



<https://doi.org/10.15407/dse2019.02.052>

УДК 314.14:311.15] (477)

JEL CLASSIFICATION: J11

### **Н.М. ЛЕВЧУК**

д-р екон. наук, старш. наук. співроб., голов. наук. співроб.

Інститут демографії та соціальних досліджень

ім. М.В. Птухи НАН України

01032, Україна, м. Київ, бул. Т. Шевченка, 60

E-mail: levchuk.nata@gmail.com

ORCID 0000-0003-4944-684X

### **Л.В. ЛУЩИК**

голов. економіст

Інститут демографії та соціальних досліджень

ім. М.В. Птухи НАН України

01032, Україна, м. Київ, бул. Т. Шевченка, 60

E-mail: lyluschik@ukr.net

ORCID 0000-0001-5425-3482

## **НЕРІВНІСТЬ У ПОРЯДКУ ВИМИРАННЯ Й ДОЖИТТЯ УМОВНИХ ПОКОЛІНЬ В УКРАЇНІ**

Досягнення високих показників тривалості життя у західному світі супроводжується суттєвими змінами у порядку вимирання населення та характеру кривої дожиття. Зокрема, числа тих, хто доживають до певного віку, збільшуються з кожним новим поколінням, унаслідок чого крива дожиття поступово наближається до прямокутної форми, тобто відбувається так званий процес ректангуляції кривої дожиття та компресія смертності. Проте в Україні ці процеси є малодослідженими. У даній роботі на основі зарубіжного досвіду апробовано й розраховано для України ряд індикаторів, які дали зможу оцінити міру нерівності у порядку вимирання за віком стаціонарного населення, а саме: коефіцієнт Джині, середню різницю у віці смерті індивідів із табличного населення, квартильний розмах у порядку дожиття умовних поколінь. Аналіз зазначених показників виявив: а) загальну тенденцію до послаблення міжіндивідуальної нерівності у порядку дожиття табличного населення після 2000-го року; б) нерівномірніший розподіл доживаючих за віком у періоди нижчої тривалості життя та в регіонах України, де очікувана тривалість життя при народженні є нижчою. Моделювання гіпотетичних варіантів кривої Лоренца і коефіцієнта Джині залежно від різних повікових зрушень у смертності населення показало, що величина даного коефіцієнта найбільш чутлива до змін смертності в працездатному віці і досягає мінімальних значень, коли все більше смертей концентруються навколо середнього віку смерті. Виявлено повікові особливості розподілу життєвого потенціалу, прожитого умовним поколінням за статтю, зокрема вищу нерівномірність у порядку вимирання й дожиття чоловіків порівняно з жінка-

© ЛЕВЧУК Н.М., ЛУЩИК Л.В., 2019

ми. Розподіл доживаючих за віком та величина квартильного розмаху, обчисленого за даними таблиць смертності й тривалості життя України, свідчить, що 50% із умовного покоління чоловіків вмирає в інтервалі віку між 58 і 79 років (за 21 рік), а у жінок — між 71 і 87 років життя (за 15 років), тобто жінки доживають до старшого віку, але концентрація смертей між першим і третім квартилями стає інтенсивнішою. Це вказує на те, що темпи процесу компресії смертності й ректангуляції кривої дожиття у жінок виражені сильніше, ніж у чоловіків.

**Ключові слова:** смертність, нерівність крива Лоренца, коефіцієнт Джині, квартильний розмах.

*Н.М. Левчук*

д-р экон. наук, глав. науч. сотруд.

Институт демографии и социальных исследований

им. М.В. Птухи НАН Украины

01032, Украина, г. Киев, бул. Т. Шевченка, 60

E-mail: levchuk.nata@gmail.com

ORCID 0000-0003-4944-684X

*Л.В. Лущик*

глав. экономист

Институт демографии и социальных исследований

им. М.В. Птухи НАН Украины

01032, Украина, г. Киев, бул. Т. Шевченка, 60

E-mail: lyluschik@ukr.net

ORCID 0000-0001-5425-3482

## НЕРАВЕНСТВО В ПОРЯДКЕ ВЫМИРАНИЯ И ДОЖИТИЯ

### УСЛОВНЫХ ПОКОЛЕНИЙ В УКРАИНЕ

*Достижение высоких показателей продолжительности жизни в западном мире сопровождается существенными изменениями в порядке вымирания населения и характера кривой дожития. В частности, числа тех, кто доживает до определенного возраста, увеличиваются с каждым новым поколением, в результате чего кривая дожития постепенно приближается к прямоугольной форме, то есть происходит так называемый процесс ректангуляции кривой дожития и компрессия смертности. Эти процессы мало исследованы в Украине. В данной работе на основе существующего зарубежного опыта апробирован и рассчитан для Украины ряд индикаторов, позволивших оценить меру неравенства в порядке повозрастного вымирания стационарного населения, а именно: коеффициент Джини, среднюю разницу в возрасте смерти индивидов табличного населения, квартильный размах в порядке дожития условных поколений. Анализ указанных показателей помог установить: а) общую тенденцию к ослаблению межиндивидуального неравенства в порядке дожития табличного населения после 2000-го года; б) более неравномерное распределение доживающих по возрасту в периоды низкой продолжительности жизни и в регионах, где ожидаемая продолжительность жизни при рождении ниже. Моделирование гипотетических вариантов кривой Лоренца и коэффициента Джини в зависимости от разных повозрастных сдвигов в смертности населения показало, что величина данного коэффициента наиболее чувствительна к изменениям смертности в трудоспособном возрасте и достигает минимальных значений, когда все больше смертей концентрируются вокруг среднего возраста смерти. Выявлены повозрастные особенности распределения жизненного потенциала, прожитого условным поколением в зависимости от пола, в частности большую неравномерность в порядке вымирания и дожития мужчин по сравнению с женщинами. Распределение доживающих по возрасту и величина межквартильного размаха, исчисленного по данным таблиц смертности и продолжительности жизни, свидетельствует о том, что 50 % условного поколения мужчин умирает в интервале возраста между 58 и 79 годами (за 21 год), а у женщин — между 71 и 87 годами жизни (за 15 лет), то есть женщины доживают до старшего возраста, но концентрация смертей между первым и третьим квартилями становится более интенсивной. Это указывает на то, что темпы процесса компрессии смертности и ректангуляции кривой дожития у женщин выражены сильнее, чем у мужчин.*

**Ключевые слова:** смертность, неравенство, кривая Лоренца, коеффициент Джини, квартильный размах.

*N.M. Levchuk*

Dr. (Economics), Chief Researcher, Ptoukha Institute for Demography and Social Studies of the National Academy of Sciences of Ukraine  
01032, Ukraine, Kyiv, Taras Shevchenko Blvd., 60  
E-mail: levchuk.nata@gmail.com  
ORCID 0000-0003-4944-684X

*L.V. Luschik*

Leading Economist  
Dr. (Economics), Chief Researcher, Ptoukha Institute for Demography and Social Studies of the National Academy of Sciences of Ukraine  
01032, Ukraine, Kyiv, Taras Shevchenko Blvd., 60  
E-mail: lyluschik@ukr.net  
ORCID 0000-0001-5425-3482

## INTER-INDIVIDUAL INEQUALITY IN LENGTH OF LIFE IN UKRAINE

*The progress in life expectancy and reduction of mortality in developed countries are driven by profound changes in age distribution of deaths and so called historical compression of mortality. Mortality compression causes a rectangularization of the lifetime survival function when more and more cohorts survive until advanced ages. It is important to examine how equally the gain in life span is distributed across individuals in population and to define the degree of inter-individual inequality in life expectancy. Little is known about these processes in Ukraine. In this paper inter-individual inequality in life expectancy in Ukraine is examined through the following measures: Gini coefficient, average inter-individual difference in age at death (absolute measure corresponding to Gini), and inter-quartile range. They are defined on the length-of-life distribution. We found that: a) there has been a decline in inter-individual inequality in length of life in Ukraine since the 2000s; b) the degree of inequality in length of life is higher when life expectancy tends to decrease. Modeling and testing the Lorenz curves for life tables with different mortality patterns revealed that variations in Gini coefficient are most sensitive to changes in level and age distribution of mortality at working ages and tends to a minimum when more deaths is concentrated around the mean age at death. In 2017, the lowest values of Gini coefficient were detected in Ternopil, Ivano-Frankivsk and Chernivtsi oblasts while its highest values were observed in Kirovograd, Zhytomyr and Chernigiv oblasts. Analysis of life tables and calculation of interquartile range show that age distribution of deaths in men is more unequal than that in women. 50% of males die between the ages of 58 and 79 years that is during 21 years while 50% of females die between 71 to 87 years that is during 15 years. Not only do the women die at more advanced ages and live longer than men but also they have much higher death concentration between the first and the third quartiles. This indicates that historical compression of mortality and rectangularizations effects are more pronounced for women than for men.*

**Keywords:** mortality, inter-individual-inequality, Lorenz curve, Gini coefficient, inter-quartile range.

**Постановка проблеми та актуальність теми.** Після Другої Світової війни у розвинутих країнах унаслідок так званої епідеміологічної революції відбулися суттєві зміни у структурі причин смерті населення та повіковій смертності і, як наслідок, підвищення тривалості життя. З середини 1960-х років тривалість життя у країнах західної Європи кожні 10 років збільшувалась щонайменше на два роки. Прогрес у тривалості життя супроводжувався ректангулляцією кривої дожиття ( $l_x$ ), тобто набуттям нею все більш прямокутної форми. Це відбувалося за рахунок так званої компресії смертності, її «стискання» у дедалі вужчому віковому інтервалі, тобто все більшої концентрації смертей у похилому віці [1]. Ці процеси тривають дотепер у більшості країн світу. Темпи змін можуть бути швидкими чи повільними; компресія смертності у дорослому віці може компенсуватися декомпресією у молодому [2]. Перспектива набуття кривої дожиття повністю прямокутної форми означає, що смертність буде спричинена лише генетично обумовленими факторами, а смерті від екзогенних причин зникнуть [2, 3].

У зв'язку з цими зрушеннями дослідники почали вивчати не лише динаміку тривалості життя, а й нерівність між індивідами щодо ризику смерті й тривалості життя. Якщо міжгрупова нерівність у тривалості життя (*inter-group inequality in life expectancy*) характеризує відмінності у показниках поміж групами, виділеними за певними спільними соціально-економічними ознаками (освіта, дохід, зайнятість, шлюбний статус, місце проживання тощо), то міжіндивідуальна нерівність у тривалості життя (*inter-individual inequality in life expectancy*) оцінює відмінності у показниках смертності між усіма індивідами у складі населення, коли кожний індивід порівнюється з іншими [4]. Питання, яке нині ставлять дослідники, можна сформулювати так: яку тривалість життя яка частка теоретичного населення таблиці смертності матиме? Іншими словами, необхідно оцінити, наскільки однаково чи неоднаково довго живе умовне покоління таблиці смертності, і, відповідно, населення певного регіону чи країни, для яких ця таблиця смертності побудована [5]. Адже одні люди вмирають у молодому віці, тобто вони є «бідними» у термінах тривалості життя, а інші доживають до старшого віку і є «багатими» щодо прожитих років життя.

Відомо з різних досліджень, що тривалість життя в Україні суттєво нижча, ніж у країнах Західної Європи, і її динаміка за останні півстоліття відзначалася вираженими коливаннями. Значно менш поширеними в Україні є роботи з моделювання показників таблиць смертності з метою вивчення повікових характеристик процесу дожиття умовних поколінь у часі та просторі та їх впливу на рівень тривалості життя при народженні. Такі дослідження дають змогу, по-перше, оцінити нерівність у термінах прожитих років життя; по-друге, з'ясувати, що відбувається за зростання чи падіння тривалості життя: посилення чи послаблення нерівності.

**Аналіз наявних досліджень.** Серед різних показників, які вимірюють міжіндивідуальну нерівність у порядку вимирання й дожиття умовних поколінь, найпоширенішими є коефіцієнт Джині та квартильний розмах. Відомі дослідження вказують, що прогрес у тривалості життя в розвинутих країнах у довготривалій ретроспективі супроводжувався послабленням міжіндивідуальної нерівності у порядку дожиття. Дж. Уілмот (J. Wilmoth) та С. Хоріучі (S. Horiuchi) (1999) [1] пояснюють це насамперед зниженням смертності у дитячому й молодому віці. Однак упродовж останніх трьох десятиліть попри подальше повільне зростання тривалості життя показники нерівності в розвинутих країнах перестали знижуватись. Тобто вони сягнули певного низького рівня і подальший спад коефіцієнта Джині припинився. До того ж у багатьох країнах виразнішим став спад смертності у старших вікових групах, що також дещо загальмувало зниження показника Джині [6, с. 338]. В Україні дослідження нерівності у порядку дожиття за допомогою коефіцієнта Джині й міжквартильного розмаху дотепер не проводили.

**Мета статті** – дослідити нерівність у порядку вимирання й дожиття умовних поколінь в Україні та виявити особливості її динаміки в часовому та регіональному розрізах.

**Новизна роботи:** уперше виконано оцінку міжіндивідуальної нерівності у порядку дожиття табличного населення України на основі відомих індикаторів – коефіцієнта Джині, квартильного розмаху, а також графічного зображення нерівномірності розподілу – кривої Лоренца.

**Дані.** Дослідження базується на даних Державної служби статистики України, зокрема щорічних таблицях смертності й очікуваної тривалості життя України та її регіонів за окремі роки. Також використано таблиці смертності, побудовані для Швеції (*Human Mortality Database*).

**Метод.** Коефіцієнт Джині є найпоширенішим статистичним показником, що вимірює ступінь диференціації розподілу, набуваючи значень між 0 і 1, де 0 означає абсолютну рівність, а 1 – повну нерівність. Найчастіше його застосовують для вимірювання нерівності населення за доходами на основі аналізу розподілу доходів серед окремих верств населення чи груп домогосподарств. Коефіцієнт Джині розраховують за спеціальними формулами за допомогою кривої Лоренца, яка показує фактичний розподіл доходів між групами домогосподарств / індивідів за певний період часу. Якщо дохід є рівномірно розподіленим, то крива Лоренца збігається із діагоналлю повної рівності (прямою під кутом 45°), і значення коефіцієнта Джині дорівнює нулю. Чим більше крива відхиляється від лінії абсолютної рівності, тим більшим є ступінь нерівномірності (диференціації) у розподілі доходів. Смертність й тривалість життя також можна представити у площині нерівності щодо шансів вижити, оскільки одні індивіди вмирають раніше за інших, тобто є «бідними» щодо шансів на довге життя, інші живуть довше.

R. Ілсей (R. Illsey) та Дж. Ле Гранд (J. Le Grand) (1987) [7] обґрунтували використання коефіцієнта Джині на основі реального розподілу померлих. Інші дослідники розраховують коефіцієнт Джині на основі показників стаціонарного населення із таблиць смертності [1, 8]. У цьому разі крива Лоренца відображає нерівність у порядку дожиття теоретичного покоління таблиці і буде згідно з розподілом дожиття за віком смерті, де по осі  $X$  відкладена кумулятивна частка населення ( $F_x$ ), а по осі  $Y$  – кумулятивна частка прожитих людино-років ( $\Phi_x$ ). Розподіл померлих є рівномірним і нерівності немає, коли, скажімо, 10 % табличного населення (прийнятої зазвичай за 100 000 у таблиці смертності) проживає 10 % від сукупної кількості людино-років життя, яку проживає це покоління ( $T_0$  із таблиці смертності), 20 % табличного населення – 20 % від сукупної кількості прожитих людино-років і т. д. Нерівність у порядку дожиття є вираженою, коли рівномірний розподіл порушується, і смерті концентруються у якомусь віковому інтервалі, наприклад, у разі високої смертності немовлят та дітей, або навпаки, у разі концентрації усіх смертей у похилому віці. Тобто коефіцієнт Джині вимірює ступінь нерівномірності у порядку дожиття табличного населення, але причини нерівномірності можуть бути різними.

У нашому дослідженні ми скористалися геометричним підходом до обчислення коефіцієнта Джині  $G_x$  – тобто це площа між кривою Лоренца і лінією повної рівності (прямою під кутом 45°), поділена на площину нижнього трикутника:

$$G_x = 1 - \sum_{i=0}^{n-1} (F_{i+1} - F_i) \times (\Phi_{i+1} + \Phi_i) \quad (1)$$

При цьому накопичені частки населення  $F_x$  і відповідні частки прожитих ним людино-років життя  $\Phi_x$  у формулі (1) обчислюються так:

$$F_x = \frac{\sum_{t=0}^x d_t}{\sum_{t=0}^{\infty} d_t} = 1 - \frac{l_x}{l_0}, \quad (2)$$

$$\Phi_x = \frac{\sum_{t=0}^x d_t \cdot \bar{t}}{\sum_{t=0}^{\infty} d_t \cdot \bar{t}}, \quad (3)$$

де  $d_t$ ,  $l_x$ ,  $\bar{t}$  – показники з таблиць смертності:  $d_t$  – табличне число померлих у віці  $t$ ;  $l_x$  – число тих, хто доживає до віку  $x$ ;  $\bar{t}$  – середній вік померлих у даній віковій групі.

Коефіцієнт Джині – це відносний показник, а його еквівалентом в абсолютному вимірі є показник  $AID_x$ , (*average inter-individual difference in length of life*), що позначає середню абсолютну різницю у віці смерті індивідів із складу теоретичного покоління відносно середньої тривалості життя [6]. Цей показник вимірюється в роках і розраховується за формулою:

$$AID = G_x \times e_o, \quad (4)$$

де  $e_o$  – очікувана тривалість життя при народженні.

Ще одним показником, який може бути використаний для оцінки ступеня нерівності у порядку дожиття, є квартильний розмах [1]. Це різниця між віком, до якого доживає 25 % із теоретичного покоління таблиці (зазвичай, 100 000 новонароджених), і віком, до якого доживає 75 % із цього покоління. Тобто це відстань (різниця) між третім та першим квартилями розподілу за віком тих, хто доживає:

$$IRQ = Q_{25} - Q_{75}, \quad (5)$$

де  $Q_{25} = x$ , коли  $l_x = 0,25$ ;  $Q_{75} = x$ , коли  $l_x = 0,75$ ;  $x$  – вік з таблиць смертності.

**Виклад основного матеріалу.** Наші розрахунки показників Джині та AID для України за статтю за деякі роки представлені у табл. 1. Як бачимо, показник Джині ( $G_x \times 100$ ) в Україні є невисоким і становив в 2017 р. майже 14 для чоловіків та 10 для жінок. Проте в абсолютному виразі його величина, тобто величина  $AID$ , є значішою. У 2017 р. різниця між індивідуальним віком смерті та середнім віком смерті умовного покоління становила в середньому 9,3 та 7,7 року для чоловіків і жінок відповідно.

Аналіз розрахованих показників Джині в Україні за вибрані роки свідчить про загальну тенденцію до зниження його рівня у періоди вищої тривалості життя та збільшення його рівня у роки відносно низької тривалості життя. Зокрема, у чоловіків у 1963 та 1983 рр. показники Джині були нижчими, ніж у 1995 та 2001 рр.

**Таблиця 1. Показники нерівності у порядку дожиття умовних поколінь та середня тривалість життя в Україні**

Рік	Коефіцієнт Джині ( $G_x \times 100$ )		<i>AID</i> , років життя		Середня тривалість життя при народженні	
	чоловіки	жінки	чоловіки	жінки	чоловіки	жінки
1933	63,94	67,17	3,197	5,407	5,00	8,05
1963	15,99	13,00	10,762	9,557	67,32	73,50
1983	15,96	11,46	10,339	8,516	64,78	74,30
1991	15,59	11,09	10,072	8,245	64,62	74,32
1995	16,97	11,96	10,387	8,675	61,22	72,54
2001	16,43	11,34	10,240	8,348	62,32	73,63
2013	14,47	10,39	9,595	7,919	66,32	76,20
2017	13,88	9,98	9,304	7,659	67,02	76,78

Джерело: авторські розрахунки за даними Держстату України.

Відмінності у порядку дожиття в Україні та Швеції ілюструє рис. 1. У 1933 р., тобто у рік максимальної смертності від Голодомору, в Україні рівень коефіцієнт Джині досягнув 63,9 у чоловіків та 67,2 у жінок, і крива Лоренца дуже сильно відхиляється від діагоналі. Натомість у Швеції того року коефіцієнт Джині становив 20,0 у чоловіків та 18,3 у жінок. Така велика нерівність у порядку дожиття в Україні у рік екстраординарної смертності від голоду зумовлена як дуже великою концентрацією смертей у дитячому віці, так і високою смертністю осіб дорослого віку, тоді як у Швеції головну роль відігравала підвищена дитяча смертність. У 1933 р. на 60 % табличного населення в Україні припадало лише 10–12 % із загального числа прожитих людино-років, а у Швеції – 47–49 %.

У 1964 р. в обох країнах криві Лоренца відхиляються від діагоналі значно менше. Того року в Україні була доволі висока тривалість життя, і крива досить подібна до такої у Швеції. Нині ступінь нерівності у порядку дожиття в Україні є вищим, ніж

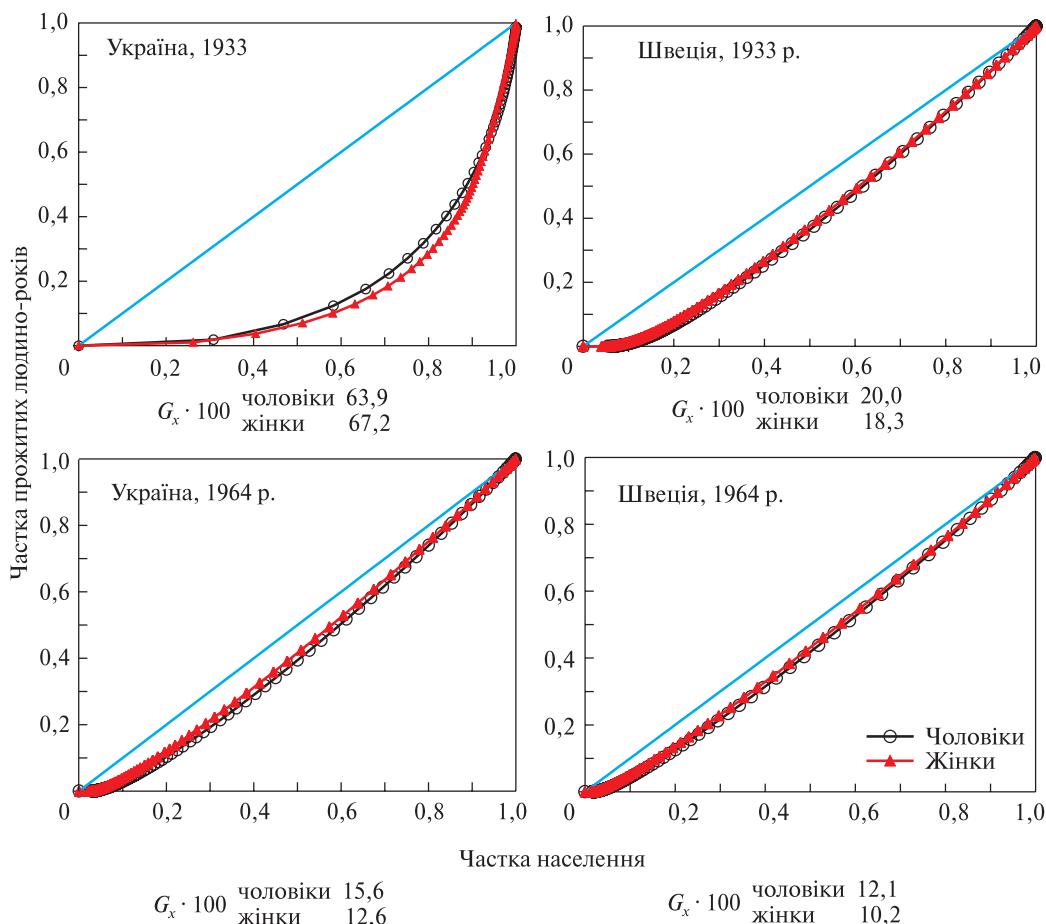


Рис. 1. Крива Лоренца для порядку дожиття за віком в Україні та Швеції у 1933 та 1964 рр., за статтю

Джерело: авторські розрахунки за даними Держстату України та *Human Mortality Database*.

у Швеції, відмінності між країнами поглиблись порівняно з 1964 р. Окрім цього, на рис. 2 чітко видно, що криві Лоренца для чоловіків та жінок у Швеції майже збігаються, а в Україні зберігаються статеві відмінності, зумовлені надсмертністю чоловіків. Проте треба зазначити, що відмінності у тривалості життя при народженні між чоловіками й жінками в Україні значно більші, ніж розбіжності у показнику *AID*.

Якщо розподіл померлих є рівномірним, то показники Джині і *AID* дорівнюють нулю. Теоретично, найбільшим досягненням є висока тривалість життя і мінімальна нерівність у порядку дожиття, тобто ситуація, коли усі доживають до похилого віку і вмирають в однаковому віці, іншими словами мають однаково високу тривалість життя й той самий вік смерті. У цьому випадку, крива Лоренца збігається з діагональлю. Таку гіпотетичну криву зображенено на рис. 3 для жінок України у 2017 р., якби 98 % табличних смертей відбулися у віці 90 років і старше. У такому разі тривалість життя жінок при народженні досягнула б майже 94 років і коефіцієнт Джині дорівнював би 0.

Щоб з'ясувати, як буде змінюватися крива Лоренца і рівень коефіцієнта Джині залежно від різних повікових зрушень у смертності населення, було побудовано ще кілька моделей на основі базової таблиці смертності жінок України у 2017 р.: висока дитяча смертність (табличне число померлих у віці до 6 років збільшено у 10 разів), а у віці старше 6 років числа померлих залишаються майже без змін (рис. 4); висока смертність у молодому й середньому віці (рис. 5); збільшення числа померлих у віці 50–70 років та зменшення кількості померлих у молодому та середньому віці (рис. 6).

У першому варіанті, тобто за умови значного збільшення дитячої смертності, у жінок очікувана тривалість життя при народженні зменшується від 76,8 року до 71,3 року, а показник Джині збільшується від 10 до 17. Другий гіпотетичний варіант побудовано за умови збільшення табличного числа померлих у молодому та середньому

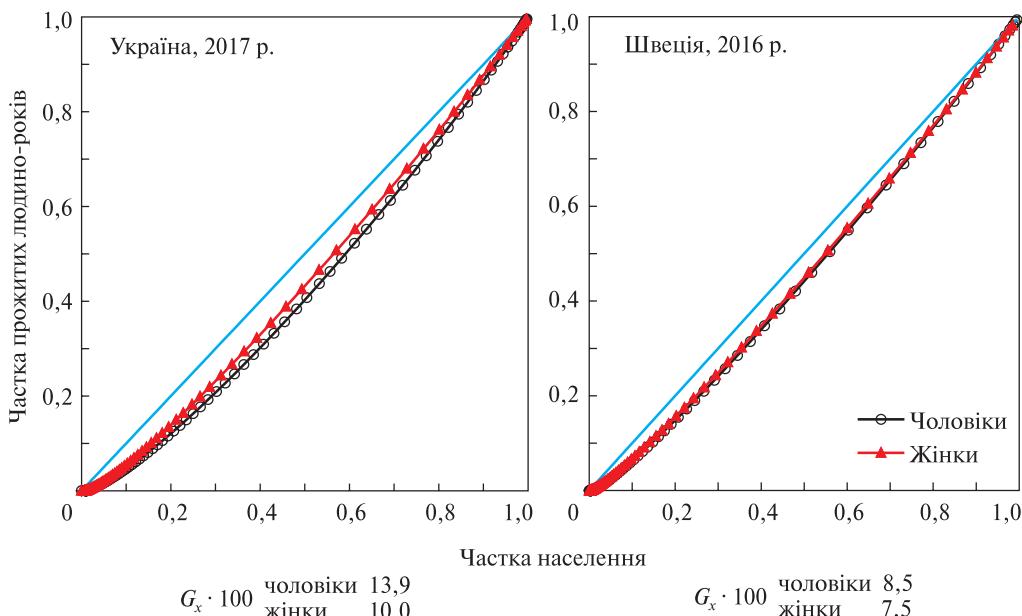


Рис. 2. Крива Лоренца для порядку дожиття за віком в Україні (2017) та Швеції (2016), за статтю Джерело: авторські розрахунки за даними Держстату України та *Human Mortality Database*.

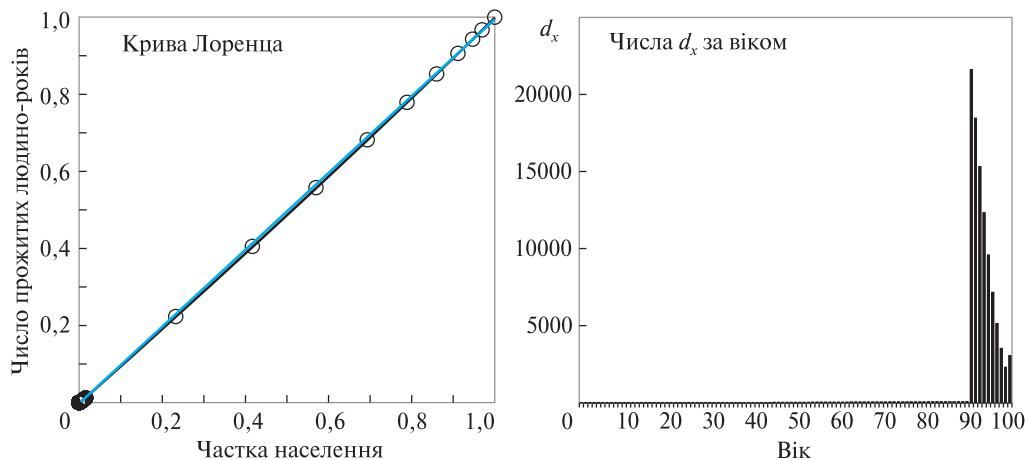


Рис. 3. Гіпотетична крива Лоренца для жінок України у 2017 р. за умови, коли 98 % табличного числа померлих ( $d_x$ ) припадає на вік 90 років і старше,  $e_0 = 93,8$  року,  $(G_x \times 100) = 0$

Джерело: авторські розрахунки за даними Держстату України.

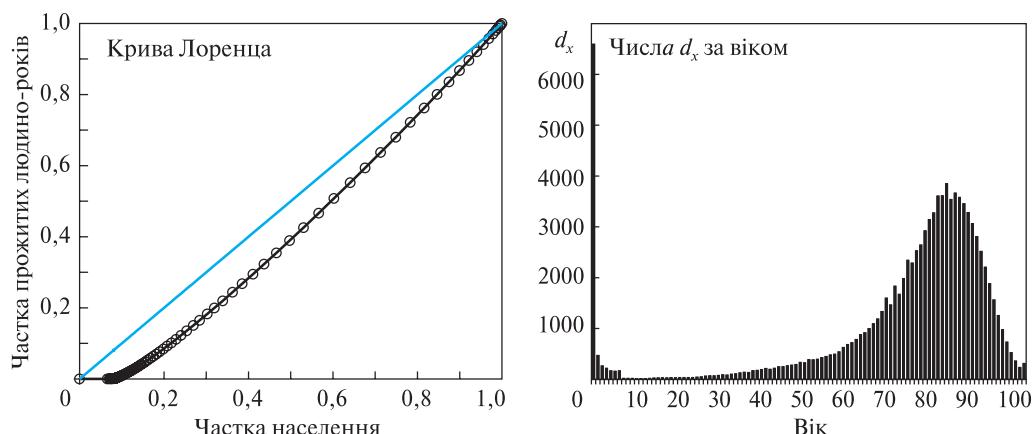


Рис. 4. Гіпотетична крива Лоренца для жінок України у 2017 р. за умови збільшення табличного числа померлих ( $d_x$ ) у віці до 6 років у 10 разів,  $e_0 = 71,3$  року,  $(G_x \times 100) = 17,0$

Джерело: авторські розрахунки за даними Держстату України.

віці. При цьому смертність дітей віком до 6 років залишається без змін, а через високу смертність у молодому та середньому працездатному віці табличні числа померлих у віці 50 років і старше різко зменшуються. У цьому разі очікувана тривалість життя жінок при народженні становитиме лише 31,4 року, а коефіцієнт Джині зростає від 10 до 25,6. У третьому варіанті різко збільшується табличне число померлих у віці від 50 до 70 років, а смертність до 50 років, навпаки, знижується. Це призводить до деякого зменшення тривалості життя від 76,8 до 73,1 року, але при цьому рівень показника Джині змінюється несуттєво і становить 10,4.

Таким чином, вплив зрушень у повіковій смертності на показник Джині є неоднозначним. Модельні розрахунки свідчать про зворотній зв'язок між рівнем

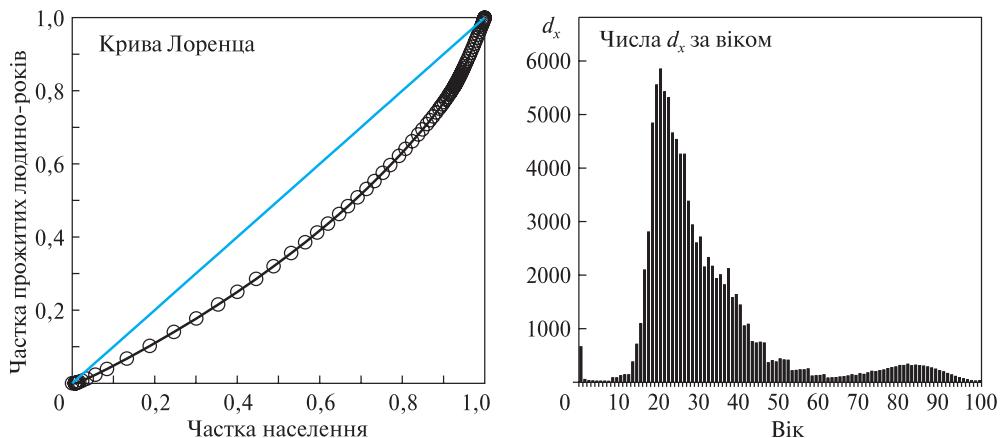


Рис. 5. Гіпотетична крива Лоренца для жінок України у 2017 р. за умови збільшення табличного числа померлих ( $d_x$ ) в інтервалі віку від 6 до 50 років,  $e_0 = 31,4$  року,  $(G_x \times 100) = 25,6$

Джерело: авторські розрахунки за даними Держстату України.

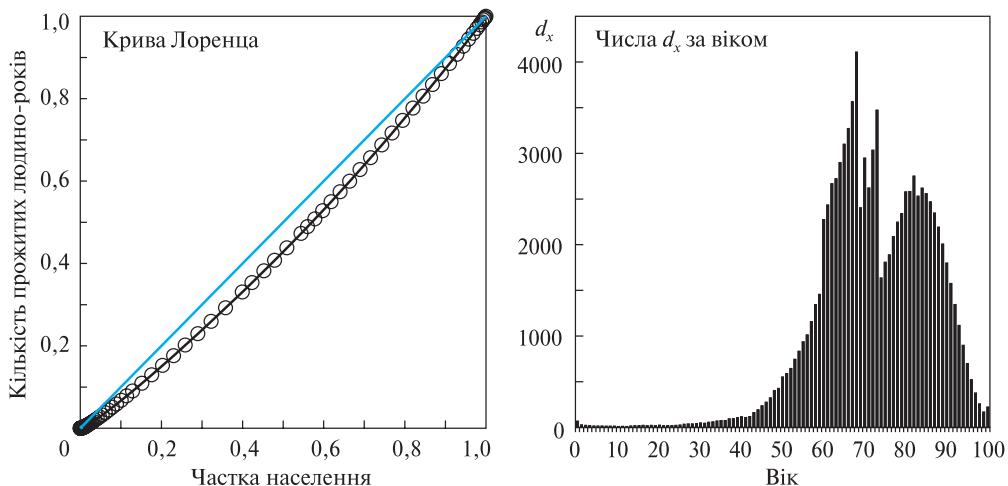


Рис. 6. Гіпотетична крива Лоренца для жінок України у 2017 р. за умови збільшення табличного числа померлих ( $d_x$ ) у віці від 50 до 70 років,  $e_0 = 73,1$  року,  $(G_x \times 100) = 10,4$

Джерело: авторські розрахунки за даними Держстату України.

тривалості життя та ступенем диференціації у розподілі тих, хто доживає. Зазвичай, чим нижча тривалість життя, тим вища нерівність у порядку дожиття. Ця нерівність зменшується, коли збережені життя припадають на більш ранні вікові групи і відбувається відсунення смертей у старші вікові групи, тобто компресія розподілу смертей у бік старших вікових груп. Коефіцієнт Джині мінімальний тоді, коли все більше смертей концентруються навколо середнього віку смерті. У результаті аналізування запропонованих нами трьох варіантів визначено, що показник Джині найчутливіший до змін смертності саме у трудоактивному віці.

Рис. 7. Коефіцієнт Джині ( $G_x \times 100$ ) по областях України, чоловіки: а – 1995 р., б – 2017 р.

Джерело: авторські розрахунки за даними Держстату України.

\* Примітка. Дніпропетровську обл.. з 2919 р. переіменовано на Січеславську.

Нами було також розраховано показники Джині та AID для областей України за окремі роки (1991, 1995, 2001, 2017)<sup>1</sup>. Вони показали, по-перше, що розподіл смертей і тих, хто доживає, більш нерівномірний у регіонах із нижчою тривалістю життя. Зокрема, найнижчий коефіцієнт Джині спостерігається у Тернопільській, Івано-Франківській та Чернівецькій областях; найвищий – у Кіровоградській, Житомирській та Чернігівській областях (рис. 7). По-друге, аналіз виявив загальну тенденцію до послаблення міжіндивідуальної нерівності у порядку дожиття табличного населення регіонів після 2000-го року. У 2017 р. порівняно з 1995 р. області стали більш подібними між собою за рівнем коефіцієнта Джині.

Ще одним показником нерівності у порядку дожиття є квартильний розмах у порядку дожиття (IQR). Нагадаємо, що це відстань (різниця) між третім та першим квартилями розподілу за віком тих, хто доживає (табл. 2).

Проведені розрахунки показали, що у 1991 р. в Україні 75 % табличного населення чоловіків доживало до 55 років, а жінок – до 69 років; 25 % табличного населення чоловіків доживало до 78 років, жінок – до 85 років. У середині 1990-х ці показники погіршилися. Останніми роками вік, до якого доживає дві третини табличного населення, дещо підвищився і становив у 2017 р. 58 років для чоловіків та 71 рік для жінок, а вік, до якого доживає лише чверть умовного покоління, – 79 років для чоловіків та 87 років для жінок. Як наслідок, 50 % із табличної сукупності чоловіків умирає протягом 21-го року в інтервалі віку 58 – 79 років, а жінок – упродовж 15 років, між 71 і 87 роками життя. Це свідчить про виразні відмінності порядку дожиття в Україні між чоловіками та жінками. Жінки не просто живуть довше, у них компресія або концентрація смертей навколо середнього віку смерті виражена значно сильніше, тобто 50 % смертей умовного покоління відбуваються на вужчому віковому інтервалі, ніж у чоловіків.

<sup>1</sup> У розрахунках за 2017 рік не враховано АР Крим, Донецьку та Луганську області через брак відповідних даних. Необхідно також взяти до уваги погіршення якості регіональної демографічної статистики за останні роки через значну віддаленість від останнього перепису та наслідки збройного конфлікту з Російською Федерацією.

**Таблиця 2. Показники дожиття за віком та квартильний розмах (IQR) у порядку дожиття в Україні за окремі роки, за статтю**

Показник	Чоловіки			Жінки		
	1991	1995	2017	1991	1995	2017
Вік, до якого доживає 75 % табличного населення	55,4	50,8	58,0	68,6	66,3	71,1
Вік, до якого доживає 25 % табличного населення	78,0	75,1	79,1	84,8	83,7	86,6
Квартильний розмах	22,56	24,43	21,1	16,2	17,4	15,45

Джерело: авторські розрахунки за даними Держстату України.

Як наслідок, рівень нерівності у порядку дожиття жінок виражений меншою мірою, ніж у чоловіків: 25 % умовного покоління проживає 16 % накопиченого життєвого потенціалу у чоловіків та 18 % – у жінок; 75 % умовного покоління проживає 67 % та 71 % із загальної кількості людино-років, прожитих чоловіками та жінками відповідно. Поки що суттєвого зближення між чоловіками й жінками щодо компресії смертності й нерівності у порядку дожиття в Україні не відбулося.

**Висновки.** У цьому дослідженні ми розрахували й проаналізували показники Джині та квартильного розмаху, які дають уявлення про міру нерівності у порядку дожиття умовних поколінь в Україні. Вони враховують два чинники: рівень смертності та повікову модель вимирання умовного покоління. Показник тривалості життя вказує середню «довжину життя», а показники нерівності – нерівномірність у розподілі тих, хто вимирає / доживає до певного віку. Виявлено загальну тенденцію до послаблення міжіндивідуальної нерівності у порядку дожиття табличного населення України, про що свідчить зниження рівня коефіцієнта Джині після 2000-го року. Вищий показник Джині й відповідно нерівномірніший розподіл смертей і тих, хто доживає, спостерігався у періоди нижчої тривалості життя. Аналіз показників квартильного розмаху засвідчив також суттєві відмінності між чоловіками та жінками щодо порядку дожиття табличного населення, зокрема більшу нерівномірність у формуванні життєвого потенціалу чоловіків і вищі темпи компресії смертності у жінок.

## ЛІТЕРАТУРА

1. Wilmoth J.R. and Horiuchi S. Rectangularization revisited: Variability of age at death with human populations // Demography. – 1999. – 36 (4). – P. 475–495. – <https://doi.org/10.2307/2648085>
2. Kannisto V. Measuring the Compression of Mortality // Demographic Research. – 2000. – Vol. 3, Art. 6. – 24 p. – <https://doi.org/10.4054/DemRes.200.3.6>
3. Fries J.F. Aging, natural death and the compression of morbidity // New England Journal of Medicine. – 1980. – 303. – P. 130–135. – <https://doi.org/10.1056/NEJM19800717303030>
4. Murray Ch.J.L., Frenk J., Gakidou E. Measuring health inequality: challenges and new directions // Poverty, inequality, and health. An International perspective. D. Leon, G. Walt (eds.). Oxford: Oxford University Press, 2001. – <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780192631961.003.0010>
5. Peltzman S. Mortality inequality // Journal of Economic Perspectives. – 2009. – Vol.23, № 4. – P. 175–190. – <https://doi.org/10.1257/jep.23.4.175>
6. Shkolnikov V., Andreev E., and Begun A.Z. Gini coefficient as a life table function: Computation from discrete data, decomposition of differences and empirical examples // Demographic Research. – 2003. – Vol. 8. Art. 11. – P. 305–358. – <https://doi.org/10.4054/DemRes.2003.8.11>

7. Illsey R., Le Grand J. The measurement of inequality in health // Health and Economics. A. Williams (ed.) – London: Palgrave Macmillan, 1987. – P. 12–36. – [https://doi.org/10.1007/978-1-349-18800-0\\_2](https://doi.org/10.1007/978-1-349-18800-0_2)
8. Hanada K. A formula of Gini's concentration ratio and its application to life tables [Електронний ресурс] // Journal of Japan Statistical Society. – 1983. – Vol. 13, № 2. – P. 95–98. – Режим доступу: [https://www.jstage.jst.go.jp/article/jjss1970/13/2/13\\_2\\_95/\\_pdf](https://www.jstage.jst.go.jp/article/jjss1970/13/2/13_2_95/_pdf) (дата звернення: 10.05.2019).

## REFERENCES

1. Wilmoth, J.R. & Horiuchi, S. (1999). Rectangularization revisited: Variability of age at death with human populations. *Demography*, 36(4), 475-495. – <https://doi.org/10.2307/2648085>
2. Kannisto, V. (2000). Measuring the Compression of Mortality. *Demographic Research*, Vol. 3, Art. 6. – <https://doi.org/10.4054/DemRes.200.3.6>
3. Fries, J.F. (1980). Aging, natural death and the compression of morbidity. *New England Journal of Medicine*, 303, 130-135. – <https://doi.org/10.1056/NEJM19800717303030>
4. Murray, Ch.J.L., Frenk, J., & Gakidou, E. (2001). Measuring health inequality: challenges and new directions. D. Leon, G. Walt (Eds.). *Poverty, inequality, and health. An International perspective*. Oxford: Oxford University Press. – <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780192631961.003.0010>
5. Peltzman, S. (2009). Mortality inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 4, 175-190. – <https://doi.org/10.1257/jep.23.4.175>
6. Shkolnikov, V., Andreev, E., & Begun, A.Z. (2003). Gini coefficient as a life table function: Computation from discrete data, decomposition of differences and empirical examples. *Demographic Research*, 8(11), 305–358. – <https://doi.org/0.4054/DemRes.2003.8.11>
7. Illsey, R. & Le Grand, J. (1987). *The measurement of inequality in health*. A. Williams (Ed.). Health and Economics. London: Macmillan. – [https://doi.org/10.1007/978-1-349-18800-0\\_2](https://doi.org/10.1007/978-1-349-18800-0_2)
8. Hanada, K. (1983). A formula of Gini's concentration ratio and its application to life tables. *Journal of Japan Statistical Society*, 13, 95-98. Retrieved from [https://www.jstage.jst.go.jp/article/jjss1970/13/2/13\\_2\\_95/\\_pdf](https://www.jstage.jst.go.jp/article/jjss1970/13/2/13_2_95/_pdf)

Стаття надійшла до редакції 14.05.2019.