{s|}} - /_s a_x + /_s A_x = \frac{1-v^s}{i} - \frac{N_x - N_{x+s}}{D_x} + \frac{M_x - M_{x+s}}{D_x}.$$

Dopo ciò che è stato riportato sopra, ritengo che il lettore dovrebbe essere indotto a ritenere che l'integrale

$$(\alpha) \qquad \int_0^s e^{-\delta t} /_t q_x dt = \int_0^s v^t\left(1 - \frac{l_{x+t}}{l_x}\right)dt$$

rappresenta il premio unico calcolato nel solito modo per l'assicurazione di 1 lira e che

$$(\beta) \qquad \int_0^s e^{-\delta t} {}_t/\mu_x dt = -\int_0^s \frac{v^t l'_{x+t}}{l_x} dt$$

rappresenta la correzione da apportarsi al predetto premio unico per tener conto, secondo l'A., della frequenza di morte all'età precisa $x+s$.

Invece l'integrale (β) è il premio unico calcolato nel solito modo e l'integrale (α) è la correzione suggerita, la quale correzione è la differenza fra il valore attuale di una rendita unitaria della durata di s anni ed il valore attuale di una rendita vitalizia temporanea per s anni sopra una testa di età x; cioè attuarialmente è il premio unico che un individuo di età x deve pagare ad un Istituto Assicuratore perchè questi si impegni di proseguire alla sua morte il pagamento di una rendita continua unitaria di durata s, se la morte della testa di età x avviene fra le età x ed $x+s$.

Calcolando con la formula suggerita dall'A. il premio unico per l'assicurazione di una lira in caso di morte temporanea per 30 anni sopra una testa di 20 anni, si ottiene, servendoci della citata Tavola della Statistica Italiana, L. 1,57, poichè è $/_{30}A_{20} = 0{,}12$ (premio unico calcolato nel solito modo) e $a_{\overline{30|}} - /_{30}\, a_{20} = 1{,}45$ (correzione dovuta secondo l'A. ad assicurare il pagamento della lira se la morte avvenisse alla mezzanotte del giorno in cui scade l'assicurazione). Si osservi, a titolo di curiosità, che se l'individuo a 20 anni volesse aumentare di 1 giorno la durata dell'assicurazione dovrebbe aumentare il premio di meno di un centomillesimo di lira.

Osserviamo ancora che, pur ammettendo che esistesse una frequenza finita di morte ad una età precisa, questa nell'assicurazione in caso di morte temporanea agirebbe solo alla scadenza e perciò nessuna giustificazione avrebbe la proposizione citata sopra: « ... l'azione elementare fra t e $t + dt$, rispetto a quella totale della mortalità nell'intervallo $(0, s)$ sarà $/_t \overset{0}{q}_x . dt$ ».

F. Sibirani

A proposito della recensione precedente.

Il prof. Sibirani, con la recensione cui rispondo, non guarda all'opera di cui dice di occuparsi, ma solo ritorna, a suo modo, su osservazioni che molti anni fa mi aveva mosso (1) e alle quali avevo con serenità e dignità scientifica risposto nella stessa sede (2). Comunque, il mio critico fa due rilievi, dei quali mi occuperò brevemente.

1. — Anzitutto debbo ai lettori la seguente dichiarazione: io *non* « ho scritto che esista una probabilità finita di morte ad un'età precisa » e *non ho* « mai valutato tale probabilità per un individuo di età x in $\mu(x) = -\frac{l'(x)}{l(x)}$ « essendo $l(x)$ una funzione di sopravvivenza ».

Mi sia consentito, a tal uopo, di ricordare che nella mia Memoria già citata, considerando $l(x)$ derivabile in un intervallo chiuso $(0, \omega)$ e assumendo l'anno come unità di misura del tempo, così a pag. 29 mi esprimo: « Se per un dato gruppo demografico si ammette l'esistenza di una proba-« bilità di morte, la probabilità per un individuo di età x di morire nel-« l'intervallo infinitesimo $(x, x + dx)$ è, com'è noto, $\mu_x\, dx$, in cui μ_x rap-« presenta il tasso istantaneo di mortalità: naturalmente, la probabilità è « infinitesima, ma la sua densità è quantità finita e positiva. E, allora, il « problema si riduce a questo: se per misura degli effetti della mortalità « fra x e $x + dx$ assumiamo la frequenza assoluta di morte riferita al-« l'unità di osservazione, cioè il rapporto $(l_x - l_{x+dx}) : l_x$, che a meno « di infinitesimi d'ordine superiore, vale appunto $\mu_x\, dx$, allora tale misura « è praticamente nulla; ma se assumiamo come misura degli effetti della « mortalità fra x e $x + dx$ la stessa frequenza assoluta riferita, oltre che « all'unità di osservazione, anche all'unità di tempo, cioè il rapporto « $(l_x - l_{x+dx}) : l_x dx$, che praticamente vale μ_x, allora tale misura è quan-« tità finita positiva... Esistono, dunque, frequenze finite — tassi istanta-« nei — non nulle di morte ad una data età ».

P. es., il valore di μ_x, per gli assicurati inglesi, cresce da circa 1 centesimo, a 20 anni, a circa 15 centesimi, a 80 anni (3).

(1) F. Sibirani: *Sopra alcune novità introdotte nella Matematica Finanziaria* - Memorie dell'Accademia delle Scienze dell'Istituto di Bologna, Serie IX, Tomo V, 1937-38.

(2) F. Insolera: *A proposito di una critica ad alcune novità introdotte nella Matematica finanziaria* - Memorie dell'Accademia delle Scienze dell'Istituto di Bologna, Serie IX, Tomo VI, 1938-39.

(3) Cfr.: Tav. HM in *A short collection of actuarial Tables* - The Institute of Actuaries, London, 1912, pag. 18.

Ma, che μ_x non sia una probabilità io ho detto *sempre*: e il lettore potrebbe sincerarsene dando uno sguardo, ex. g., alla pag. 13 della 1ª ediz. del mio *Corso di Matematica finanziaria, Torino, Lattes, 1923.*

Non solo: nell'opera che ha dato lo spunto alla critica del prof. SIBIRANI, dico « ... la constatata variabilità della sopravvivenza in una stessa popo-« lazione generale attraverso il tempo, autorizza a ritenere che, a stretto « rigore, non solo non si potrebbe sicuramente affermare l'esistenza di una « probabilità di morte costante, ma sarebbe da dubitare dell'esistenza stes-« sa di una probabilità (com'è ben noto non sempre gli adeguati numerici « hanno significato di media tipica, cioè non sempre un rapporto di frequenza « è espressione di probabilità) » (4).

Appunto per queste premesse concettuali, nell'opera or ora citata, studio anzitutto la sopravvivenza in gruppi generici, prescindendo dal concetto di probabilità matematica e riferendomi ai rapporti di frequenza, cioè a tassi.

Io, dunque, parlo sempre di frequenze relative, cioè di tassi; chi parla indifferentemente ora di frequenze ora di probabilità, attribuendo a me la confusione che ne discende, è proprio il mio contraddittore E valga il vero:

Il prof. SIBIRANI considera i tassi istantanei $\mu_{30+\frac{z}{365}}$ con $z = 0, 1, 2, \ldots 364$, tutti compresi fra μ_{30} e μ_{31}; suppone di farne la somma, che dovrebbe essere maggiore di $365 \times \mu_{30} \leq 2{,}409$ — avendo posto $\mu_{30} = 0{,}0066$ sulla base della Tav. S.M.I. 1901 — e così conclude: « questo numero — il 2,409 « — sarebbe inferiore alla frequenza con cui un individuo di 30 anni può « morire indifferentemente in una qualsivoglia delle 365 età precise in-« dicate, ecc. ecc ».

Ma, a mio parere, il calcolo e il commento del prof. SIBIRANI significano solo questo: che Egli applica, in modo assai discutibile, il principio della probabilità totale per fenomeni incompatibili. Invero, se μ_x, che non è una probabilità, si assume a misuratore della mortalità all'età x, la frequenza di morte all'età $x+z$ per un individuo di età x, non è, come opina SIBIRANI, μ_{x+z}, ma il prodotto del tasso di sopravvivenza ${}_zp_x$ fra x e $x+z$ per il tasso di mortalità μ_{x+z} in $x+z$, cioè

$$ {}_zp_x\mu_{x+z} = -\frac{l'_{x+z}}{l_x} = {}_z/\mu_x. $$

Pertanto, non la somma $\mu_{30+\frac{z}{365}}$, considerata dal prof. SIBIRANI, ma correttamente risolve il quesito l'integrale $\int_0^1 {}_z/\mu_{30}dz = \frac{l_{30}-l_{31}}{l_{30}} = d_{30} \leq q_{30} = 0{,}066,$ seguendo la Tav. S.M.I. 1901

2. — Il prof. SIBIRANI osserva che la formola

$$ \overset{0}{A}(x,s) = \int_0^s e^{-\delta t}/_tq_x\, dt $$

è inesatta. Lo è realmente: si tratta di una svista. Il prof SIBIRANI può

(4) F. INSOLERA: *Teorica della sopravvivenza* - Torino, Giappichelli, 1947, pag. 11.

ritrovare l'espressione rigorosa a pag. 180 del mio *Corso di Matematica finanziaria*. 2ª ediz. Torino 1937; essa è

$$\overset{0}{\bar{A}}(x, s = 1 - {}_s\bar{E}_x(1 - \mu_{x+s}) - \delta \int_0^s {}_t\bar{E}_x dt$$

cioè

$$\overset{0}{\bar{A}}(x, s) = \int_0^s e^{-\delta t}/{}_tq_x dt + {}_s\bar{E}_x \mu_{x+s},$$

in cui l'integrale rappresenta il premio unico continuo dell'assicurazione temporanea di una lira per il caso di morte, calcolato « nel solito modo »; e il termine additivo del secondo membro è appunto la correzione occorrente quando si voglia tener conto del tasso completo: correzione da me pensata e scritta 10 anni prima che mi fosse, sia pure « per un momento », suggerita dal mio critico. Comunque, la svista, nella « Teorica della sopravvivenza », per quanto spiacevole, è senza conseguenze.

Seguendo l'esempio del SIBIRANI, se $x = 20$, $s = 30$, la capitalizzazione composta annua e il tasso d'interesse del 4 %, dalla Tav. LXXXIV del BAGNI (5), al solito premio unico puro $/_{30}A_{20} \cong 0{,}12$ si dovrebbe aggiungere, secondo la precedente formola, circa 0,003: il che equivale ad un aumento inferiore a 19 centomillesimi del corrispondente premio annuo puro, che è circa 7 millesimi.

F. INSOLERA

F. E. RELTON: *Applied Bessel Functions*. (Blackie and Son Limited, London and Glasgow), 1946, pp. VI + 191, (17 s. 6 d.).

Questo volumetto, scritto per gli ingegneri e i fisici, si prefigge di rendere famigliare l'uso delle funzioni di BESSEL.

Premessi alcuni cenni sulla funzione degli errori di GAUSS $Erf x$, sulla Bèta e sulla Gamma euleriane $B(p, q)$, $\Gamma(x)$, e sulle proprietà elementari delle equazioni differenziali lineari del secondo ordine, in due capitoletti, il III e il IV, sono date le proprietà ricorrenti caratteristiche delle funzioni di BESSEL di prima specie $J_n(x)$, quelle integrali, ed è posto in evidenza il loro comportamento nell'origine, e il loro carattere oscillatorio.

Un altro capitoletto, il VI, è dedicato alle funzioni cilindriche di seconda specie $Y_n(x)$; nel VII sono considerate le funzioni cilindriche di argomento immaginario $I_n(x)$ e le funzioni associate $K_n(x)$; nel IX sono ritrovate alcune rappresentazioni integrali delle $J_n(x)$ e sono ricavati i coefficienti degli sviluppi formali in serie di BESSEL, di DINI-BESSEL, di SCHLÖMILCH; e nel X sono richiamate le funzioni cilindriche di terza specie di NIELSEN $H_n^{(1)}(x)$, $H_n^{(2)}(x)$, e quelle di KELVIN *ber x, bei x*.

Molte e interessanti applicazioni relative ai problemi oscillatori, alle aste, alle catene, alla conduzione del calore, all'idrodinamica e all'elasticità rendono attraente e raccomandabile la lettura del volume.

G. SANSONE

(5) T. BAGNI, *Tavole di mortalità e monetarie ecc.*, « Annali di Statistica », ser. V, vol. X, p. 294, 1919.

G. LEE: *Oliver Heaviside and the mathematical theory of electrical communications,* pb. for the British Council, by Longmans, Green and Co., London, 1947, pp. 32 (1 s., 6 d.).

In un piccolo libro, sir G. LEE ha esposto i fatti più importanti della vita e i punti essenziali dell'opera di matematico e di fisico di O. HEAVISIDE; ed è quest'ultima che occupa, naturalmente, maggior spazio.

Ma più che l'esposizione, fatta con eccezionale chiarezza e con la padronanza della materia che viene all'A. dalla sua lunga dimestichezza con i problemi delle comunicazioni telegrafiche e della propagazione delle onde elettromagnetiche, dei fondamenti del calcolo simbolico che da HEAVISIDE prende il nome e delle sue ricerche sul calcolo vettoriale, e sopra tutto sulla trasmissione dei segnali elettrici nei cavi, ricerche tutte di una eccezionale importanza, ma sulle quali emerge naturalmente il calcolo operatorio, divinazione quasi in un epoca come la sua così poco disposta ad accettare questo nuovo algoritmo che oggi domina tutti i campi della fisica, ci appaiono interessanti le poche parole destinate alla sua vita: forse perchè abituati a vedere nelle opere di ognuno un riflesso della sua educazione e delle vicissitudini della sua vita.

Non è qui luogo di dilungarsi su questo argomento, ma vien fatto di chiedersi se l'opera di O. HEAVISIDE sarebbe stata tanto rivoluzionaria ed innovatrice se egli avesse ricevuto una educazione accademicamente completa e se la sua mente non avesse ereditato dal padre quell'istinto artistico che lo aveva reso celebre: il che prova ancora una volta come la ricerca scientifica sia arte pura.

È dunque una vita assai interessante quella di O. HEAVISIDE, e dobbiamo essere grati a G. LEE di avercela fatta conoscere.

T. MANACORDA

F. CONFORTO: *Meccanica Razionale.* Casa Ed. Giuseppe Principato, pp. IV+316, 1946.

Questo libro, che riproduce un corso di meccanica razionale tenuto nel 1944 ad Allievi Ufficiali, appare, per quanto scritto in condizioni molto disagiate, veramente ben riuscito. Infatti i principî della meccanica sono svolti con il dovuto rigore, le nozioni e i teoremi fondamentali con opportuna ampiezza; la redazione è piana, anche perchè sono evitati gli eccessivi sviluppi algoritmici che talvolta appesantiscono i corsi di meccanica razionale. Gli argomenti trattati sono, all'incirca, quelli svolti nei nostri biennî e, comunque, tutti gli argomenti necessari agli allievi ingegneri per proseguire i loro studi. Il libro è perciò veramente utile per quegli allievi e per tutti gli studiosi che intendono apprendere per via semplice, ma sicura, le nozioni particolarmente importanti della meccanica razionale.

La veste tipografica è buona; ed è da lodare l'editore Principato che, con la ristampa del presente volume, ha arricchito la letteratura italiana di un nuovo buon testo di Meccanica Razionale.

D. GRAFFI